

Agronomie
Gembloux



La mesure des arbres et des peuplements forestiers



Jacques RONDEUX



Presses Universitaires de Liège



Agronomie
Gembloux



La mesure des arbres et des peuplements forestiers

La mesure des arbres et des peuplements forestiers

Jacques RONDEUX

2021



<http://hdl.handle.net/2268/262622>

2021, LES PRESSES AGRONOMIQUES DE GEMBOUX, A.S.B.L.

Passage des Déportés 2 — B-5030 Gembloux (Belgique)

Tél. : +32 (0) 81 62 22 42

E-mail : pressesagro.gembloux@uliege.be URL : www.pressesagro.be

D/2021/1665/170

ISBN 978-2-87016-170-8

Cette œuvre est sous licence Creative Commons. Vous êtes libre de reproduire, de modifier, de distribuer et de communiquer cette création au public selon les conditions suivantes :

- *paternité (BY) : vous devez citer le nom de l'auteur original de la manière indiquée par l'auteur de l'œuvre ou le titulaire des droits qui vous confère cette autorisation (mais pas d'une manière qui suggérerait qu'ils vous soutiennent ou approuvent votre utilisation de l'œuvre);*
- *pas d'utilisation commerciale (NC) : vous n'avez pas le droit d'utiliser cette création à des fins commerciales;*
- *partage des conditions initiales à l'identique (SA) : si vous modifiez, transformez ou adaptez cette création, vous n'avez le droit de distribuer la création qui en résulte que sous un contrat identique à celui-ci.*

À chaque réutilisation ou distribution de cette création, vous devez faire apparaître clairement au public les conditions contractuelles de sa mise à disposition. Chacune de ces conditions peut être levée si vous obtenez l'autorisation du titulaire des droits sur cette œuvre. Rien dans ce contrat ne diminue ou ne restreint le droit moral de l'auteur.

<http://creativecommons.org/licences/by-nc-sa/4.0/deed.fr>

**Publié avec l'aide du Service public de Wallonie
(Aides à la promotion de l'emploi)**

À tous les miens

AUTEUR

Jacques Rondeux

Professeur ordinaire émérite de Gembloux Agro-Bio Tech, Université de Liège (Belgique), il a enseigné la dendrométrie, la gestion et l'économie forestière. C'est cependant à la dendrométrie qu'il a consacré près de 40 ans de sa carrière au travers de recherches focalisées sur la caractérisation et l'évaluation quantitative des peuplements portant sur la construction de modèles de cubage et de production, de conception et d'amélioration de méthodes d'inventaire. Auteur de plus de 300 publications sur le sujet et co-auteur de trois autres ouvrages dédiés aux tables de cubage et de production, il a aussi piloté ou co-piloté de nombreuses recherches à l'échelle nationale et internationale dans les domaines de l'écologie forestière appliquée, de l'évaluation quantitative et qualitative des ressources boisées et de la gestion plurifonctionnelle de l'espace forestier.

Il a aussi été fréquemment sollicité au titre de professeur-visiteur dans plusieurs pays africains, d'expert en matière d'inventaires régionaux dans plusieurs institutions forestières européennes et de conférencier à l'occasion de colloques internationaux (IUFRO, FAO, UE). Il a bénéficié de plusieurs bourses de perfectionnement dont une qu'il lui a permis d'obtenir un poste de Postdoctoral Research Fellow à l'Université de Yale (USA) au contact étroit d'équipes de recherche actives dans le domaine «Forest mensuration». Sa carrière a aussi été largement marquée par la mise sur pied et l'accompagnement scientifique de l'inventaire permanent des ressources forestières de Wallonie et du Grand-Duché de Luxembourg.

Il est correspondant étranger de l'Académie d'Agriculture de France (Section Bois et Forêts) et a siégé durant plus de 30 ans au Conseil Supérieur Wallon des Forêts dont il a aussi assuré la vice-présidence.

AVANT-PROPOS

La présente édition de «*La mesure des arbres et des peuplements forestiers*» se situe dans le prolongement de celles datant de 1993 et 1999.

Elle fait l'objet de nombreux ajustements portant sur la matière existante et introduit plusieurs compléments prenant en compte de nouveaux sujets rentrant dans le champ de préoccupation des dendrométriciens ou ayant acquis de l'importance au cours du temps. Elle vise aussi à expliciter, de manière plus complète, voire parfois plus théorique, certaines modalités d'estimation de variables aussi bien quantitatives que qualitatives ainsi que des méthodes de mesure liées à l'évolution du matériel de saisie des données.

La dendrométrie a fortement évolué au cours des dernières décennies, elle fait de plus en plus appel à des investigations complétant ou remplaçant des mesures classiquement opérées au sol. Des systèmes semi-automatisés ont largement poussé à repenser certains protocoles de mesure ou d'observation, et des logiciels performants ont permis de davantage diversifier et d'approfondir le traitement et l'exploitation d'un volume considérable de données. L'énorme fossé qui existait entre, d'une part, la lenteur de la saisie des données *in situ* et, d'autre part, la vitesse d'exploitation de celles-ci, s'est considérablement rétréci.

Par rapport aux éditions précédentes, celle-ci s'emploie à présenter et à développer des méthodes d'échantillonnage adaptées à d'autres objets que la seule matière ligneuse. Elle traite de l'utilisation de la télédétection en matière de mesures dendrométriques et d'observations forestières sans toutefois prétendre, loin s'en faut, apporter une contribution significative à ces questions qui évoluent tellement vite qu'elles requièrent sans cesse des ajustements et justifieraient à elles seules une autre synthèse.

* * *

La révision de l'ouvrage a été réalisée après avoir rassemblé et analysé de très nombreuses suggestions d'améliorations, venant d'étudiants de tous horizons, ainsi que de chercheurs et de gestionnaires forestiers, régulièrement ou

occasionnellement confrontés à des questions impliquant la mesure d'arbres ou l'évaluation des ressources ligneuses et non-ligneuses, dans un contexte relevant de la gestion forestière résolument multifonctionnelle. C'est ainsi que des sujets d'actualité sont abordés, s'agissant de chiffrer la biodiversité végétale, d'estimer la biomasse ligneuse, d'évaluer les quantités de carbone stockées ou encore l'importance et la diversité de la régénération naturelle.

La mise à jour a aussi prévu de jeter des ponts avec la gestion forestière, en complétant et en enrichissant la panoplie déjà importante de méthodes d'inventaire par échantillonnage, en développant davantage des modèles de croissance adaptés à diverses catégories de peuplements (structures, mélanges) et en présentant, dans les grandes lignes, les principes de fonctionnement et types d'application des systèmes d'information géographiques (SIG) ainsi que des systèmes de positionnement globaux (GPS). Les questions soulevées par les acteurs de terrain nous engageaient à rester attentif aux réalités de terrain et aux nombreuses retombées pratiques. Pour cette raison, nous avons revu la manière d'aborder le développement de diverses questions liées, par exemple, au cubage des arbres et à l'inventaire des peuplements, qu'il s'agisse de l'utilisation d'appareils de mesure, de méthodes statistiques appropriées ou encore de la justification de telle ou telle méthode d'investigation.

Il est cependant opportun de préciser que nous avons délibérément choisi de ne pas jeter aux oubliettes certaines méthodes, n'étant plus ou plus guère utilisées, mais permettant de mieux faire comprendre pour un lecteur moins bien averti celles qui aujourd'hui, masquées par l'utilisation d'algorithmes non explicites, s'en inspirent très largement. De surcroît, la matière à traiter est tellement vaste que nous avons parfaitement conscience de n'avoir pas pu ou su toujours coller à la réalité et à l'extraordinaire développement des connaissances s'y rapportant.

Pas moins de 700 références bibliographiques jalonnent le texte. Elles devraient être utiles à ceux qui souhaiteraient approfondir l'une ou l'autre matière insuffisamment développée, en regard de leurs besoins ou attentes, voire de nos choix. Nous avons néanmoins voulu garder un nombre élevé de sources d'informations qui, pouvant paraître obsolètes au premier abord, restent cependant parmi les fondamentaux de la science dendrométrique et ne méritent pas d'être rejetées au prétexte de l'utilisation de la toute puissance d'internet et des richesses auxquelles il donne rapidement accès.

Quelques ouvrages de référence, outre ceux mis en évidence dans les éditions antérieures, méritent aussi l'attention du lecteur. Il s'agit surtout de rééditions ou de synthèses plus ciblées dédiées à des sujets associés à la dendrométrie au sens large du terme. Nous avons délibérément opté pour une formule rassemblant un nombre élevé de sujets que la pratique de mesures en

forêt et l'évaluation des ressources ligneuses sont amenées à prendre en considération. À quelques reprises, et sur base de choix personnels, nous fournissons les liens internet permettant d'accéder plus rapidement à l'un ou l'autre ouvrage, publication ou site.

* * *

En mettant un terme à ce travail, fruit de nombreuses années de réflexion sans cesse marquées par le souci de rester le plus possible en phase avec l'évolution si rapide des connaissances et au contact des réalités, nous tenons à adresser nos très sincères remerciements à toutes celles et à tous ceux qui nous ont soutenu et encouragé dans les moments de travail intense, mais aussi dans ceux de doute ou de lassitude.

Plusieurs personnes de ULiège, Gembloux Agro-Bio Tech¹ - axe «Gestion des ressources forestières» où nous avons passé plus de 40 ans, ont largement contribué à documenter et à commenter les nouveaux sujets que nous trouvions opportun d'aborder, ou nous ont aidé à les traiter que ce soit pour des questions de fond, de mise en forme du contenu ou encore de manipulation de logiciels.

À cet égard, nous voudrions plus particulièrement remercier Jacques Hébert, Philippe Lejeune, Hugues Claessens, nos fidèles compagnons de route, pour leurs suggestions et remarques toujours si pertinentes ainsi que pour leur amicale attention. Nous pensons également à Cédric Geerts et à Clémence Teugels, pour la conception soignée d'illustrations, l'aide à la manipulation de matériel ou au traitement de données; à Alain Monseur et Thomas Schillings, pour la quantité de petits services parfois si utiles à l'avancement des travaux. Merci à Mohamed Saïdi et Samuel Quevauvillers, toujours présents pour résoudre les problèmes à caractère informatique et nous faire partager leur expérience.

Beaucoup d'autres se retrouveront certainement aussi dans ces propos. Pour aborder des matières dans lesquelles notre expertise s'avérait limitée, nous avons pu compter sur Sébastien Bauwens et Adrien Michez et, pour des relectures bien utiles, sur Gauthier Ligot et sur Hugues Lecomte, qui a été longtemps en charge de l'inventaire permanent des ressources forestières de Wallonie.

Nous voudrions encore souligner l'importance des remarques ou attentes émises par nombre de nos anciens étudiants, mais aussi par des lecteurs étran-

¹ Depuis 2009, la Faculté universitaire des Sciences agronomiques de Gembloux fait partie de l'Université de Liège (ULiège) et porte le nom de «Gembloux Agro-Bio Tech». Quant à l'axe Gestion des ressources forestières, on peut trouver toutes informations utiles le concernant à l'adresse suivante : <https://www.gembloux.ulg.ac.be/gestion-des-ressources-forestieres/>

gers, étudiants ou chercheurs, en particulier du monde forestier francophone, qui ont si souvent utilisé leurs messageries électroniques pour nous demander un conseil, nous inviter à préciser une notion mal comprise et, bien plus encore, pour nous suggérer d'intégrer des thématiques ou approches, destinées à élargir la portée de ce que nous avons toujours eu à l'esprit de concevoir comme un «manuel».

Enfin, nous ne pouvons oublier Pierre Dagnelie (Professeur ém. de Gembloux Agro-Bio Tech) et Jean Pardé† (Directeur hon. de recherches à l'INRA, Nancy, aujourd'hui disparu), qui nous ont insufflé, voici plus de 40 ans, la passion de la dendrométrie et le sens de la rigueur. Nous leur serons toujours reconnaissant de nous avoir poussé et encouragé à oser «*La mesure des arbres et des peuplements forestiers*».

Les Presses agronomiques de Gembloux, sous la houlette de Bernard Pochet, nous ont vivement engagé à rééditer cet ouvrage. Son personnel nous a accompagné durant de longs mois dans les pas les plus laborieux. Il a mis un soin particulier à donner au fond, la forme qui invite à découvrir le livre. Qu'il en soit cordialement remercié, d'autant que nos fréquentes requêtes et notre souci du détail, ont sans doute parfois mis sa patience à rude épreuve. Nous pensons plus particulièrement à Éléonore Beckers pour ses nombreuses et utiles suggestions, à Dominique Verniers pour sa disponibilité, son dévouement et la qualité de son travail et enfin à Jacques Mignon pour la perspicacité de sa relecture finale.

J'adresse aussi un très affectueux merci à Andrée, mon épouse. Sa présence, sa patience et ses encouragements soutenus, m'ont donné la force et l'envie de faire vivre un rêve qui a vu le jour voici 40 ans.

* * *

Le texte comporte trois types de fontes de caractères destinées à identifier l'importance et la nature de la matière présentée :

- le texte principal, indispensable à la compréhension des idées maîtresses de l'ouvrage, est présenté en caractères normaux ;
- le texte jugé moins prioritaire, mais apportant, soit des compléments ayant une valeur d'information, soit au contraire, explicitant diverses notions pas toujours accessibles à un public moins averti, figure en petits caractères ;
- un troisième type de caractères, ainsi qu'un texte grisé, concernent des exemples destinés à illustrer l'exposé théorique.

TABLE DES MATIÈRES

Auteur	6
Avant-propos	7
Chapitre 1 – Grosseur des arbres	
1.1. Introduction	21
1.2. Mesure du diamètre	22
1.2.1. Généralités	22
1.2.2. Appareils de mesure	22
1.2.3. Erreurs instrumentales et erreurs de mesure	30
1.3. Mesure de la circonférence	36
1.3.1. Généralités	36
1.3.2. Appareils de mesure	37
1.3.3. Erreurs instrumentales et erreurs de mesure	37
1.3.4. Quelques réflexions sur la mesure de la circonférence	38
1.4. Détermination de la surface terrière	39
1.4.1. Généralités	39
1.4.2. Erreurs dues à la mesure du diamètre ou de la circonférence	40
1.4.3. Erreurs dues à l'assimilation de la surface terrière à une surface circulaire	41
1.5. Erreurs liées aux conventions de mesure de grosseur	43
1.5.1. Erreurs résultant d'un groupement en classes	43
1.5.2. Erreurs dues aux arrondis	48
1.5.3. Erreurs dues aux changements de saison	48
1.6. Quelques recommandations relatives à la pratique des mesures de grosseur	49
1.7. Cas particulier des arbres multi-tiges	51

Chapitre 2 – Hauteur des arbres

2.1. Introduction	53
2.2. Définitions	53
2.3. Méthodes et appareils de mesure	55
2.3.1. Dendromètres basés sur un principe géométrique	56
2.3.2. Dendromètres basés sur un principe trigonométrique	59
2.3.3. Dendromètres utilisant la technologie ultrasonique	67
2.3.4. Dendromètres utilisant la technologie laser	69
2.4. Erreurs instrumentales et erreurs de mesure	72
2.4.1. Erreurs instrumentales	72
2.4.2. Erreurs de mesure	73
2.5. Quelques recommandations relatives à la pratique des mesures de hauteur	77

Chapitre 3 – Autres caractéristiques dendrométriques des arbres

3.1. Introduction	79
3.2. Âge	80
3.2.1. Âge d'un arbre abattu	80
3.2.2. Âge d'un arbre sur pied	80
3.3. Épaisseur de l'écorce	82
3.3.1. Appareils de mesure	82
3.3.2. Erreurs de mesure	84
3.3.3. Relation entre l'épaisseur de l'écorce et la grosseur	84
3.3.4. Différentes expressions de l'importance de l'écorce	85
3.4. Houppier	87
3.4.1. Diamètre et hauteur du houppier	88
3.4.2. Paramètres exprimant la morphologie du houppier	91
3.4.3. Surface et volume du houppier	92
3.4.4. Autres caractéristiques du houppier	94
3.4.5. Indice foliaire	94
3.5. Souche	97

Chapitre 4 – Forme et volume des arbres

4.1. Introduction	101
4.2. Détermination de la forme des arbres	102
4.2.1. Forme théorique d'un arbre	102
4.2.2. Différentes expressions de la forme d'un arbre	103
4.2.3. Fonctions de défilement	107

4.3. Quelques volumes de référence	109
4.4. Détermination du volume des arbres abattus	110
4.4.1. Modèles théoriques	110
4.4.2. Cubage global	114
4.4.3. Cubage par billons successifs	117
4.5. Détermination du volume des arbres sur pied	122
4.5.1. Détermination rapide du volume par estimation oculaire	122
4.5.2. Détermination du volume par les caractéristiques de forme	123
4.5.3. Méthodes indirectes	124
4.5.4. Détermination du volume par la méthode de cubage de PRESSLER	126
4.5.5. Méthode de cubage par billons successifs	130
4.5.6. Détermination du volume par LiDAR terrestre	130
4.6. Détermination du volume des branches, des bois empilés et de l'écorce	132
4.6.1. Détermination du volume des branches	132
4.6.2. Détermination du volume des bois empilés	133
4.6.3. Détermination du volume de l'écorce	137

Chapitre 5 – Masse et biomasse ligneuses

5.1. Introduction	139
5.2. Masse ligneuse	140
5.2.1. Notion de masse et son intérêt	140
5.2.2. Facteurs liés à la masse ligneuse	141
5.2.3. Mesure de la masse des bois ronds et des bois empilés	144
5.2.4. Estimation de la masse des arbres sur pied	145
5.3. Biomasse ligneuse	145
5.3.1. Généralités	145
5.3.2. Détermination de la biomasse totale d'un arbre	146
5.3.3. Détermination de la biomasse d'un peuplement	149

Chapitre 6 – Tarifs de cubage

6.1. Introduction	153
6.2. Notions générales	154
6.3. Construction d'un tarif de cubage	156
6.3.1. Récolte des données de base	157
6.3.2. Préparation des données	162
6.3.3. Construction proprement dite d'un tarif de cubage	162
6.4. Tarifs de cubage mathématiques	165
6.4.1. Principaux types d'équations	165
6.4.2. Choix du type d'équation	168

6.4.3. Critères de sélection du modèle	175
6.4.4. Choix des critères de sélection	185
6.4.5. Tarifs pondérés	187
6.4.6. Relations entre divers types de volume	193
6.5. Précision des tarifs de cubage	195
6.5.1. Généralités	195
6.5.2. Détermination de la précision	196
6.6. Limites de validité d'un tarif de cubage	201
6.7. Présentation d'un tarif de cubage	206

Chapitre 7 – Caractérisation des peuplements forestiers

7.1. Introduction	209
7.2. Grosseur moyenne d'un peuplement	210
7.2.1. Généralités	210
7.2.2. Valeurs moyennes de la grosseur	210
7.3. Distribution des tiges par catégories de grosseur	217
7.3.1. Généralités	217
7.3.2. Caractérisation des distributions en peuplement équienne	218
7.3.3. Caractérisation des distributions en peuplement inéquienne	227
7.4. Hauteur moyenne d'un peuplement	233
7.4.1. Généralités	233
7.4.2. Courbes de hauteurs	233
7.4.3. Divers types de hauteur moyenne dans le peuplement	239
7.4.4. Facteur d'élanement	246
7.5. Densité d'un peuplement	246
7.5.1. Généralités	246
7.5.2. Diverses expressions de la densité d'un peuplement	247
7.5.3. Mesure de densité du couvert	257
7.6. Âge d'un peuplement	261
7.7. Composition spécifique d'un peuplement	261

Chapitre 8 – Mesure des peuplements

8.1. Introduction	267
8.2. Mesure des surfaces	268
8.2.1. Généralités	268
8.2.2. Détermination d'une surface par l'intermédiaire des coordonnées	269
8.2.3. Détermination d'une surface par planimétrie	271

8.2.4. Détermination d'une surface par comptage de points	272
8.2.5. Détermination d'une surface par transects	275
8.2.6. Détermination d'une surface par pesées	275
8.3. Système de positionnement global (GPS)	276
8.3.1. Fonctionnement du GPS	276
8.3.2. Précision du GPS	277
8.3.3. Utilisation en matière forestière	277
8.4. Systèmes d'information géographique (SIG)	279
8.4.1. Type et structure de données	279
8.4.2. Sources de données SIG	280
8.4.3. Gestion des données	282
8.4.4. Utilité d'un SIG	282
8.5. Méthode d'inventaire des peuplements pied par pied	283
8.5.1. Principe	283
8.5.2. Modalités d'exécution	284
8.5.3. Précision des inventaires pied par pied	287
8.6. Détermination du volume des peuplements	287
8.6.1. Détermination du volume d'un peuplement avec groupement des grosseurs	287
8.6.2. Détermination du volume d'un peuplement sans groupement des grosseurs	293
8.6.3. Tarifs de cubage de peuplements	296
8.6.4. Apport de l'outil informatique	302
8.7. Relascope de BITTERLICH	304
8.7.1. Description de l'appareil	304
8.7.2. Principe de la méthode de BITTERLICH	306
8.7.3. Types de mesures réalisées au moyen du relascope	310
8.7.4. Utilisation du relascope dans le cubage des peuplements	318

Chapitre 9 – Croissance des arbres et des peuplements

9.1. Introduction	321
9.2. Principaux types d'accroissements : définitions et relations	322
9.3. Détermination de l'accroissement d'un arbre	326
9.3.1. Accroissement en diamètre	326
9.3.2. Accroissement en surface terrière	331
9.3.3. Accroissement en hauteur	332
9.3.4. Accroissement en volume	338
9.4. Détermination de l'accroissement d'un peuplement	340
9.4.1. Principaux types d'accroissements et paramètres à considérer	340

9.4.2. Accroissement biologique et accroissement technique	341
9.4.3. Détermination de l'accroissement d'un peuplement à partir d'inventaires successifs	342
9.4.4. Détermination de l'accroissement en volume à partir d'un inventaire unique	349
9.4.5. Problèmes liés à l'utilisation d'un seul inventaire	356
9.4.6. Comparaison des méthodes d'estimation de l'accroissement	363

Chapitre 10 – Estimation de la productivité forestière

10.1. Introduction	365
10.2. Considérations générales relatives à la productivité forestière et à son estimation	366
10.2.1. Notion de productivité	366
10.2.2. Appréciation de la productivité	366
10.3. Méthodes d'estimation directe	368
10.3.1. Productivité basée sur le volume	368
10.3.2. Productivité basée sur l'accroissement moyen annuel total en volume	368
10.3.3. Accroissement périodique en volume	369
10.4. Méthodes d'estimation indirecte	369
10.4.1. Indices écologiques	369
10.4.2. Indices dendrométriques	371
10.4.3. Indices combinés	376
10.5. Établissement des courbes de productivité	378
10.5.1. Nature des données disponibles	378
10.5.2. Fixation des niveaux de productivité	380
10.5.3. Matérialisation des courbes de productivité	381
10.5.4. Quelques méthodes mathématiques de construction ...	383
10.5.5. Quelques exemples de modèles de croissance	389
10.5.6. Présentation d'une méthode de construction complète inspirée de BAILEY et CLUTTER	390
10.5.7. Choix d'une méthode	394
10.5.8. Quelques commentaires sur l'utilisation des indices de productivité	395

Chapitre 11 – Tables de production

11.1. Introduction	397
11.2. Notion de table de production	398
11.3. Limites de validité des tables de production	402
11.3.1. Nature des tables de production	402

11.3.2. Territoire de croissance et conditions de fertilité	403
11.3.3. Nature et structure des peuplements concernés	404
11.3.4. Traitement sylvicole pratiqué	404
11.4. Construction d'une table de production	405
11.4.1. Récolte des données	405
11.4.2. Principes de construction d'une table de production ...	408
11.4.3. Relations fondamentales propres à la construction d'une table de production	410
11.4.4. Construction d'une table de production à partir de placettes permanentes	412
11.4.5. Construction d'une table de production à partir de placettes temporaires sans mesure d'accroissement	414
11.4.6. Construction d'une table de production à partir de placettes temporaires avec mesures d'accroissement ...	418
11.5. Utilisation des tables de production	422
11.5.1. Utilisation des tables en matière de gestion forestière ..	422
11.5.2. Utilisation des tables en matière de sylviculture	424
11.5.3. Utilisation des tables en matière de planification régionale.....	425
11.5.4. Utilisation des tables en matière d'étude des milieux de croissance	425

Chapitre 12 – Modèles d'accroissement et de production

12.1. Introduction	427
12.2. Différents types de modèles	428
12.3. Modèles d'accroissement et de production par classes de grosseur	429
12.4. Modèles d'accroissement et de production au niveau du peuplement	434
12.4.1. Modèles pour peuplements équiennes	435
12.4.2. Modèles pour peuplements inéquiennes	439
12.5. Modèles d'accroissement et de production au niveau de l'arbre	449
12.5.1. Nature et structure d'un modèle « arbre »	449
12.5.2. Notion de compétition	451
12.5.3. Quelques expressions quantitatives de la compétition	451
12.5.4. Exemples de modèles « arbre »	463

Chapitre 13 – Inventaires par échantillonnage

13.1. Introduction	473
13.2. Fondements de l'échantillonnage	474
13.2.1. Quelques définitions en matière d'échantillonnage	474
13.2.2. Quelques notions de théorie statistique	475
13.2.3. Précision et erreur d'échantillonnage	478
13.2.4. Erreur d'échantillonnage et valeurs estimées totales	481
13.3. Unités d'échantillonnage	482
13.3.1. Forme des unités d'échantillonnage	483
13.3.2. Délimitation des unités d'échantillonnage	485
13.3.3. Dimension des unités d'échantillonnage	495
13.3.4. Choix de l'unité d'échantillonnage la plus appropriée ..	500
13.3.5. Facteur d'extension	501
13.4. Réalisation proprement dite d'un inventaire par échantillonnage	503
13.4.1. Cheminement	503
13.4.2. Implantation des unités d'échantillonnage	504
13.4.3. Récolte des données	508
13.4.4. Équipe d'inventaire	510
13.4.5. Quelques chiffres sur les temps d'exécution	510
13.4.6. La préparation de plans d'inventaire par échantillonnage	511
13.5. Échantillonnage aléatoire et simple	512
13.5.1. Principe	512
13.5.2. Avantages et inconvénients	512
13.5.3. Estimations de la moyenne et de la variance	513
13.5.4. Détermination du nombre d'unités d'échantillonnage	514
13.5.5. Estimation d'une proportion	518
13.6. Échantillonnage aléatoire stratifié	519
13.6.1. Principe	519
13.6.2. Avantages et inconvénients	522
13.6.3. Estimations de la moyenne et de la variance	522
13.6.4. Détermination du nombre d'unités d'échantillonnage	527
13.6.5. Gain de précision dû à la stratification	530
13.7. Échantillonnage systématique	535
13.7.1. Principe	535
13.7.2. Avantages et inconvénients	537
13.7.3. Estimations de la moyenne et de la variance	538
13.7.4. Le cas particulier des inventaires «typologiques»	549
13.8. Échantillonnage à plusieurs phases	549
13.8.1. Principe	549

13.8.2. Avantages et inconvénients	551
13.8.3. Estimations de la moyenne et de la variance	551
13.8.4. Détermination du nombre optimum d'unités d'échantillonnage	554
13.8.5. Échantillonnage avec variables complémentaires	558
13.9. Échantillonnage à plusieurs degrés	565
13.9.1. Principe	565
13.9.2. Avantages et inconvénients	565
13.9.3. Estimations de la moyenne et de la variance	566
13.9.4. Détermination du nombre d'unités d'échantillonnage	568
13.10. Échantillonnage à probabilité de sélection variable	571
13.10.1. Échantillonnage par liste	571
13.10.2. Échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la prédiction	574
13.10.3. Échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la dimension	577
13.11. Autres méthodes d'inventaire et d'échantillonnage	595
13.11.1. Inventaire par parcelles de gestion	596
13.11.2. Inventaire typologique et inventaire par évaluation visuelle	598
13.11.3. Inventaire par transect linéaire	604
13.11.4. Échantillonnage séquentiel	607
13.11.5. Le cas particulier de l'échantillonnage par clusters	611
13.12. Inventaires par échantillonnages successifs en forêt	613
13.12.1. Principe	613
13.12.2. Échantillonnages successifs basés sur le mesurage d'unités différentes	614
13.12.3. Échantillonnages successifs basés sur le remesurage des mêmes unités	615
13.12.4. Échantillonnages successifs avec remplacement partiel d'unités	622
13.12.5. Échantillonnages s'appuyant sur un sous-échantillon d'unités du premier inventaire	623
13.12.6. Cas particulier de la confiance à accorder à l'évolution de variables qualitatives	623
13.13. Méthodes d'échantillonnage basées sur des mesures de distance	624
13.13.1. Principe	624
13.13.2. Estimation du nombre de bois à l'hectare	624
13.13.3. Estimation de caractéristiques dendrométriques à l'hectare	626
13.14. Les inventaires forestiers nationaux et régionaux	630

13.14.1. Généralités	630
13.14.2. Inventaires forestiers nationaux et échantillonnage	631
13.14.3. Nature des données récoltées et mode de récolte	632
13.14.4. Traitement et exploitation des données	634
13.14.5. Caractéristiques de quelques inventaires forestiers européens	636

Chapitre 14 – Inventaires relatifs à d’autres paramètres que le bois

14.1. Introduction	641
14.2. Estimation de la végétation basse	642
14.2.1. Estimation de la fréquence et de la densité d’espèces	642
14.2.2. Estimation de la couverture végétale	643
14.2.3. Estimation de la régénération	645
14.3. Estimation de débris de bois à terre	647
14.4. Estimation du stock de carbone	651
14.5. Estimation de la biomasse du feuillage, des branches, de la souche et des racines	654

Chapitre 15 – Apport de la télédétection en dendrométrie

15.1. Introduction	659
15.2. Les plateformes d’acquisition de données de télédétection	660
15.3. Les principes de base de la télédétection	662
15.3.1. Les capteurs	662
15.3.2. La télédétection à l’aide de capteurs passifs	662
15.3.3. La télédétection à l’aide de capteurs actifs	664
15.3.4. Modalités d’utilisation des données de la télédétection ..	668
15.4. Exemple d’utilisation des données LiDAR	669

En guise de conclusion 671

Index bibliographique 677

Index des sujets traités 715

Figures couleurs 729

1

GROSSEUR DES ARBRES

1.1. Introduction

La grosseur d'un arbre, caractéristique dendrométrique la plus couramment utilisée et mesurée, peut être exprimée au moyen de trois grandeurs intimement liées que sont le diamètre⁽¹⁾, la circonférence⁽²⁾ et la surface terrière⁽³⁾.

Le diamètre et la circonférence font l'objet de mesures directes et concernent le périmètre de la section de l'arbre «à hauteur d'homme», tandis que la surface terrière correspond à la surface de cette section, généralement assimilée à un cercle.

Au cours de ce premier chapitre, nous nous pencherons sur la mesure proprement dite de la grosseur des arbres en présentant successivement diverses définitions et conventions, les appareils de mesure et les méthodes utilisées ainsi que divers types d'erreurs qui peuvent être rencontrées. Dans cet ordre d'idées, nous envisagerons successivement la mesure du diamètre (§ 1.2), la mesure de la circonférence (§ 1.3) et la détermination de la surface terrière (§ 1.4).

Nous analyserons ensuite diverses erreurs davantage liées aux conventions de mesure de grosseur (§ 1.5), puis nous terminerons par quelques recommandations relatives à la pratique des mesures (§ 1.6).

⁽¹⁾ *diameter.*

⁽²⁾ *girth.*

⁽³⁾ *basal area.*

1.2. Mesure du diamètre

1.2.1. Généralités

Le diamètre exprime la grosseur la plus universelle d'une section d'arbre. Sa mesure est effectuée au moyen d'un compas⁽⁴⁾ qui, toutes proportions gardées, s'apparente à un pied à coulisse. Le diamètre d'un arbre, sauf indications contraires, est mesuré sur écorce. Il est considéré «à hauteur d'homme» ou «à hauteur de poitrine»⁽⁵⁾ c'est-à-dire par convention à 1,3 m au-dessus du sol. Ce niveau est bien adapté aux mouvements des bras de l'opérateur qui, pour effectuer la mesure, tend les avant-bras et garde les coudes pratiquement collés au corps. Dans le cas de la mesure de plantules ou de plants (régénération naturelle, pépinière), il est cependant admis que le diamètre est mesuré à la base et défini comme diamètre «au collet».

Le diamètre de la section d'un arbre à une hauteur de 1,3 m, c'est-à-dire de l'intersection à un niveau donné avec un plan perpendiculaire à l'axe de l'arbre, peut être mesuré dans une infinité de directions. Pour éviter toute ambiguïté, nous définirons le diamètre pris dans une direction donnée comme étant la mesure fournie par un compas dont les bras sont appliqués perpendiculairement à cette direction sans exercer de pression. Ce sera aussi la distance entre deux tangentes au périmètre de l'arbre et parallèles entre elles.

Si l'on se réfère aux normes internationales en vigueur [IUFRO, 1965], le diamètre à 1,3 m est désigné par le symbole $d_{1,3}$; cependant, pour des raisons de facilité, nous utiliserons presque toujours le symbole « d ». De la même manière, nous représenterons la circonférence (§ 1.3) et la surface terrière (§ 1.4) par les symboles c et g , sachant que cette dernière correspond à la surface de la section à hauteur d'homme estimée à partir de la circonférence ou du diamètre.

1.2.2. Appareils de mesure

Il convient de distinguer, à cet égard, le cas de diamètres mesurés à hauteur d'homme de celui des diamètres considérés à divers niveaux de hauteur ou de longueur de tige ou de branche.

⁽⁴⁾ *caliper.*

⁽⁵⁾ *diameter at breast height (dbh).*

• ***Cas de diamètres mesurés à hauteur d'homme (arbre abattu ou sur pied)***

1° Le diamètre à hauteur d'homme est mesuré au moyen d'un *compas*, instrument qui se compose d'une règle graduée en cm et mm de diamètre, ou directement en classes de diamètre (compas compensés) et de deux bras parallèles, l'un fixe, l'autre coulissant. L'utilisation d'un compas nécessite que l'on prenne les quelques précautions suivantes :

- préférer un compas métallique (pour des raisons de facilité de nettoyage et de stabilité vis-à-vis des conditions climatiques);
- s'assurer que les bras sont situés dans un même plan et sont perpendiculaires à la règle;
- tenir l'appareil dans un plan le plus perpendiculaire possible à l'axe de l'arbre;
- vérifier fréquemment le parallélisme des bras;
- éviter d'exercer une trop forte pression sur les bras;
- pousser le compas contre l'arbre jusqu'au contact de la règle avec le tronc;
- réaliser la mesure avec la précision maximum autorisée par la graduation (exiger des divisions précises et bien lisibles).

Divers perfectionnements peuvent être apportés au compas classique. Parmi les plus significatifs, nous retiendrons :

- la matérialisation de graduations supplémentaires en circonférence ou en surface terrière;
- l'inclinaison de la règle de mesure vers l'opérateur pour faciliter la lecture, le montage sur roulement du bras mobile, le rattrapage du système de parallélisme des bras ou du jeu, autant d'améliorations dont bénéficie le remarquable compas autrichien de POLLANSCHÜTZ (Figure 1.2.1a);
- l'adjonction d'un système d'enregistrement automatique du diamètre et d'autres données y compris alphanumériques en mémoire électronique [JONSSON, 1981], ainsi que la possibilité d'exploiter directement ces données ou de les transférer dans un tableur, par exemple Excel©, via un logiciel commandé par un micro-ordinateur intégré. C'est le cas du compas électronique suédois Mantax de la Société Haglöf⁽⁶⁾ (Figure 1.2.1b).

Ce compas, testé par ROTHEUDT et VERRUE [2002], existe en envergures de 50, 65 et 80 cm. Il comporte une latte métallique graduée en centimètres et millimètres. Le bras mobile est relié à une plateforme comportant un boîtier électronique composé d'un microprocesseur, d'un écran LCD, de 3 touches de commande et d'une loquette pour pile alcaline ou rechargeable. En outre, une sortie série RS232 peut être branchée sur un PC ou une imprimante. Un logiciel de saisie et de traitement de données adaptable aux besoins spécifiques de l'utilisateur est aussi disponible. À titre d'exemple, ROTHEUDT et VERRUE [2002] ont développé un logiciel adapté au martelage de coupes de bois avec les principales options suivantes :

- choix d'essences au sein de listes pré-encodées;
- encodage de la qualité des produits;
- prise d'un ou de deux diamètres;

⁽⁶⁾ Pour plus d'informations, consulter le site internet : <https://haglofsweden.com/>



Figure 1.2.1 — Compas de POLLANSCHÜTZ (a) et compas électronique Mantax (b).

- cubage d’arbres (selon plusieurs modalités : équations, défilement, etc.);
- calcul de diamètres moyens.

La capacité de stockage est de 7.000 arbres, l’utilisateur peut à tout moment accéder aux données enregistrées et, au besoin, les corriger.

Nous renvoyons le lecteur à deux articles traitant plus généralement du sujet et plus largement de l’intérêt d’enregistrer directement des données mesurées ou observées sur le terrain via des systèmes d’encodage électronique pour des raisons telles que : gain de temps, automatisation de la «récolte-traitement-exploitation» de données, réduction de risques d’erreurs, etc. [RONDEUX, 1993 ; RONDEUX et CAVELIER, 2001].

Si des compas de nouvelle génération ont vu le jour grâce aux développements informatiques, c’est surtout à la technologie laser que les plus récents font appel. La société Haglöf, par ailleurs très active dans le domaine de la conception de matériel dendrométrique polyvalent, propose des compas à une main ou à deux mains. Suite à des problèmes de fiabilité, celui à une main ne serait plus commercialisé. Son indéniable originalité nous a cependant incité à en faire une brève description.

Le modèle à une main est composé d’une tige métallique, solidaire d’un boîtier comportant un émetteur laser. On l’appuie sur l’arbre ou la section à mesurer au moyen de deux griffes fixées au bout de la tige (Figure 1.2.2).

On fait subir à cette tige articulée (via une rotule) un mouvement de rotation transversale. Simultanément, un rayon laser est émis et son balayage d’une extrémité à l’autre du diamètre à mesurer permet la détermination de

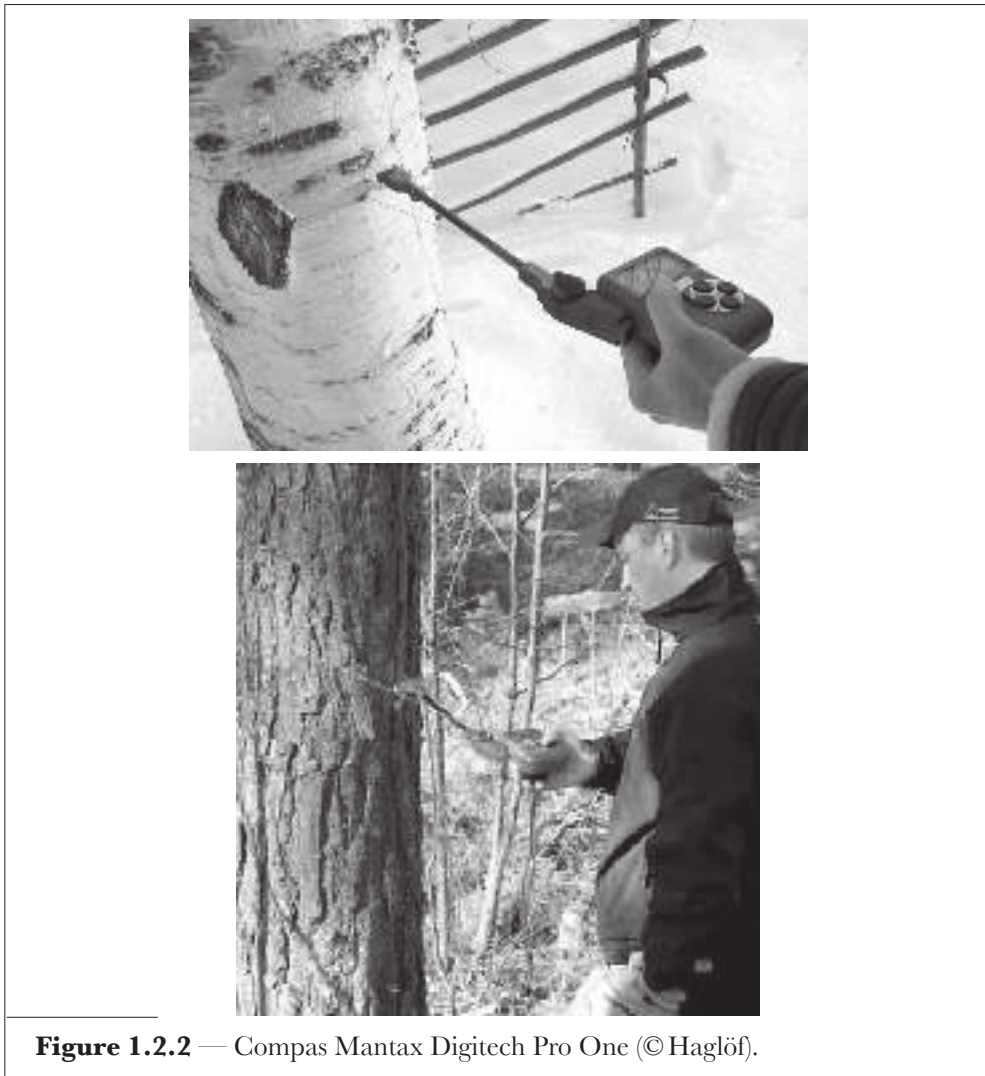


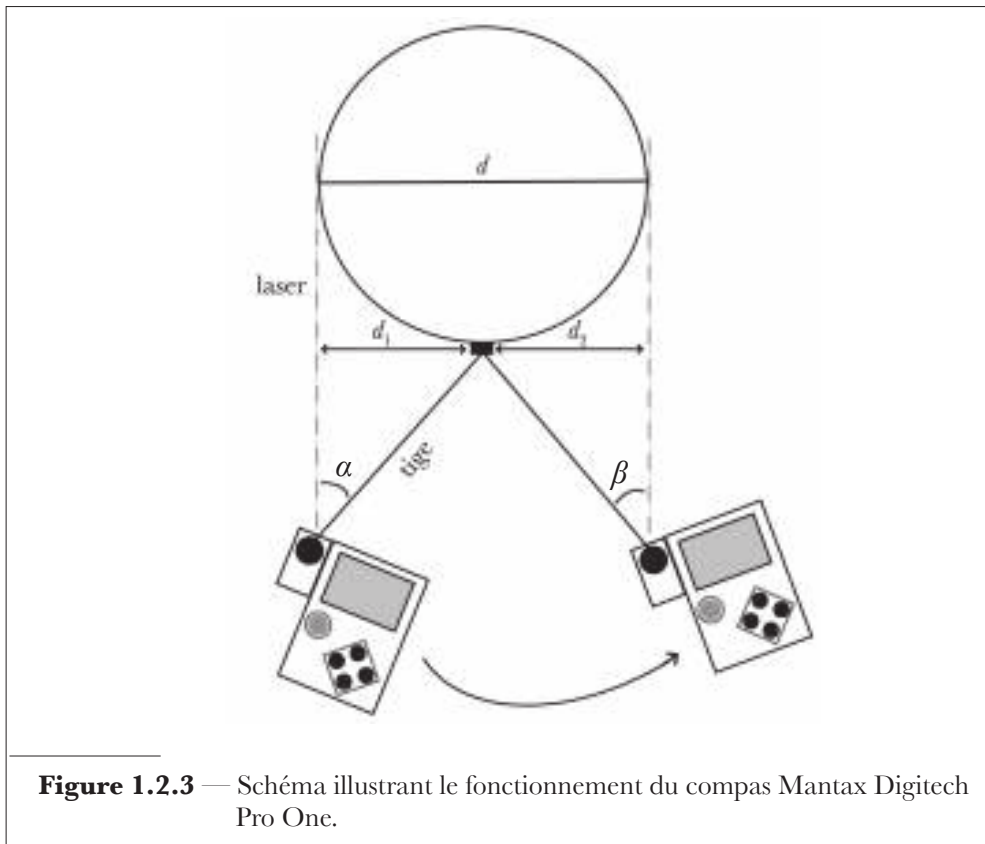
Figure 1.2.2 — Compas Mantax Digitech Pro One (© Haglöf).

ce dernier et son enregistrement direct dans la mémoire de l'appareil. Un son est émis lorsque le rayon laser quitte l'objet à mesurer et un point rouge sert de cible pour faciliter le travail de l'opérateur.

Ainsi que le montre la figure 1.2.3, le diamètre $d = d_1 + d_2$ est obtenu par la relation :

$$d = L (\sin \alpha + \sin \beta)$$

si L = longueur de la tige articulée (ou mobile),
 α et β = angles formés par la position de la tige mobile lorsque le rayon laser touche les extrémités du diamètre de l'arbre.



Comme on peut le constater, le diamètre maximum mesurable équivaut à deux fois la longueur de la tige. Pour une tige de longueur $L = 50$ cm, on peut donc mesurer un diamètre allant jusqu'à 100 cm. La précision attendue de la mesure serait de l'ordre de 1 à 3 mm.

Le modèle à deux mains (bras fixe et bras mobile escamotables) est équipé ou non du système laser. Le modèle équipé d'un laser (modèle Digitech) permet de mesurer des diamètres à distance, car il comporte sous les bras des pointeurs laser (émetteurs de rayons de couleur verte plus visible en conditions ensoleillées). Ce compas dénommé *Mantax Green Gator Eyes* permet aussi d'évaluer des diamètres à divers niveaux de hauteur d'arbres. Le bras fixe et le rayon laser émis sont calés sur l'extrémité gauche du diamètre visé, et le bras mobile accompagné du rayon laser est amené en coïncidence avec l'extrémité droite de ce même diamètre. La mesure est effectuée sur la latte graduée et est directement enregistrée en mémoire par pression d'un bouton. L'appareil (Figure 1.2.4) peut aussi être programmé pour fonctionner avec des instruments tels que : GPS, scanners, lasers ou autres unités de mesure portables.

On notera que le Mantax Digitech est le modèle de base avec enregistrement électronique mais non pourvu de la technologie laser. D'autres accessoires peuvent aussi lui être adjoints comme, par exemple, un système de mesure de longueur de tiges abattues. Ce compas électronique est aussi équipé d'un système de transmission IR permettant une communication avec l'hypsomètre Vertex III (§ 2.3.3).

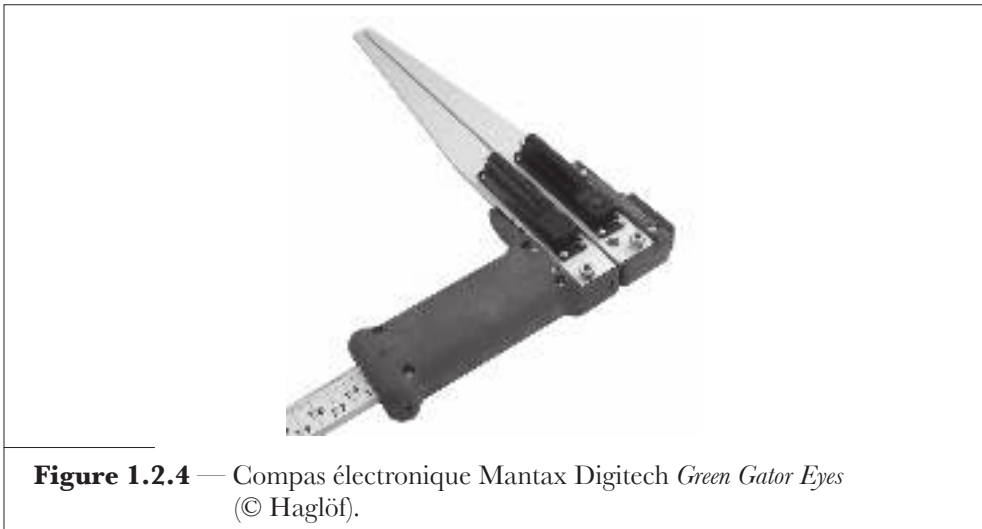


Figure 1.2.4 — Compas électronique Mantax Digitech *Green Gator Eyes* (© Haglöf).

2° Le diamètre à hauteur d'homme peut également être mesuré à l'aide de rubans (en toile ou métallique souples) gradués en diamètres (§ 1.3.2). Dans ce cas, les graduations sont évidemment basées sur la relation existant entre le diamètre et la circonférence d'un cercle ($d = c / \pi$)⁽⁷⁾ et donc positionnées à intervalles de π unités pour effectuer la mesure directe du diamètre en pouces (2,54 cm) ou centimètres. Cette manière de procéder est souvent préférée dans le cas de très gros arbres (forêts tropicales) pour lesquels des compas seraient trop encombrants à manipuler ou auraient une ouverture entre bras inadaptée.

Ces rubans sont seulement précis pour des arbres à sections circulaires. Dans les autres cas, les valeurs lues seront légèrement plus élevées dès lors que la circonférence d'un cercle est la plus petite longueur qui entoure n'importe quelle surface d'une section d'arbre. On peut aussi avantageusement y recourir dans le cas d'arbres excentriques, d'autant qu'une seule mesure n'est requise *vs* le choix parfois problématique de deux diamètres (§ 1.4.3 et 1.6) et que, dans les faits, la mesure ainsi opérée équivaut à fournir la moyenne d'une infinité de diamètres qui auraient été mesurés au compas.

⁽⁷⁾ Par convention nous avons attribué au nombre π la valeur 3,1416.

• *Cas de diamètres mesurés à divers niveaux de hauteur (arbre sur pied)*

Pour effectuer la mesure de diamètres à divers niveaux de hauteur, d'autres appareils, parfois assez sophistiqués, se substituent au compas classique.

Le compas parabolique finlandais

Ce compas comporte deux bras fixes, l'un rectiligne, l'autre courbe, présentant des graduations centimétriques bicolores (Figure 1.2.5).



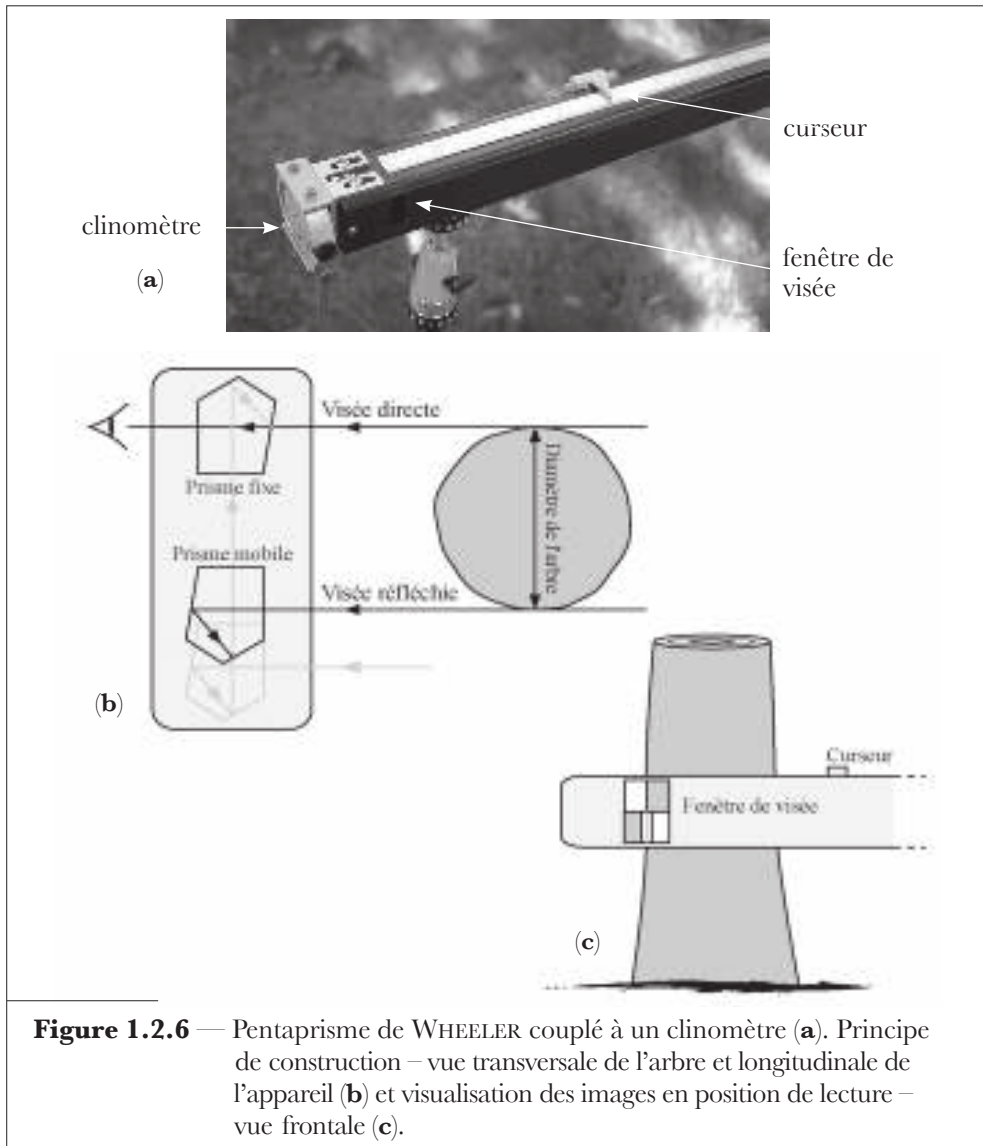
Figure 1.2.5 — Compas parabolique finlandais fixé au bout d'une tige.

L'appareil est fixé sur des tiges emboîtables, en fibre de verre par exemple, de manière à pouvoir effectuer la mesure du diamètre jusqu'à environ 8 à 10 m du sol ou plus, à la condition d'utiliser des jumelles pour effectuer la lecture. Il se tient perpendiculairement au tronc de l'arbre et la lecture s'effectue en regard de la ligne de visée parallèle au bras rectiligne du compas et tangente à l'arbre [VUOKILA, 1955]. Il existe plusieurs gabarits adaptés à la grosseur des niveaux à mesurer.

Le pentaprisme

Cet appareil comporte deux prismes à cinq faces, l'un fixe, l'autre mobile coulissant à l'intérieur d'un tube métallique sur lequel est fixée une latte graduée en centimètres [RAVART, 1981 ; WHEELER, 1962]. Il présente une fenêtre de visée qui est divisée en deux parties égales, la moitié supérieure permet de viser directement l'arbre, la moitié inférieure fournit une

image décalée de celui-ci. Lorsque l'image du côté droit du tronc fournie par les deux prismes est amenée, par translation du prisme mobile, dans le prolongement du côté gauche de ce tronc observé en visée directe, la valeur du diamètre peut être lue sur la latte graduée en regard d'un curseur lui-même solidaire du déplacement du prisme mobile (Figure 1.2.6).



Si l'utilisation de cet appareil est facile, elle nécessite cependant que l'on ait préalablement déterminé la hauteur à laquelle on souhaite effectuer la mesure de diamètre. Dans cette perspective, il est possible de fixer un clinomètre (ou mesureur d'angles) (§ 2.3.2) à l'une des extrémités du pentaprisme. Enfin, élément non négligeable, le pentaprisme permet de mesurer des diamètres à partir de n'importe quelle distance d'éloignement.

ment de l'arbre et ne nécessite aucune correction liée aux angles de visée vers les niveaux de mesure des diamètres. Pour des questions de précision de mesure, il est conseillé de le fixer sur un trépied. Des tests ont montré que la mesure de diamètres situés à des hauteurs de l'ordre de 15 m pouvait être effectuée avec une précision de 0,5 à 1,3 cm [AVERY et BURKHART, 2002].

Le relascope à miroirs de BITTERLICH

Conçu par le forestier autrichien BITTERLICH, cet appareil, un des premiers *all in one*, a longtemps été considéré comme révolutionnaire par les principes qu'il met en œuvre. Il permet de mesurer non seulement des hauteurs mais aussi des diamètres à des hauteurs fixes, le coefficient de forme (§ 4.2.2) et le volume d'un arbre (de manière indirecte), la surface terrière d'un peuplement et la pente d'un terrain.

Étant donné l'importance pratique et la polyvalence de cet appareil relativement sophistiqué, un paragraphe spécial lui sera consacré ultérieurement dans le contexte de la mesure des peuplements (§ 8.7). Il en sera encore largement question lors de l'exposé des différentes méthodes d'inventaire par échantillonnage et plus particulièrement de celui à probabilité de sélection proportionnelle à la dimension (§ 13.10.3).

1.2.3. Erreurs instrumentales et erreurs de mesure

Parmi les erreurs susceptibles d'être commises lors de l'utilisation d'un compas, il convient de distinguer les erreurs instrumentales des erreurs de mesure. Pour préciser ces deux notions, imaginons un compas que l'on manipulerait de manière très soigneuse mais dont un des bras ne serait pas strictement perpendiculaire à la règle de lecture. Les mesures répétées de diamètres sur un même arbre à section rigoureusement circulaire ne varieraient pas beaucoup autour d'une valeur moyenne. Elles seraient « précises » et l'erreur observée serait de type aléatoire. Par contre, ces mesures différeraient de la valeur réelle du diamètre et l'estimation obtenue ne serait pas exacte, elle serait entachée d'une erreur systématique ou d'un biais. Enfin, les mesures ne seraient vraisemblablement ni exactes, ni précises, si aucun soin n'était apporté à l'utilisation du compas.

Pour éviter toute ambiguïté d'interprétation par la suite, nous parlerons d'erreur systématique ou de biais. Celui-ci peut être négatif, c'est le cas lorsque la mesure fournie par un appareil ou par une méthode sous-estime la valeur exacte à mesurer, et positif lorsque cette même valeur est surestimée.

L'erreur instrumentale ou systématique fréquemment rencontrée résulte de la déviation du bras mobile du compas par rapport à un angle droit.

Les erreurs de mesure sont le plus souvent dues aux causes suivantes :

- l'inclinaison du compas;
- le positionnement incorrect du compas (hauteur de mesure);
- la variation de la pression des bras du compas sur le tronç.

Dans tous les cas évoqués, nous ferons l'hypothèse que les arbres mesurés présentent une section parfaitement circulaire.

• Erreurs instrumentales

Supposons que d représente le diamètre de l'arbre mesuré à hauteur d'homme et α l'angle de déviation du bras mobile du compas (Figure 1.2.7). Dans ces conditions, l'erreur systématique (biais) commise sur le diamètre est négative ou, plus rarement, positive selon que la base du bras mobile tend à se rapprocher, comme c'est le cas dans la figure 1.2.7, ou au contraire à s'écarter de la base du bras fixe.

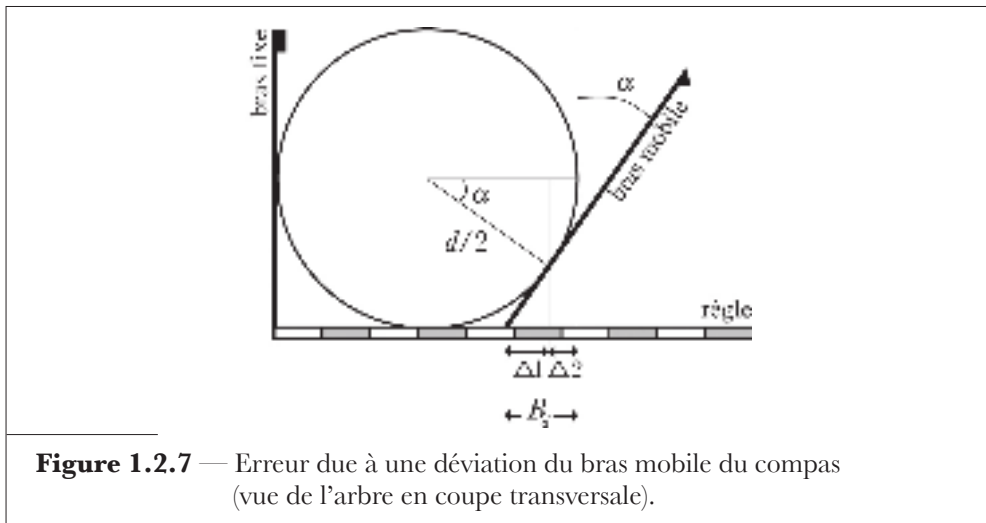


Figure 1.2.7 — Erreur due à une déviation du bras mobile du compas (vue de l'arbre en coupe transversale).

Elle peut s'écrire : $B_d = \Delta 1 + \Delta 2$

Sachant que : $\Delta 1 = \frac{d}{2} \operatorname{tg} \alpha (1 - \sin \alpha)$

et que : $\Delta 2 = \frac{d}{2} (1 - \cos \alpha)$

on peut démontrer que l'erreur est égale à la valeur suivante :

$$B_d = \frac{d}{2} \left(\frac{\cos \alpha + \sin \alpha - 1}{\cos \alpha} \right)$$

ou encore, sous une forme approximative : $B_d \cong \frac{d}{2} \operatorname{tg} \alpha$

qui, exprimée en valeur relative, s'écrit : $B_d \% \cong 50 \operatorname{tg} \alpha$.

Si l'on raisonne en termes d'erreur relative sur la surface terrière g , on peut montrer que :

$$B_g \% \cong 2 B_d \% \cong 100 \operatorname{tg} \alpha$$

Le tableau 1.2.1 donne quelques valeurs de ces erreurs B_d (en cm) et B_g (en % de surface terrière) pour un arbre de 30 cm de diamètre et pour des angles de déviation α croissants exprimés en degrés. Si l'on admet que le bras mobile s'écarte du bras fixe dans le sens des aiguilles d'une montre, il s'agira d'erreurs négatives, les valeurs lues étant inférieures aux valeurs réelles.

Tableau 1.2.1 — Erreurs systématiques sur le diamètre B_d et sur la surface terrière B_g pour différents angles de déviation α du bras mobile et pour un arbre de 30 cm de diamètre.

α	1°	2°	5°	10°	12°
B_d (cm)	0,26	0,52	1,31	2,64	3,19
B_g (%)	1,70	3,50	8,70	17,60	21,30

• Erreurs de mesure

Inclinaison du compas

Celle-ci peut se traduire de deux manières différentes :

- le plan formé par les deux bras du compas est incliné vers la gauche ou vers la droite, en vue frontale (Figure 1.2.8), et le point de contact de la règle graduée est exactement situé à l'endroit du niveau de mesure ;
- ce même plan est incliné en direction de l'opérateur, vers le haut ou vers le bas, et la règle graduée est toujours située dans un plan horizontal à l'endroit du niveau de mesure. Il s'agit en réalité beaucoup plus d'une erreur de position par rapport au niveau de mesure.

Dans le cas de l'inclinaison « gauche-droite » matérialisée par un angle β entre le plan des bras et le plan horizontal, ou plus exactement le plan perpendiculaire à l'axe longitudinal de l'arbre, si la hauteur de mesure est respectée, l'erreur, exprimée en pourcentage de surface terrière et toujours positive, s'écrit :

$$B_g \% = 100 \left(\frac{1}{\cos^2 \beta} - 1 \right) = 100 \operatorname{tg}^2 \beta$$

Elle correspond à la différence entre le diamètre intercepté d' et le diamètre réel d , exprimée en pourcentage de ce dernier :

$$\frac{100(d - d')}{d}$$

Pour des angles β valant respectivement 1° ; 2° ; 5° et 10° , on observera des erreurs en pourcentage de surface terrière égales à 0,03; 0,12; 0,77 et 3,11.

Dans le cas de l'inclinaison «haut-bas», l'erreur est due au positionnement incorrect en hauteur, les bras du compas ne touchant pas l'arbre au niveau de mesure indiqué. Ce type d'erreur sera par exemple observé en utilisant des compas très lourds ou des compas ayant une règle graduée peu lisible; ce dernier inconvénient est considérablement réduit avec des compas munis d'une règle à profil triangulaire, la face graduée étant légèrement inclinée vers l'opérateur.

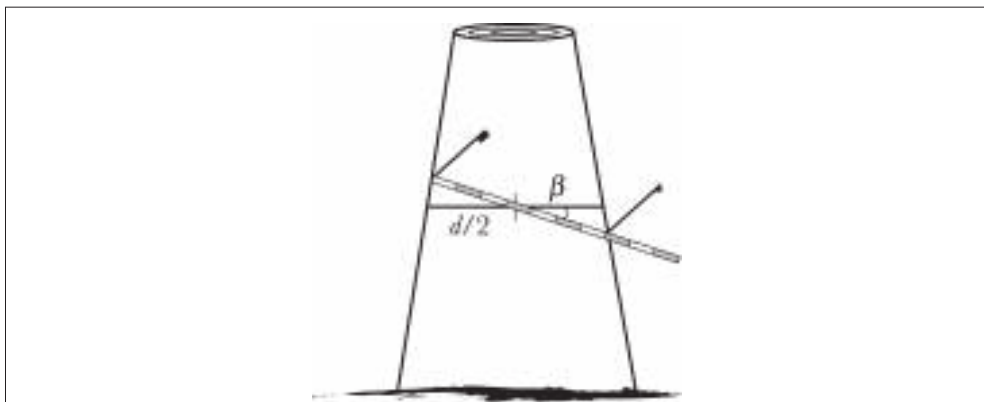


Figure 1.2.8 — Erreur due à une inclinaison «gauche-droite» du compas (vue frontale de la règle de mesure).

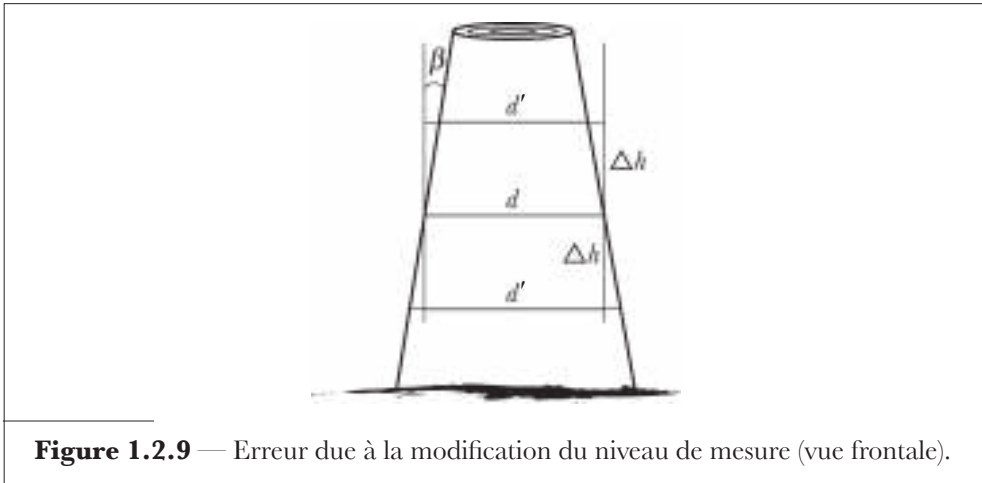
Niveau de mesure

L'erreur découlant du non-respect de la hauteur de mesure peut avoir deux origines : soit le *positionnement* de la règle graduée du compas à un autre niveau que celui qui était prévu, soit l'*inclinaison* des bras du compas dans le sens «haut-bas».

Dans le premier cas, l'erreur commise sur la mesure du diamètre s'écrira :

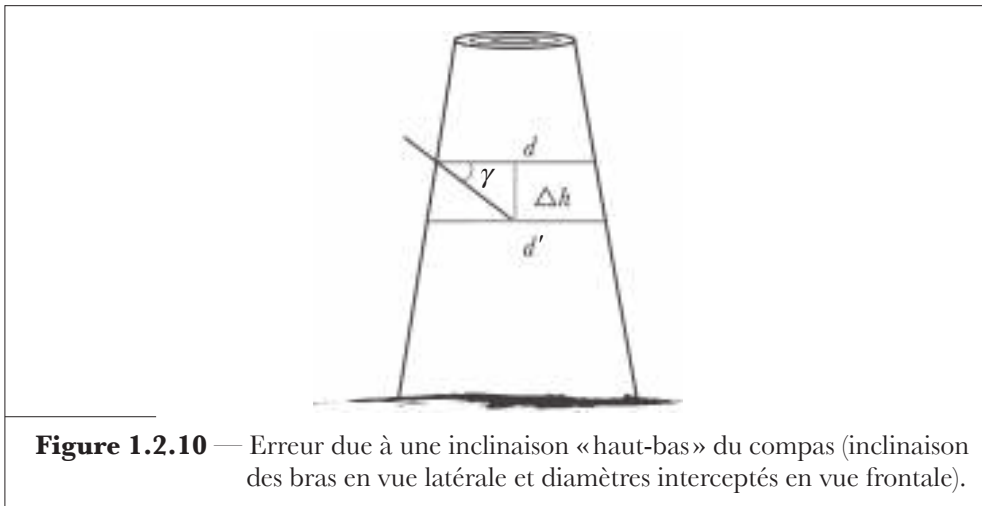
$$B_d = 2\Delta h \operatorname{tg} \beta$$

où Δh représente le décalage du niveau de mesure et β l'angle réalisé par l'intersection, au point situé à 1,3 m du sol, d'un plan vertical, ou plus exactement d'un plan parallèle à l'axe longitudinal de l'arbre, et d'un plan tangent au tronc. Cet angle dépend, entre autres, de l'essence considérée et du diamètre (Figure 1.2.9). L'erreur est négative (la mesure sous-estime la valeur exacte) pour des niveaux de mesure supérieurs à 1,3 m et positive (la mesure surestime la valeur exacte) dans la situation inverse.



Dans le second cas, la règle est positionnée au bon niveau (1,3 m) (Figure 1.2.10), mais on observe une erreur de positionnement Δh qui est fonction de l'angle de déviation impliquant la mesure du diamètre d' au lieu du diamètre d . Il s'ensuit que :

$$\Delta h = \frac{d}{2} \operatorname{tg} \gamma$$



et entraînera une erreur de mesure en diamètre correspondant à :

$$B_d = d' - d = d \operatorname{tg} \gamma \operatorname{tg} \beta$$

négative ou positive selon que les bras sont pointés vers le haut ou vers le bas.

Il peut arriver que les deux erreurs mentionnées soient commises simultanément, auquel cas elles s'additionnent. Pour les éviter ou en réduire l'importance, il est conseillé de matérialiser le niveau de mesure de l'arbre ou de le repérer au moyen d'une tige «étalon».

Pression

La pression exercée sur les bras du compas peut être à l'origine d'erreurs atteignant 3 à 4 % de la surface terrière [TIREN, 1929]. Ce type d'erreur est largement tributaire de l'opérateur (influence subjective) et de la résistance offerte par l'écorce, elle-même dépendante de l'essence et de l'âge, principalement.

Exemple 1.2.1 — Erreurs de mesure sur le diamètre

Soit un arbre de 40 cm de diamètre à 1,3 m. Si l'angle β matérialisé par l'intersection de deux plans, l'un tangent à l'arbre à 1,3 m et l'autre vertical, est égal à $1^{\circ}25'$, on peut calculer (Tableau 1.2.2) les erreurs absolues sur le diamètre B_d et relatives sur la surface terrière B_g % pour des positionnements en hauteur incorrects du compas (écarts Δh par rapport au niveau 1,3 m).

Par exemple, pour une différence entre niveaux de mesures de 15 cm, on peut écrire que :

$$B_d = 2\Delta h \operatorname{tg} \beta = 2(15) \operatorname{tg}(1^{\circ}25') = 0,65 \text{ cm}$$

et

$$B_g \% \cong 2B_d \% \cong \frac{2(0,65)}{40} \cong 3,2\%$$

Tableau 1.2.2 — Erreurs systématiques sur le diamètre B_d et sur la surface terrière B_g pour des positionnements incorrects du compas.

Δh (cm)	B_d (cm)	B_g (%)
20	0,87	4,3
15	0,65	3,2
10	0,44	2,2
5	0,22	1,1

Dans l'éventualité où la règle de mesure serait correctement positionnée mais où le compas ferait un angle γ de 7° dans le sens «haut-bas», il en résulterait une erreur de positionnement en hauteur de :

$$\Delta h = \frac{d}{2} \operatorname{tg} \gamma = (20)(0,1228) = 2,46 \text{ cm}$$

ce qui se traduirait par une erreur sur le diamètre égale à :

$$\begin{aligned} B_d &= 2\Delta h \operatorname{tg} \beta \\ &= 2(2,46)(0,0218) = 0,11 \text{ cm} \end{aligned}$$

Cette même valeur est évidemment obtenue plus directement en appliquant la formule :

$$\begin{aligned} B_d &= d \operatorname{tg} \gamma \operatorname{tg} \beta \\ &= 40 (0,0218) (0,1228) = 0,11 \text{ cm} \end{aligned}$$

Quant à l'erreur relative commise sur la surface terrière, elle serait égale à :

$$B_g \% \cong 2 \left(\frac{0,11}{40} \right) \cong 0,6 \%$$

1.3. Mesure de la circonférence

1.3.1. Généralités

La mesure de la circonférence d'une section d'arbre est fournie par un ruban⁽⁸⁾ infiniment souple tendu sans excès autour de cette section [DUPLAT et PERROTTE, 1981]. La circonférence est égale au périmètre de la section pour autant que celle-ci soit convexe, et elle est inférieure à ce même périmètre pour des sections non convexes.

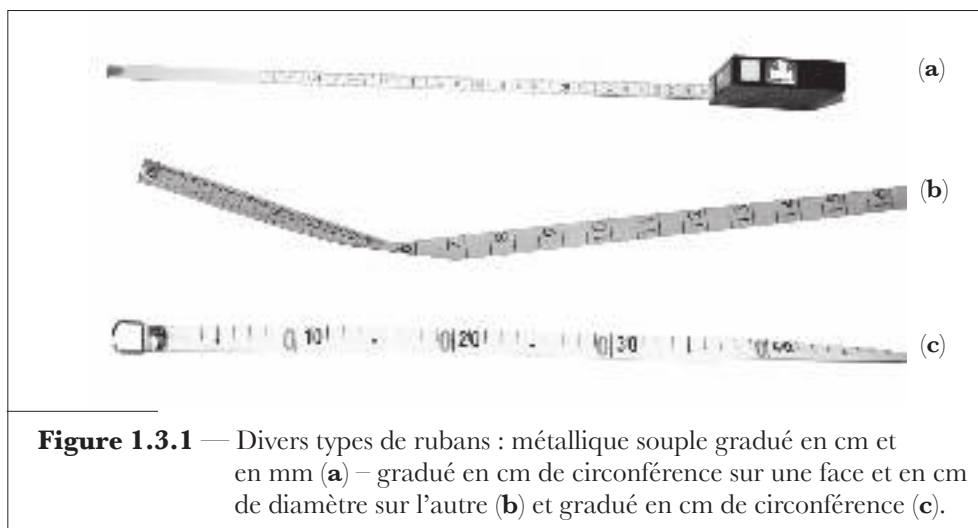
Bien que cette mesure de grosseur soit nettement supplantée par celle du diamètre, elle est toujours d'actualité en Belgique. Elle est considérée à 1,3 m au-dessus du sol, dans le cas où un passage ultérieur au diamètre est souhaitable, ou à 1,5 m, niveau correspondant à celui atteint par les bras tendus en avant de l'opérateur. Les mesures de circonférence à deux niveaux plus élevés de hauteur ne sont en principe réalisables que sur arbres abattus. La circonférence sera symbolisée au moyen du sigle c ⁽⁹⁾.

⁽⁸⁾ *tape*.

⁽⁹⁾ Dans les exemples que nous présentons au fil des chapitres, par choix personnel et eu égard à la nature des nombreux lots de données dont nous disposons pour les illustrer, nous avons préféré la circonférence (à 1,3 m, soit $c_{1,3}$ ou à 1,5 m, soit $c_{1,5}$, selon les circonstances) au diamètre, ce dernier étant plutôt réservé à l'exposé théorique des sujets abordés.

1.3.2. Appareils de mesure

La mesure de la circonférence s'opère normalement à l'aide d'un *ruban* (de 1,5 m ou de 3 m) si possible indéformable, à trame métallique ou mieux en fibre de verre (Figure 1.3.1). On peut, comme déjà dit (§ 1.2.2), utiliser un compas gradué en circonférence, mais au détriment de la précision.



En ce qui concerne la mesure de circonférence à divers niveaux d'arbres abattus, plus spécialement situés sur parterres de coupes, l'utilisation du ruban n'est pas toujours possible ; il est alors d'usage de recourir à une aiguille métallique courbe fixée à une ficelle dont on mesure la longueur nécessaire pour ceinturer l'arbre.

1.3.3. Erreurs instrumentales et erreurs de mesure

• *Erreurs instrumentales*

Les causes d'erreurs instrumentales les plus fréquentes ont trait à la qualité même du ruban, à sa dépendance vis-à-vis des variations de conditions climatiques ambiantes, à la netteté et à l'exactitude des graduations.

• *Erreurs de mesure*

De la même manière que pour le compas (§ 1.2.3), on peut mettre en évidence trois types d'erreurs liées à une mauvaise utilisation du ruban.

Inclinaison

Le ruban mesure, sur un arbre à section supposée circulaire, une ellipse plutôt qu'un cercle et donne donc lieu à un résultat plus élevé. Dans le cas d'une inclinaison «gauche-droite», selon un angle β , un demi-axe de l'ellipse est dans le plan de mesure et vaut $d/2$, l'autre vaut approximativement $d/2\cos\beta$.

Niveau de mesure

L'erreur correspondante a la même importance que pour le diamètre et s'exprime de la même manière.

Pression

L'erreur due à la pression est considérablement plus faible avec le ruban qu'avec le compas. On doit d'ailleurs s'attendre, dans ce cas, à observer des biais positifs occasionnés par une tension trop faible.

1.3.4. Quelques réflexions sur la mesure de la circonférence

Même si la mesure de la circonférence est très largement supplantée dans le monde par la mesure du diamètre, il convient pourtant de mettre en évidence divers points ayant des répercussions sur la pratique des mesures et sur l'exploitation des données :

- le ruban est simple à manipuler, il s'impose plus spécialement dans le cas de très gros arbres pour lesquels des grands compas, s'ils existent, sont encombrants ;
- le ruban mesure une grandeur moins ambiguë que celle mesurée par le compas, car à une circonférence fixée correspond une infinité de diamètres. Quelle que soit la forme de la section d'un arbre, la dispersion des mesures répétées de la circonférence est pratiquement nulle [PRODAN, 1965] ;
- la surface terrière est toujours calculée en faisant l'hypothèse que la section de l'arbre à hauteur d'homme est circulaire. Cependant, si l'on se trouve en présence d'arbres dont les sections, tout en étant de formes convexes très différentes, ont le même périmètre, l'utilisation du cercle comme forme de référence engendre une surestimation de la surface réelle pouvant atteindre 5% pour un arbre pris isolément, et généralement inférieure à 1% pour un peuplement [TIREN, 1929]. [MATERN, 1956] a également analysé ce problème en considérant les répercussions de mesures soit de circonférence, soit de diamètre. On peut démontrer que la moyenne arithmétique de l'*infinité* de diamètres mesurés sur une section convexe donnée est égale au diamètre issu d'une mesure de circonférence soit, dans le cas du cercle, $d=c/\pi$. Une mesure exacte du diamètre résulte donc de la mesure de la circonférence divisée par π .

Si g_c désigne la surface de la section calculée sur la base d'un cercle de circonférence c , g_d la surface calculée à partir de la moyenne de tous les diamètres possibles et σ_d^2 la

variance de ces diamètres, de manière générale on peut écrire, en termes d'espérance mathématique :

$$E\left(\frac{\pi d^2}{4}\right) = \frac{\pi}{4} E(d^2) = \frac{\pi}{4} [E^2(d) + \sigma_d^2]$$

Or, comme $E(d) = c/\pi$, il s'en suit que :

$$E\left(\frac{\pi d^2}{4}\right) = \frac{c^2}{4\pi} + \frac{\pi}{4} \sigma_d^2$$

ou encore que :

$$g_d = g_c + \frac{\pi}{4} \sigma_d^2$$

Cette expression montre que la surface circulaire issue de diamètres mesurés au hasard est en moyenne plus élevée que la surface de la section déterminée par mesure de la circonférence. Le terme $(\pi/4) \sigma_d^2$ est évidemment nul dans le cas de sections circulaires ou des orbiformes (surfaces telles que le diamètre, au sens de la définition qui en a été donnée (§ 1.2.1), soit le même dans toutes les directions). Pour les diverses formes de sections analysées par MATERN [1956], ce même terme a une valeur comprise entre 0,2 et 0,6 % de la surface vraie lorsque la sous-estimation de surface se situe entre 1,7 et 3 % ;

- les mesures de circonférence fournissent des résultats plus fiables que ceux issus de mesures de diamètre. Eu égard aux variations entre diamètres mesurés sur un même arbre, chaque mesure est affectée d'une variance qui est nulle ou quasiment nulle dans le cas de mesures portant sur la circonférence.

Pour fixer les idées, KENNEL [1964] a montré que pour des mesures répétées de circonférence effectuées sur 100 bois par un même opérateur muni d'un ruban de qualité, l'écart moyen par rapport à la moyenne des surfaces terrières atteignait à peine 0,1 %. Ce même écart était voisin de 0,2 % ou même 0,5 % lorsque les mesures étaient réalisées par plusieurs personnes.

1.4. Détermination de la surface terrière

1.4.1. Généralités

La surface terrière d'un arbre est la surface de la section transversale de cet arbre à hauteur d'homme (à 1,3 m ou à 1,5 m). De par l'irrégularité de leur forme, les surfaces de sections de tiges d'arbres ne peuvent être déterminées de manière précise que par planimétrie ou par intégration. Dans la pra-

tique, on les estimera à partir de mesures, supposées exactes, du diamètre d :

$$g = \pi d^2 / 4$$

ou à partir de la circonférence c :

$$g = c^2 / 4\pi$$

Ces deux expressions surestiment la réalité si la surface n'est pas rigoureusement circulaire. L'utilisation de la circonférence donne cependant lieu à une meilleure estimation que celle obtenue par l'intermédiaire du diamètre car, dans ce cas, à la surestimation évoquée, il faut encore ajouter une erreur aléatoire de valeur moyenne positive et égale à $(\pi/4) \sigma_d^2$ (§ 1.3.4).

Pour cette raison, nous admettrons que la surface terrière d'un arbre correspond à la surface du cercle qui a pour circonférence la circonférence c , à 1,3 m ou à 1,5 m, de l'arbre.

Nous noterons, à titre d'information, qu'il est aussi possible d'apprécier directement la surface terrière d'un arbre en utilisant des compas ou des rubans comportant des graduations directement exprimées en surface.

1.4.2. Erreurs dues à la mesure du diamètre ou de la circonférence

Si l'on commet une erreur B_d sur le diamètre d , elle se répercute de la manière suivante sur la surface terrière :

$$g \pm B_g = \frac{\pi}{4} (d \pm B_d)^2 = \frac{\pi}{4} (d^2 \pm 2dB_d + B_d^2)$$

d'où l'on tire immédiatement que :

$$\pm B_g = \pm \frac{\pi}{2} dB_d + \frac{\pi}{4} B_d^2$$

Comme la quantité B_d^2 est habituellement très faible, comparée à $(\pi/2)dB_d$, elle n'est généralement pas considérée, ce qui donne lieu à l'expression approximative ci-après :

$$\pm B_g \cong \pm \frac{\pi}{2} dB_d$$

et à une erreur relative :

$$B_g \% = \frac{B_g}{g} 100 \cong \frac{2 B_d}{d} 100 \cong 2 B_d \%$$

Cette relation est aussi valable pour la circonférence :

$$B_g \% \cong 2 B_d \% \cong 2 B_c \%$$

L'erreur relative commise sur la surface terrière est approximativement égale au double de l'erreur relative sur le diamètre ou sur la circonférence.

1.4.3. Erreurs dues à l'assimilation de la surface terrière à une surface circulaire

Quelle que soit la forme de la section transversale d'un arbre, celle-ci est habituellement assimilée à celle d'un cercle dont la surface est donc calculée au moyen de l'expression :

$$g = \pi d^2 / 4 = c^2 / 4\pi$$

On peut se demander s'il ne serait pas préférable d'envisager dans certains cas une aire elliptique ou ovale [PRODAN, 1965] plutôt qu'une aire circulaire car, lorsque la section de l'arbre présente une forme assez différente du cercle, le fait de ne considérer qu'un seul diamètre pris au hasard – c'est en pratique souvent le cas – est d'autant plus imprécis. L'exemple 1.4.1 permet de mieux concrétiser ce problème.

Exemple 1.4.1 — Détermination de la surface terrière d'arbres à section elliptique

Supposons que la section transversale d'un arbre soit elliptique (forme acceptable pour matérialiser un arbre méplat) à hauteur d'homme et que d et d' représentent respectivement le plus grand et le plus petit diamètre. Considérons les surfaces terrières calculées selon les trois modalités suivantes :

- A = surface terrière vraie (basée sur la surface de l'ellipse),
- B = surface terrière circulaire calculée à partir du diamètre moyen $(d + d')/2$,
- C = surface terrière circulaire calculée à partir du périmètre de l'ellipse (cercle apparent), soit donc à partir de la circonférence mesurée.

Les surfaces correspondant aux modalités A et B résultent des relations :

$$\frac{\pi}{4} dd'$$

et

$$\frac{\pi}{4} \left(\frac{d + d'}{2} \right)^2$$

En ce qui concerne la modalité C, la surface du cercle « apparent » nécessite d'abord la détermination de la longueur L de l'ellipse, soit :

$$L = \pi \left(\frac{d + d'}{2} \right) k$$

où
$$k = \left(1 + \frac{\lambda^2}{16} + \frac{\lambda^4}{1.024} + \frac{\lambda^6}{16.384} + \dots \right)$$

et
$$\lambda = \frac{\frac{d-d'}{d+d'}}{\frac{d+d'}{2}} \quad (\text{pour } d \geq d')$$

La surface du cercle apparent découle de la relation ci-après :

$$S = L^2/4\pi$$

ce qui peut aussi s'écrire, si l'on pose $k' = k^2$,

$$S = k' \frac{\pi}{4} \left(\frac{d+d'}{2} \right)^2$$

L'examen des trois modalités considérées permet de noter que la deuxième, basée sur le diamètre moyen arithmétique, comparée à la première fournissant la surface terrière vraie, donne lieu à l'erreur relative suivante :

$$E_1 = \frac{\left(\frac{d+d'}{2} \right)^2 - dd'}{dd'} = \frac{\lambda^2}{4 - \lambda^2} = \frac{\lambda^2}{4} \quad (\text{si } \lambda \text{ petit})$$

Comme il fallait s'y attendre, l'erreur est d'autant plus grande que l'ellipse est aplatie.

Quant à la différence entre la surface du cercle apparent et la surface terrière vraie, elle découle de l'expression :

$$E_2 = \frac{k' \left(\frac{d+d'}{2} \right)^2 - dd'}{dd'} = \frac{4 k'}{(4 - \lambda^2)} - 1$$

En pratique, il apparaît que, pour la plupart des arbres rencontrés, les différences de résultats entre les trois méthodes de calcul sont insignifiantes. Pour fixer les idées, considérons trois arbres dont le degré d'aplatissement de la section à hauteur d'homme est de plus en plus grand et voyons à quelles erreurs nous aboutissons (Tableau 1.4.1).

Tableau 1.4.1 — Caractéristiques des sections transversales de trois arbres et erreurs obtenues sur la surface terrière.

	Arbre 1	Arbre 2	Arbre 3
d (cm)	22	24	26
d' (cm)	18	16	14
λ	0,20	0,40	0,60
k'	1,0050	1,0202	1,0458
E_1	0,010	0,042	0,099
E_2	0,015	0,063	0,149

Dans l'optique de la détermination d'une surface terrière à partir de la formule de la surface du cercle, l'examen des résultats fournis dans l'exemple 1.4.1 plaiderait en faveur de la surface circulaire construite sur la moyenne arithmétique des plus grands et plus petits diamètres, même si ce procédé occasionne une surestimation par rapport à la réalité. Dans l'hypothèse d'une aire elliptique dont le grand diamètre serait exactement égal au double du petit ($\lambda = 67\%$, soit une ellipse fortement aplatie), la surface circulaire surestimerait la surface vraie d'environ 10%.

Il est intéressant de noter que les résultats de mesures effectuées sur plusieurs arbres méplats montrent, qu'en moyenne, l'erreur de surface terrière résultant de la prise en compte de la moyenne des plus grands et petits diamètres est du même ordre de grandeur que celle obtenue en ne considérant qu'un seul diamètre pris dans une direction aléatoire. Par définition, cette erreur est éliminée si l'on considère la «moyenne géométrique» du plus grand et du plus petit diamètre ($= \sqrt{dd'}$) plutôt que leur moyenne arithmétique mais, bien évidemment, au détriment de la facilité et de l'aspect pratique des calculs.

1.5. Erreurs liées aux conventions de mesure de grosseur

Outre les erreurs déjà envisagées relatives à l'utilisation proprement dite des appareils, nous analyserons celles qui résultent de diverses pratiques ou conventions sur les mesures elles-mêmes et sur les calculs à effectuer.

1.5.1. Erreurs résultant d'un groupement en classes

Le groupement en classes des grosseurs à récolter simplifie considérablement les mesures ainsi que les calculs qui en découlent.

Parmi les avantages du regroupement, nous noterons :

- récolte plus facile (les graduations prévues sur les appareils de mesure peuvent correspondre à des points centraux ou à des limites inférieures de classes);
- présentation plus simple, plus compacte, sous forme de distributions de fréquences, par exemple;
- détermination plus facile de la surface terrière et du volume par catégories de grosseur, le groupement suppose cependant que toutes les tiges d'une même classe aient un diamètre identique à la valeur centrale de la classe.

Notons toutefois que ces remarques sont hors de propos en cas de récolte automatisée de données et de traitement électronique de celles-ci.

Les principaux inconvénients découlent de la définition des classes et de la réduction des données :

- le groupement en classes engendre une erreur qui présente une composante systématique et une composante aléatoire;
- l'accroissement du diamètre ne peut, en principe, être strictement déterminé sur la base de mesures périodiques, car le diamètre qui est, par nature, une quantité à croissance continue, devient dans ce cas une variable discontinue. Un arbre ayant un diamètre situé en début de classe à une époque donnée gardera le diamètre, fixé par la classe, aussi longtemps qu'il n'aura pas franchi la limite supérieure de cette même classe.

Nous nous attarderons un instant sur les erreurs résultant, d'une part, de la définition même des classes et, d'autre part, du groupement en classes.

• *Erreur de définition des classes*

Si un groupement des données est opéré sous forme de classes, il est essentiel de caractériser sans équivoque chacune des classes. Il nous paraît recommandable d'utiliser la notion de point central de classe et de fixer, compte tenu de l'amplitude choisie, les limites inférieure et supérieure de celle-ci.

Par exemple, dans l'hypothèse de classes de 10 en 10 cm de circonférence, la classe des 45 cm, matérialisée par son point central, comporterait les arbres de circonférences échelonnées de 40,0 cm à 49,9 cm, et celle des 55 cm correspondrait aux circonférences allant de 50,0 cm à 59,9 cm. Cette convention étant adoptée, ranger une circonférence de 59,5 cm dans la classe immédiatement supérieure des 65 cm de circonférence, par exemple, entraînerait donc une erreur systématique.

• *Erreur systématique due au groupement en classes*

L'erreur systématique est due à l'assimilation des diamètres (circonférences) de tous les arbres d'une classe donnée i au point central d_i de cette

classe, celui-ci ne correspondant pas au diamètre moyen \bar{d}_i de la classe, ni au diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne d_{gi} de cette même classe.

Si l'on envisage n arbres de diamètres d_j ($j = 1, n$), leur surface terrière moyenne est égale à :

$$\bar{g} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{\pi d_j^2}{4}$$

et le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne (§ 7.2.2) résulte de l'expression :

$$d_g = \sqrt{\frac{4 \bar{g}}{\pi}} = \sqrt{\sum_{j=1}^n d_j^2 / n}$$

L'importance de l'erreur sera fonction de la nature de la distribution des grosseurs des arbres au sein d'une classe donnée [LOETSCH et al., 1973; PRODAN, 1965]. Dans l'hypothèse de distributions de fréquences croissantes ou décroissantes (augmentation ou diminution linéaire de valeurs de grosseur depuis la limite inférieure de la classe jusqu'à sa limite supérieure) ou rectangulaire (fréquences constantes des observations au sein de la classe) pour les trois diamètres évoqués, on observera les relations suivantes :

- distribution croissante : $d_i < \bar{d}_i < d_{gi}$;
- distribution décroissante : $\bar{d}_i < d_{gi} < d_i$;
- distribution rectangulaire : $\bar{d}_i = d_i < d_{gi}$.

La surface terrière relative à une classe diamétrale donnée i est dérivée de la valeur centrale d_i de ladite classe et du nombre de bois n_i qu'elle comporte. Cette surface terrière « apparente » que nous désignerons par g'_i est donc égale à :

$$g'_i = \frac{\pi}{4} (n_i d_i^2)$$

alors que la surface terrière « vraie » g_i , qui tient compte de chaque valeur individuelle rangée dans la classe i , s'exprime comme suit :

$$g_i = \sum_{h=1}^{n_i} g_{hi} = \frac{\pi}{4} \sum_{h=1}^{n_i} d_{hi}^2 = \frac{\pi}{4} n_i d_{gi}^2$$

où g_{hi} et d_{hi} représentent, pour l'arbre h dans la classe i , la surface terrière et le diamètre.

L'erreur systématique résultante correspond à la différence entre la surface terrière apparente g'_i et la surface terrière vraie g_i , soit :

$$B_{gi} = g'_i - g_i = \frac{\pi}{4} n_i (d_i^2 - d_{gi}^2)$$

En pratique, la différence entre la valeur centrale d_i et le diamètre d_{gi} peut être calculée de la manière ci-après :

$$(d_i - \bar{d}_i) + (\bar{d}_i - d_{gi})$$

Pour une distribution rectangulaire ou à proximité du point culminant d'une distribution normale, la première différence $[d_i - \bar{d}_i]$ est nulle; pour une distribution décroissante, elle résulte de la relation :

$$B_i = \frac{w \Delta n_i}{6 n_i}$$

dans laquelle :

- w = amplitude de la classe diamétrale,
- Δn_i = différence de nombres de tiges entre le point central de la classe i et ses limites,
- n_i = nombre de tiges au sein de la classe i .

Dans le cas d'une distribution croissante, la quantité Δn_i est négative et il en est donc de même pour B_i ; la situation inverse se présente dans le cas d'une distribution décroissante.

La seconde différence $[\bar{d}_i - d_{gi}]$ est déterminée à partir de la relation fondamentale :

$$d_{gi} = \sqrt{\bar{d}_i^2 + \left[\frac{w^2}{12} - \left(\frac{w}{6} \frac{\Delta n_i}{n_i} \right)^2 \right]}$$

l'expression entre crochets correspondant à la variance des diamètres au sein de la classe i . Dans les conditions d'une distribution de type rectangulaire, la variance des diamètres se réduisant alors à la quantité $w^2/12$, on peut facilement démontrer que l'erreur systématique commise sur la surface terrière d'une classe de diamètre i est égale à :

$$B_{gi} = \frac{\pi}{4} n_i \left(2 B_i d_i - B_i^2 - \frac{w^2}{12} \right)$$

L'erreur systématique est surtout importante pour des classes diamétrales à large amplitude et pour celles situées dans les zones de croissance rapide des distributions. On notera cependant que, pour un peuplement équienné dont la répartition des tiges par classes de grosseur affecte souvent une distribution de type normal, les erreurs négatives observées dans la phase ascendante de la courbe compensent d'une certaine manière les erreurs positives observées dans la phase descendante. Par contre, dans le cas d'une distribution de type exponentiel rencontrée en peuplement jardiné, les compensations sont très faibles car les classes affectées d'erreurs positives sur la surface terrière prédominent. Il faut aussi souligner, dans le contexte d'inventaires périodiques, l'intérêt d'effectuer des mesures de grosseur au centimètre ou au millimètre près.

Des informations complémentaires sur la manière de calculer les différences explicitées ci-avant peuvent être trouvées dans DUPLAT et PERROTTE [1981] et dans PRODAN [1965].

• **Erreur aléatoire due au groupement en classes**

Cette erreur est due à une représentation trop faible de la distribution des tiges au sein de l'échantillon mesuré. Elle est d'autant plus élevée que les classes de diamètre sont larges et que le nombre de sujets qu'elles comportent est faible. Elle diminue évidemment lorsque le nombre de tiges mesurées augmente. On l'exprime habituellement au moyen de l'écart-type des diamètres individuels autour de la valeur centrale de classe [PRODAN, 1965] soit, dans le cas d'une distribution rectangulaire :

$$\hat{\sigma}_{d_i} = \sqrt{\frac{w^2}{12}} \cong 0,3 w$$

L'erreur-standard du diamètre moyen arithmétique d'une classe s'écrit dès lors :

$$\hat{\sigma}_{\bar{d}_i} \cong \pm \frac{0,3 w}{\sqrt{n_i}}$$

où w = amplitude des classes diamétrales,
 n_i = nombre de tiges mesurées dans la classe i .

La répercussion de ce type d'erreur sur la surface terrière s'exprime comme suit :

$$B_{g_i} \cong \frac{\pi}{4} n_i \left[d_i^2 - \left(d_i \pm \frac{0,3 w}{\sqrt{n_i}} \right)^2 \right]$$

qui, traduite en % et après simplification, est équivalente à :

$$B_{g_i} \% \cong \pm \frac{60w}{d_i \sqrt{n_i}}$$

Ce type d'erreur confirme le bien-fondé de classes d'amplitude w peu élevée. Pour fixer les idées, il nous paraît raisonnable d'adopter comme compromis des classes de 4 cm en diamètre et de 10 cm en circonférence, voire de 2 ou 5 cm en diamètre et de 5 ou 20 cm en circonférence, selon l'amplitude des grosseurs individuelles observées et le nombre de bois attendus par classe. Cela revient aussi à préconiser, pour les essences forestières rencontrées en régions tempérées, des nombres de classes variant de 15 à 30.

Le vrai problème est évidemment d'apprécier l'incidence d'un regroupement en classes sur l'estimation de la grosseur moyenne (diamètre ou surface terrière) de l'ensemble des bois mesurés. Dans l'hypothèse d'une distribution

globale en catégories de grosseurs croissantes ou décroissantes, les erreurs entachant l'estimation du diamètre moyen seront en principe du même ordre de grandeur que celles observées au sein des classes individuelles. Si la distribution est de type normal (courbe en cloche), on peut s'attendre à des erreurs nettement plus faibles suite aux compensations entre classes.

1.5.2. Erreurs dues aux arrondis

En pratique, les mesures effectuées font l'objet d'arrondis avant d'être traitées. Il est donc important de prévoir des conventions objectives lors de l'établissement du protocole de mesure. L'essentiel est de ne pas adopter de règle susceptible d'occasionner une erreur systématique intervenant, par exemple, lorsque des fractions de centimètre ne sont pas prises en considération. Afin d'éviter ce biais, on arrondira à l'unité inférieure ou à l'unité supérieure correspondant aux limites de classes selon que le résultat de la mesure est inférieur ou supérieur à la valeur centrale de la classe.

Si l'on travaille, par exemple, au centimètre près, la classe des 25 cm comporterait des valeurs échelonnées de 24,50 à 25,49 cm, ce qui correspond à un intervalle de 1 cm sur lequel on peut effectuer l'arrondi. Des valeurs comprises entre 24,5 et 25,4 cm seraient donc arrondies à 25 cm.

1.5.3. Erreurs dues aux changements de saison

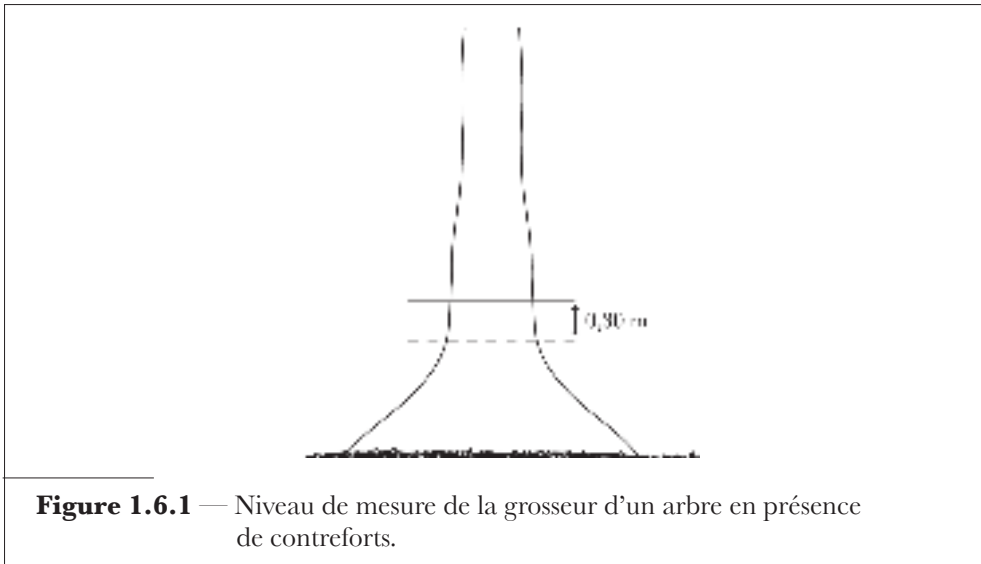
L'époque de la mesure en diamètre est aussi très importante à considérer, plus spécialement en région tempérée à saison de végétation marquée. Si les mesures doivent être répétées en vue de calculs d'accroissement, il convient de les effectuer à la même période de l'année. Selon qu'ils sont déterminés au début ou à la fin de la période de végétation, les accroissements de surface terrière pour l'épicéa commun en Europe centrale peuvent, par exemple, varier entre 1 % (vieux bois) et 10 % (jeunes bois, baliveaux) [LOETSCH et al., 1973].

Comme l'accroissement est à son apogée durant les quelques mois d'été, la période idéale pour réaliser les mesures se situe soit au printemps jusqu'à la sortie des feuilles soit à la fin de l'été jusqu'à la chute complète des feuilles; les fluctuations de température durant ces deux périodes étant en outre relativement faibles.

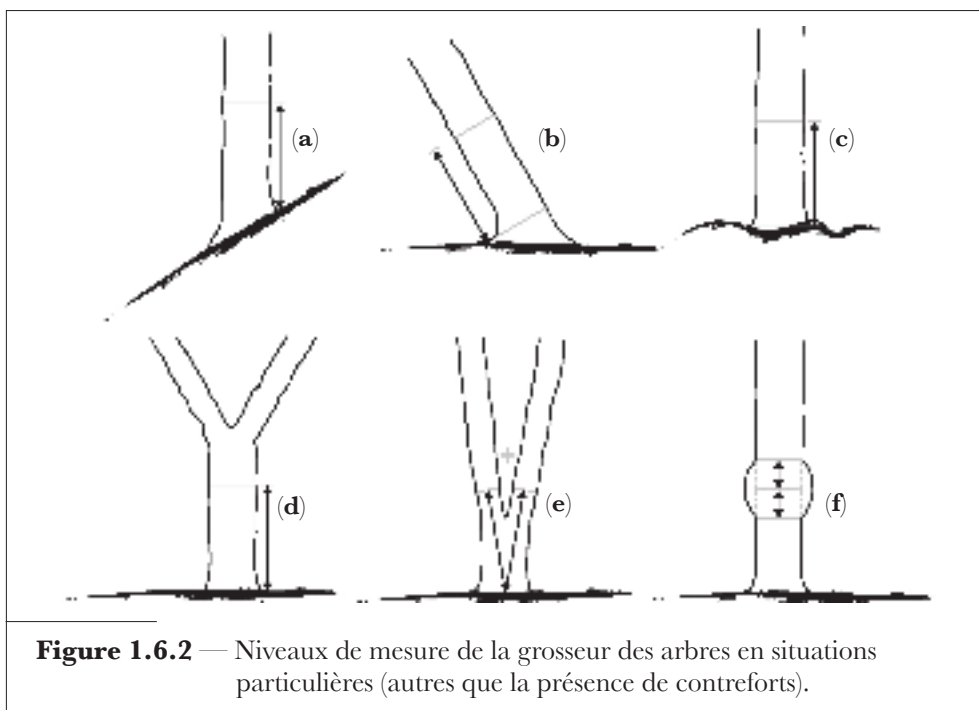
1.6. Quelques recommandations relatives à la pratique des mesures de grosseur

Afin de réduire au maximum les diverses sources d'erreurs affectant l'estimation de la grosseur d'un arbre ou d'en atténuer les effets, il est conseillé d'adopter une série de conventions et d'être attentif aux diverses considérations suivantes :

- les mesures de circonférence donnent des résultats plus précis que celles de diamètre ;
- l'utilisation du ruban est conseillée lors d'assez petits nombres de mesures successives réalisées arbre par arbre (cas des parcelles expérimentales et de production analysées périodiquement) et, dans les autres cas, la mesure du diamètre effectuée dans une direction aléatoire, quelle que soit la forme de la section de l'arbre, fournira une estimation en moyenne, sans biais, de la circonférence ;
- l'entretien et la vérification sérieuse des instruments utilisés sont recommandés, surtout en ce qui concerne les compas ;
- dans le cas d'un groupement des valeurs mesurées en classes, la définition même des classes (points centraux, limites) est fondamentale, l'erreur systématique due au groupement étant d'autant plus réduite que l'amplitude des classes est petite. Des classes de 4 cm de diamètre ou de 10 cm de circonférence réalisent souvent un bon compromis, qu'il s'agisse des amplitudes de classes ou des nombres de bois concernés ;
- dans l'éventualité d'arbres méplats, si l'on a de bonnes raisons d'exiger une mesure plus précise de la grosseur, on considérera la moyenne géométrique du plus grand et du plus petit diamètre (cas de l'ellipse caractéristique d'un bon modèle pour des arbres méplats) ou de deux diamètres perpendiculaires (le premier étant choisi au hasard) mais pour justifier pareil choix, il faudra alors se poser la question du coût, de la facilité de la mesure et de la valeur même de l'arbre ;
- en présence d'empattements très importants (cas fréquents d'arbres en forêts tropicales) ou de racines aériennes (échasses), le niveau de mesure conventionnel (1,3 m) pose réellement problème suite à la très forte variabilité de forme causée par le nombre et l'allure des contreforts. En absence de règles fixées préalablement, le niveau varie avec les opérateurs et les régions et, de manière générale, le bon sens veut qu'il soit localisé parfois largement au-dessus de 1,3 m et dès que l'influence des contreforts n'est plus visible. Conventionnellement [CAILLIEZ, 1980], la mesure sera le plus souvent réalisée à 0,30 m au-dessus de la fin des contreforts (Figure 1.6.1). Il convient alors de noter le niveau de mesure choisi, voire de le matérialiser en vue de remesurages ultérieurs destinés à connaître l'accroissement ;



- si l'on s'intéresse plus particulièrement à l'estimation de la surface terrière d'un arbre ou d'un nombre limité d'arbres, ou encore à une estimation exacte de celle-ci, nous recommanderons l'utilisation de la circonférence. Sinon la mesure du diamètre dans une direction prise au hasard sera satisfaisante en n'oubliant toutefois pas qu'elle engendre un léger biais positif ;
- dans les unités d'échantillonnage (§ 13.3) permanentes ou dans les peuplements au sein desquels on procède à des contrôles périodiques de croissance, le niveau des mesures doit être strictement matérialisé (si possible aussi hauteur et direction dans le cas de l'utilisation d'un compas) ;
- dans les régions à saison de végétation marquée, les mesures doivent être effectuées à une époque bien déterminée, idéalement en dehors de la période de végétation ;
- diverses conventions doivent être préalablement fixées en relation avec les conditions de terrain ou la morphologie des arbres (Figure 1.6.2) :
 - mesure du côté amont de l'arbre sur terrain en pente (**a**),
 - mesure en oblique dans le cas d'arbres à tronc penché ou tortueux (**b**),
 - choix d'un niveau moyen matérialisant le point inférieur de mesure de la « hauteur d'homme » dans le cas de gros empattements ou d'un sol à surface très irrégulière (**c**),
 - mesure individuelle de la tige d'un arbre fourchu si la fourche prend naissance au-dessus du niveau hauteur d'homme (**d**) et mesures séparées des éléments de la fourche dans le cas inverse (**e**),
 - mesure au-dessus des éventuels dégâts, irrégularités ou défauts présents à hauteur d'homme ou mesure de part et d'autre de ceux-ci (résultat moyen) (**f**).



1.7. Cas particulier des arbres multi-tiges

Dans le cas d'arbustes, de végétaux buissonnants, d'essences fortement ramifiées ou encore de cépées (plusieurs brins de taillis partant de la même souche), il est fréquent de rencontrer des arbres comportant plusieurs tiges, celles-ci bifurquant sous le niveau de mesure ou prenant naissance au pied (sol).

La caractérisation du diamètre, variable capitale dans la détermination du volume ou de la biomasse, est dès lors problématique. Aussi est-il préférable de standardiser tous les diamètres mesurables plutôt que de considérer chaque diamètre de tige, ce qui vaut autant pour ceux mesurés à hauteur d'homme qu'au niveau du sol.

On part de l'hypothèse d'une seule tige dont la surface terrière correspondrait à la somme des surfaces terrières des sujets considérés individuellement. Cette surface terrière «équivalente», soit g_{eq} , est dès lors égale à $\sum g_i$.

Dans ces conditions, on peut en déduire un diamètre global théorique [LEJEUNE et RONDEUX, 1994] ou diamètre équivalent [CHOJNACKY, 1994]

qui résulte de la somme quadratique des diamètres de chaque tige i et s'écrit, pour généraliser :

$$d_{eq} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n_j} d_{ij}^2}$$

sachant que n_j représente le nombre de tiges que comporte l'arbre j .

On peut également se trouver devant des sujets pour lesquels il s'avère plus aisé de mesurer le diamètre au niveau du collet. En vue d'exploitations de données dendrométriques destinées à fournir des distributions par catégories de grosseur (§ 7.3) ou à construire des tarifs de cubage (§ 6.3), par exemple, il est conseillé d'opérer ici aussi une standardisation en convertissant tous les diamètres mesurés au collet en un diamètre à hauteur d'homme. Généralement des équations linéaires s'avèrent satisfaisantes pour réaliser cette conversion.

2

HAUTEUR DES ARBRES

2.1. Introduction

Après la grosseur d'un arbre, la hauteur⁽¹⁾ est la caractéristique la plus importante à mesurer ou à estimer en vue de déterminer le volume ou divers paramètres de forme. À titre propre et sous certaines conditions, elle joue aussi un rôle essentiel dans la caractérisation de la productivité des milieux forestiers (§ 10.4).

Eu égard à la diversité des définitions de la hauteur, nous préciserons cette notion dans le contexte dendrométrique (§ 2.2), nous envisagerons ensuite les méthodes et les types d'appareils les plus utilisés pour réaliser sa mesure (§ 2.3). Nous nous pencherons enfin sur les erreurs aussi bien systématiques qu'aléatoires qui peuvent entacher la mesure de la hauteur (§ 2.4) et clôturerons ce chapitre par quelques recommandations relatives à la pratique des mesures (§ 2.5).

2.2. Définitions

Nous réserverons le terme *hauteur* à la mesure des arbres sur pied tandis que le terme *longueur*⁽²⁾ concernera plutôt celle de la tige d'arbres abattus.

Il convient avant tout de faire la distinction entre différents types de hauteur [RONDEUX, 1978a] :

⁽¹⁾ *height.*

⁽²⁾ *length.*

- hauteur *totale*⁽³⁾ : distance axiale séparant le niveau du sol du sommet de l'arbre (bourgeon terminal). Il n'est évidemment pas toujours aisé de déterminer le sommet d'un arbre en peuplements très fermés et dans le cas d'arbres feuillus à houppier (cime) très globuleux ; la limite supérieure est assez « théorique ». Dans le cas d'arbres fourchus, on ne considérera qu'une seule hauteur si la fourche prend naissance au-dessus du niveau « hauteur d'homme » ;
- hauteur *bois fort*⁽⁴⁾ : distance séparant le niveau du sol du niveau de la tige correspondant à 7 cm de diamètre ou à 22 cm de circonférence ;
- hauteur *bois d'œuvre*⁽⁵⁾ : distance séparant le niveau du sol d'un niveau correspondant le plus souvent au point d'intersection de la première grosse branche ou, idéalement, à une limitation fixée en grosseur, c'est-à-dire, aussi, largement conditionnée à l'usage commercial attendu. Lorsque le tronc est suffisamment propre et que les premières grosses branches, ou des défauts, ne déterminent pas forcément la limite du bois destiné à une opération de commercialisation (par exemple dans le cas de bois voués au sciage), les diamètres moyens minimaux peuvent être fixés en pourcentage du diamètre à hauteur d'homme, par exemple 60 % pour les bois de petites dimensions, 50 % pour ceux de taille moyenne et 40 % pour les plus gros. Ces conventions sont le plus souvent appliquées aux conifères.

Souvent, la notion même de hauteur souffre d'un manque de rigueur et peut poser de sérieux problèmes en matière d'estimations cohérentes de volumes sur pied ou encore d'interprétations et de comparaisons de données d'inventaire. C'est le cas de la hauteur *marchande*⁽⁶⁾ qui correspond le plus souvent à une *découpe bûcheron* dont la circonférence peut être variable suivant les arbres, le marché du bois, les habitudes locales et les bûcherons.

Par convention, si la hauteur n'est pas strictement définie, nous admettrons qu'il s'agit d'une hauteur *totale*. En outre, en cas de doute quant à la manière de fixer une hauteur marchande, nous lui préférons la hauteur totale. Par définition, elle est plus objective car moins sujette à jugement et erreurs de mesure, du moins pour les conifères. Elle peut toujours par la suite être corrigée via un coefficient réducteur appliqué par catégories de grosseur, par exemple, pour fournir une estimation de la hauteur marchande.

Quelle que soit la hauteur considérée, celle-ci est, par convention, estimée à partir du niveau du sol et non de la section d'abattage. Mais il est évident que, dans l'optique d'une exploitation commerciale du bois, le volume par

⁽³⁾ total height.

⁽⁴⁾ height to an upper diameter limit of 7 cm.

⁽⁵⁾ height to a fixed diameter limit.

⁽⁶⁾ merchantable height.

exemple se réfère à une hauteur *bois d'œuvre* considérée à partir de la section d'abattage jusqu'à l'endroit de la découpe.

Pour des sections d'abattage pratiquées aux niveaux habituels (10 à 30 cm, voire plus avec les abatteuses-ébrancheuses), la différence de hauteur résultant de la prise en considération de l'un ou l'autre de ces repères est cependant négligeable, inférieure à la précision habituelle d'une mesure de hauteur.

2.3. Méthodes et appareils de mesure

1° En ce qui concerne la mesure de la longueur d'arbres abattus ou de tronçons d'arbres, celle-ci s'effectue normalement à l'aide de rubans décimétriques (20, 30 ou 50 m) métalliques ou entoilés à support métallique, afin d'éviter les inconvénients d'une mauvaise reproductibilité des mesures (par exemple due à une déformation du ruban liée aux variations de température ou d'humidité). On utilisera, entre autres, des décimètres ou, dans certains cas, la chevillère suédoise, ruban métallique de 15 ou 25 m de long à enrouleur automatique (Figure 2.3.1), également utilisée en matière d'inventaires par échantillonnage (§ 13.3.2).



Figure 2.3.1 — Chevillère suédoise.

Les erreurs de mesure de longueur d'arbres abattus sont négligeables, elles dépendront en ordre principal du positionnement du ruban sur la tige à mesurer.

2° En ce qui concerne la mesure de la hauteur d'arbres sur pied, on utilise des appareils appelés *hypsomètres*⁽⁷⁾, qui sont basés sur des principes soit géométriques, s'appuyant sur les relations existant entre triangles semblables, soit trigonométriques, reposant sur des mesures d'angles. Eu égard au nombre croissant d'appareils utilisés pour mesurer la hauteur et compte tenu de leur capacité à mesurer parfois aussi beaucoup d'autres caractéristiques dendrométriques, nous préférons adopter le vocable plus général de *dendromètres*.

Parmi les premiers, on trouve, entre autres, la célèbre croix du bûcheron, le dendromètre de FRANCK et le dendromètre de CHRISTEN. Mais ils ont tous été progressivement supplantés puis remplacés par les seconds, au sein desquels se distinguent notamment le BLUME-LEISS, le SUUNTO, le HAGA, le relascope de BITTERLICH et surtout, aujourd'hui, des dendromètres intégrant les technologies ultrasoniques (Forestor Vertex) ou laser (Criterion, Forestor Vertex laser, LaserAce, par exemple).

Il convient aussi de noter que, dans certaines conditions (jeunes peuplements très denses, mesures de hauteur associées à des mesures de diamètre), on peut recourir à un système de perches emboîtables, idéalement en fibre de verre, permettant de mesurer des hauteurs allant jusqu'à 15 ou 20 m.

Étant donné la grande diversité des appareils existants, nous nous limiterons volontairement à la présentation de ceux qui ont été à divers égards les précurseurs et, surtout, de ceux qui aujourd'hui bénéficient des dernières avancées technologiques.

2.3.1. Dendromètres basés sur un principe géométrique

L'utilisation des dendromètres envisagés ci-après suppose que l'opérateur se situe à une distance soit quelconque et inconnue, soit égale à la hauteur de l'arbre à mesurer.

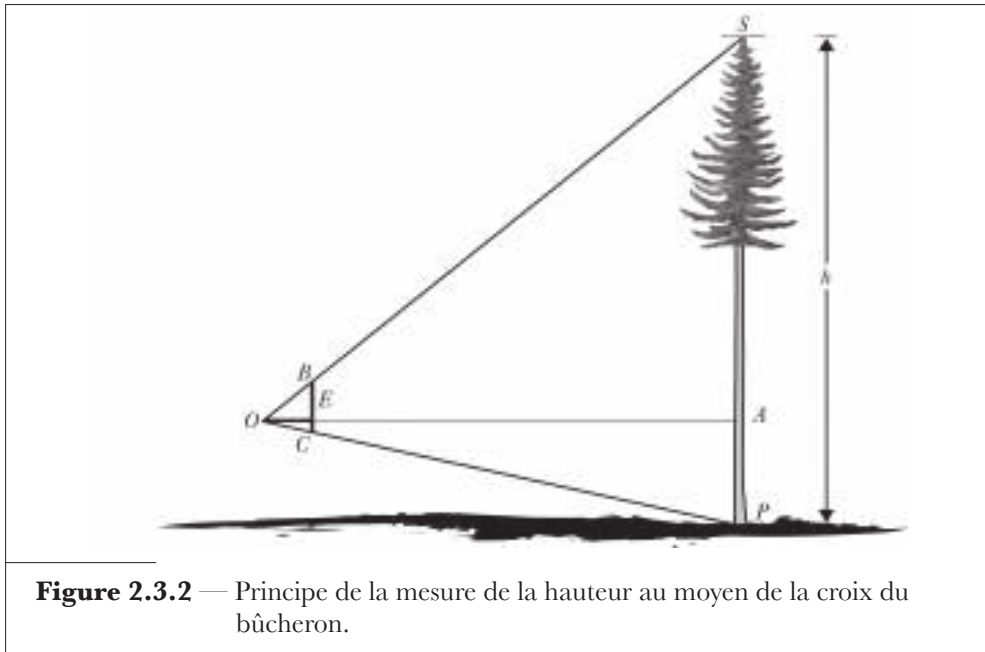
• *La croix du bûcheron*

Très simple à utiliser, elle constitue une application directe des relations existant entre triangles semblables. La figure 2.3.2 montre en effet que :

$$\frac{SP}{BC} = \frac{OA}{OE}$$

et si $BC = OE$, on a : $h = SP = OA$

⁽⁷⁾ *hypsometers*.



On peut mettre ce procédé en œuvre au moyen de deux tiges ou baguettes d'égales longueurs, dont l'une est tenue à hauteur des yeux et dirigée parallèlement au sol et l'autre placée au bout de la première verticalement ou parallèlement à l'arbre. L'opérateur se rapproche ou s'éloigne de l'arbre de manière à apercevoir simultanément le pied de celui-ci, en visant la base de la baguette verticale, et son sommet, en visant l'extrémité supérieure de cette même baguette (Figure 2.3.2). La hauteur correspond alors à la distance au sol, le plus souvent mesurée au pas, séparant l'opérateur de la base de l'arbre. Cette méthode n'est pas recommandée si une grande précision est exigée (1 à 2 %, par exemple) et elle est peu pratique si l'on se trouve en terrain fortement incliné ou nettement plus bas ou plus haut que le pied de l'arbre, car il faut alors mesurer la distance selon la pente. De façon générale on évite le problème de la pente si la mesure peut être réalisée à partir d'un point situé sur la même courbe de niveau que celle de la position de l'arbre.

Une manière encore plus expéditive de procéder consiste à utiliser une baguette ou tout autre tige dont la longueur est équivalente à la distance séparant l'œil du poing fermé au bout du bras en extension, en acceptant l'erreur liée au fait que l'œil de l'observateur n'est évidemment pas dans le prolongement du bras ! La tige est tenue verticalement au bout du bras tendu, et l'opérateur s'approche ou s'écarte de l'arbre jusqu'à ce que la base et le sommet de la tige soient respectivement en coïncidence avec le pied et le sommet de l'arbre. La hauteur de l'arbre correspondra à la distance séparant l'observateur du pied de l'arbre.

• *Le dendromètre de FRANCK*

Couramment utilisé au milieu du siècle dernier en Belgique, ce dendromètre est en quelque sorte une croix du bûcheron perfectionnée. Il est constitué d'une pièce métallique en forme de triangle rectangle isocèle dont les côtés de l'angle droit mesurent 6 à 7 cm. L'un de ces côtés est formé par un tube creux servant d'axe de visée (Figure 2.3.3).

L'appareil se tient au moyen d'un anneau de suspension et est équilibré de telle manière que l'axe de visée correspondant à un des côtés de l'angle droit soit horizontal. L'opérateur se déplace de façon à ce que l'autre axe de visée, matérialisé par l'hypoténuse, passe par le sommet de l'arbre. La hauteur de l'arbre est égale à la distance horizontale séparant l'opérateur de l'arbre, augmentée toutefois de la différence de niveau entre l'œil de l'observateur et le pied de l'arbre, pour autant que l'on se trouve en terrain horizontal. L'utilisation de cet appareil est impossible ou irréaliste si le terrain est fortement incliné et si la visée ne peut se faire qu'à partir d'un endroit situé en amont ou en aval de l'arbre, car il faut alors estimer la hauteur à laquelle se situe le point d'intersection de l'axe horizontal de visée avec l'arbre.



• *Le dendromètre de CHRISTEN*

Il met également en œuvre les relations géométriques classiques utilisées dans les triangles semblables [PARDE et BOUCHON, 1988; RONDEUX, 1999]. Ce dendromètre, d'origine suisse, ne nécessite pas que l'observateur se place à une distance prédéterminée de l'arbre, il suppose cependant le recours à une mire ou à une perche de 4, 5 ou 7 m placée contre l'arbre à mesurer. L'appareil se présente sous la forme d'une latte métallique qui comporte une série d'en-

coches correspondant à différentes hauteurs. Sa longueur est adaptée à la longueur de la perche, elle est de 30 cm pour une perche de 4 m et de 50 cm pour une perche de 5 m. Il se tient verticalement, éventuellement suspendu au bout d'une tige métallique, et l'observateur se place à une distance telle qu'il ait simultanément en coïncidence avec les extrémités de la latte, le sommet de l'arbre, ou le niveau concernant la mesure de hauteur, et le pied de celui-ci.

2.3.2. Dendromètres basés sur un principe trigonométrique

Parmi ces dendromètres, dont la plupart nécessitent que l'observateur se place à une distance prédéterminée de l'arbre, il convient de signaler le BLUME-LEISS, le SUUNTO, le HAGA et le relascope de BITTERLICH, lorsque ce dernier est utilisé comme mesureur de hauteur. Le clinomètre ou clisimètre, appareil mesurant exclusivement des angles, se range également dans cette catégorie de dendromètres. Il n'exige cependant pas que l'opérateur soit situé à une distance connue de l'arbre à mesurer. C'est aussi le cas d'un des modèles de relascope de BITTERLICH (§ 8.7.1).

Nous envisagerons en détail les principes de fonctionnement et l'utilisation du BLUME-LEISS, les autres appareils de la même famille seront analysés plus rapidement en ce qui concerne certaines particularités de fonctionnement, ainsi que leurs éventuels avantages et inconvénients.

Le principe d'utilisation de ces dendromètres repose sur la mesure d'angles, comme indiqué dans la figure 2.3.4, au vu de laquelle on peut écrire les relations ci-après :

$$H = SP = SA + AP = L \left(\operatorname{tg} \alpha_1 + \operatorname{tg} \alpha_2 \right)$$

où L = distance d'éloignement,
 α_1 et α_2 = angles de visée sur le sommet et sur le pied de l'arbre.

• *Le dendromètre BLUME-LEISS*

Ce dendromètre très pratique (Figure 2.3.5) se présente sous la forme d'un boîtier en quart de cercle comportant un clisimètre (gradué en tangentes d'angle de visée multipliées par des distances d'éloignement) muni d'un pendule que l'on bloque manuellement lors de la visée, devant cinq échelles graduées, quatre en hauteurs (correspondant à des distances de stationnement de 15, 20, 30 et 40 m) et une en degrés (destinée aux mesures des angles de pente).

L'opérateur pourra stationner de façon précise aux distances précitées en utilisant le dioptré incorporé à l'appareil. Ce dioptré fournit deux images décalées (d'un angle β tel que $\operatorname{tg} \beta = 0,03$) d'une mire pliante comportant des

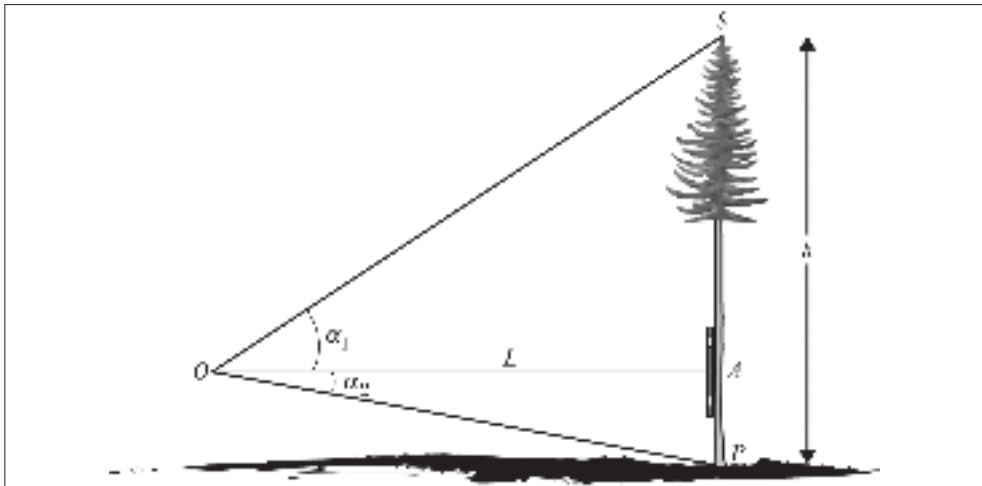


Figure 2.3.4 — Principe de la mesure de la hauteur au moyen d'un dendromètre trigonométrique.

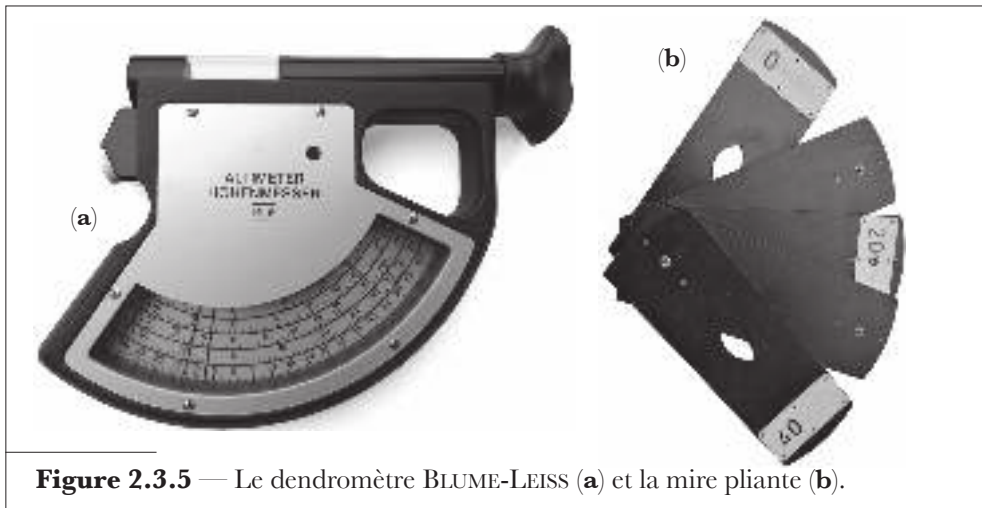


Figure 2.3.5 — Le dendromètre BLUME-LEISS (a) et la mire pliante (b).

voyants blancs marqués des valeurs 0, 15, 20, 30 et 40 et distants de 45, 60, 90 et 120 cm (Figure 2.3.5). Pour se placer à une distance de 20 m, par exemple, il faudra écarter les voyants de la mire de 60 cm ($20 \text{ m} \times 0,03 = 0,60 \text{ m}$), condition réalisée lorsque la mire déployée affiche les seuls voyants 0 et 20. Il est possible, à l'appui du principe ci-avant, de concevoir une mire adaptée à n'importe quelle distance [JOHANN, 1974].

Lorsqu'il vise la mire à travers le viseur dioptrique, l'opérateur distingue quatre traits blancs qui correspondent en réalité aux images dédoublées des

deux voyants relatifs à la distance d'éloignement choisie. Pour se trouver à cette distance, il doit alors avancer ou reculer jusqu'à ce que les deux voyants centraux soient parfaitement confondus.

Le dendromètre se tient dans la main à la manière d'un revolver, deux œillets matérialisant la ligne de visée œil-arbre. Les visées se font successivement vers le haut et vers le bas de l'arbre, les lectures correspondantes sont effectuées sur l'échelle relative à la distance d'éloignement. La hauteur résulte de la somme, en valeur absolue, des lectures de signes différents ou de la différence des lectures de même signe.

Cet appareil est en réalité un clinomètre perfectionné à partir duquel on réalise des mesures directes de hauteurs plutôt que des mesures d'angles en pourcentages ou en degrés (voir à ce sujet le point consacré au clinomètre).

En terrain incliné, la hauteur devra être corrigée d'une valeur qui est fonction de la pente entre l'horizontale et la ligne de visée *sur la mire* en son point central (Figure 2.3.6), et non de la pente du terrain comme beaucoup d'utilisateurs ont encore trop tendance à le croire ! En terrain peu incliné, il sera judicieux d'accrocher la mire sur l'arbre à un

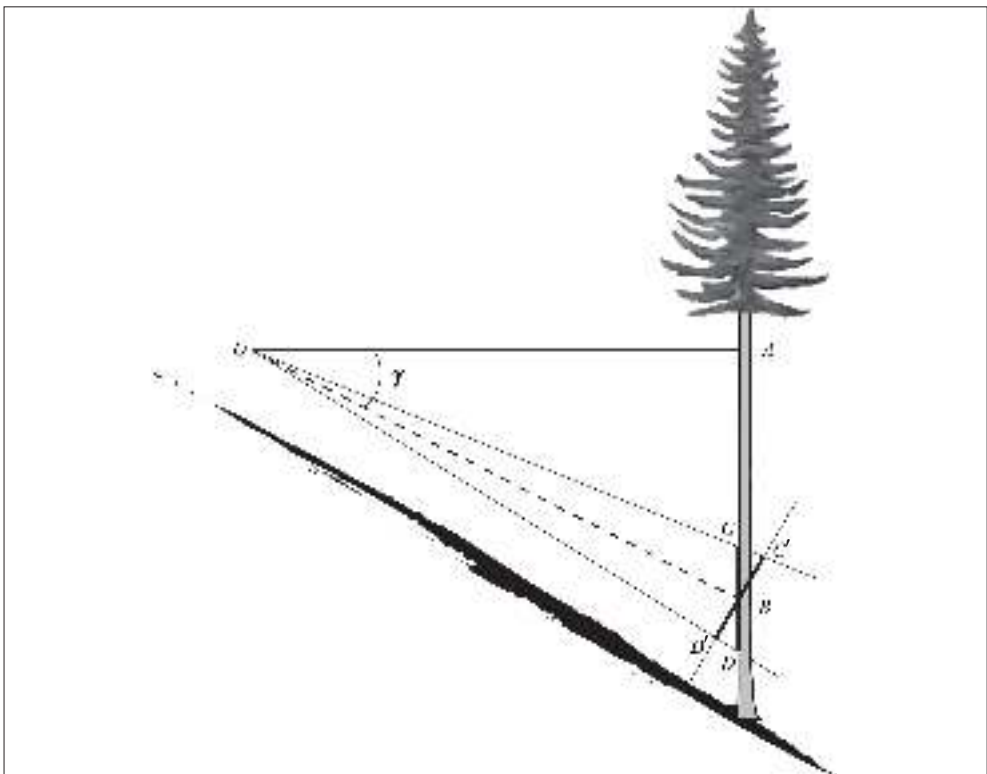


Figure 2.3.6 — Mesure de hauteur et correction due à la pente (cas des dendromètres nécessitant la connaissance préalable de la distance d'éloignement).

niveau tel que la ligne de visée soit proche de l'horizontale, ce qui évitera d'effectuer une correction. Si la mire est vue sous un angle γ , non seulement la longueur réelle CD de mire est partiellement interceptée et correspond à la longueur apparente $C'D'$ plus petite (et approximativement égale à $CD \cos \gamma$) située dans un plan perpendiculaire à l'axe de visée, mais la distance comprise entre l'observateur et l'arbre est mesurée obliquement.

On se trouve donc à une distance horizontale de l'arbre inférieure à la distance choisie, puisque :

$$OA = OB \cos \gamma$$

En outre, pour un viseur dioptrique de largeur angulaire b ($b = \text{tg } \beta = 0,03$, par construction), on écrira :

$$OB = C'D'/b = CD \cos \gamma / b$$

d'où on peut déduire que :

$$OA = CD \cos^2 \gamma / b$$

ce qui revient aussi à dire que la distance horizontale à laquelle l'opérateur aurait normalement dû se situer (15, 20, 30 ou 40 m) doit être multipliée par $\cos^2 \gamma$

Dans ces conditions, la hauteur réelle h_R de l'arbre est égale à la hauteur lue h_L également multipliée par $\cos^2 \gamma$, soit :

$$h_R = h_L \cos^2 \gamma$$

ou encore :

$$h_R = h_L - \left(h_L \sin^2 \gamma \right)$$

La table figurant sur une des faces latérales du BLUME-LEISS fournit les valeurs de $\sin^2 \gamma$ en fonction de l'angle de visée sur la mire, exprimé en degrés.

Sur un plan strictement pratique, la manipulation du BLUME-LEISS nécessite les opérations successives suivantes :

- se placer à une distance correspondant le plus possible à la hauteur de l'arbre ou du niveau à mesurer (15, 20, 30 ou 40 m) à l'aide du viseur dioptrique et de la mire ;
- débloquer le pendule ;
- viser successivement le pied et le sommet de l'arbre (ou tout autre niveau) ;
- bloquer chaque fois le pendule et lire la valeur, en regard de celui-ci, sur l'échelle correspondant à la distance d'éloignement choisie ;
- ajouter les deux lectures lorsqu'elles se situent de part et d'autre du zéro de l'échelle (situation normale en terrain horizontal) ;
- soustraire les lectures dans le cas contraire (situation rencontrée en terrain incliné, lorsque l'opérateur se trouve plus bas que le pied de l'arbre visé) ;
- corriger éventuellement la hauteur résultante en fonction de l'angle de pente ou de visée (sur la mire) lui-même déterminé au moyen de l'appareil, la correction correspondant toujours à une soustraction.

Le BLUME-LEISS se signale à l'attention du praticien par les principaux avantages ci-après :

- sa précision ;
- la simplicité de manipulation ;
- la possibilité d'effectuer rapidement des corrections de pente.

Parmi les inconvénients, nous retiendrons :

- une mauvaise étanchéité (grande sensibilité à l'humidité) ;
- un viseur dioptrique à champ trop réduit ;
- l'absence de lecture directe (inconvenient cependant atténué ou éliminé à la condition d'effectuer au moins une seconde mesure, d'ailleurs toujours recommandée) et la difficulté d'apprécier le blocage du pendule. Des modèles plus récents proposés par le constructeur comportent deux pendules (destinés aux visées vers le haut et vers le bas) couplés à deux disques dont on peut voir la partie supérieure dans le guidon de visée et vérifier la stabilité lors des visées.

• *Le dendromètre HAGA*

Le principe de construction et d'utilisation du HAGA est très comparable à celui du BLUME-LEISS. L'appareil (Figure 2.3.7) comporte cinq échelles, les quatre premières indiquent les hauteurs pour quatre distances d'éloignement (15, 20, 25 ou 30 m) et la dernière, qui exprime la hauteur en pourcentage de la distance, peut aussi servir à mesurer des angles de pente. Ce dendromètre nécessite la mesure *a priori* de la distance ; il est heureusement possible de lui incorporer un télémètre basé sur les mêmes principes que celui du BLUME-LEISS, mais l'utilisation d'une mire spécifique est requise.



Figure 2.3.7 — Le dendromètre HAGA.

• *Le dendromètre SUUNTO*

Ce dendromètre, d'origine finlandaise, se présente sous la forme d'un boîtier métallique d'environ 7 cm de long, 5 cm de large et 1,5 cm d'épaisseur (Figure 2.3.8). Une des grandes faces latérales comporte une fenêtre circulaire

transparente éclairant l'intérieur de l'appareil et permettant de distinguer un disque oscillant autour d'un axe horizontal. Cette même face comporte également un œilleton de visée (viseur dioptrique) destiné à effectuer des mises à distances par l'intermédiaire d'une mire pliante identique à celle utilisée avec le BLUME-LEISS (Figure 2.3.5).



Figure 2.3.8 — Le dendromètre SUUNTO.

En ce qui concerne les visées effectuées sur terrain en déclivité, des abaques fournissent les corrections à appliquer. Le système est cependant peu pratique et on préférera, à partir de la mesure de la pente sur la mire, utiliser des facteurs correctifs exprimés en pourcentages [RONDEUX, 1978b].

Contrairement au BLUME-LEISS, le SUUNTO comporte uniquement deux échelles de lecture (15 m et 20 m) et une échelle de pente (sur certains modèles uniquement) exprimée en degrés ou en pourcentages. Pour des distances d'éloignement de 30 ou de 40 m, il faut donc multiplier par deux les résultats lus sur les échelles de 15 ou de 20 m. Au dos du boîtier figure une échelle exprimée en degrés, qui fournit les angles de visées correspondant aux hauteurs, exprimées en mètres, lues sur l'échelle des 20 m.

Cet appareil est réellement digne d'intérêt suite à son format de poche, à sa construction robuste, à la qualité de son viseur dioptrique et à sa facilité d'utilisation [RONDEUX, 1978b]. En matière de précision, il est très voisin du BLUME-LEISS.

Dans la pratique des mesures de hauteur avec des dendromètres tels que le BLUME-LEISS ou le SUUNTO, dont nous n'hésitons pas à recommander l'usage, ou plus généralement avec des dendromètres nécessitant de connaître la distance séparant l'opérateur de l'arbre, il se peut que celle-ci soit une contrainte très gênante si, à partir des points de stationnement correspondants, les visées sont impossibles à réaliser.

On peut éviter cet inconvénient en se plaçant à une distance L' de l'arbre, à déterminer, et en effectuant la lecture h' sur l'échelle correspondant à l'une des distances L imposées (15, 20, 30 ou 40 m). La hauteur « vraie » h résultera alors de l'expression :

$$h = h' \left(\frac{L'}{L} \right)$$

C'est d'ailleurs le même type de problème qui se présente avec le SUUNTO lorsque, situé à une distance de 30 m, on doit effectuer une mesure de hauteur sur l'échelle des 15 m (h_{15}). On peut démontrer que la hauteur lue sur l'échelle des 30 m (h_{30}) est alors égale à :

$$h_{30} = h_{15} \left(\frac{30}{15} \right)$$

• *Le relascope de BITTERLICH*

Il s'agit d'un appareil très polyvalent sur lequel nous reviendrons de manière détaillée au paragraphe 8.7.3. Son utilisation au titre de dendromètre se fait sur des bases très semblables à celles du dendromètre SUUNTO, à la nuance près que la lecture de la hauteur est réalisée immédiatement au moment de la visée et que la mise à distance est beaucoup plus laborieuse, tout au moins dans le cas du modèle à bandes étroites (normales). Par contre, il est équipé d'un système ingénieux permettant d'effectuer une correction automatique de pente [BITTERLICH, 1958; PARDE et BOUCHON, 1988].

• *Le clinomètre*

Tout appareil permettant de mesurer des angles ou des pentes peut aussi servir à estimer des hauteurs. C'est le cas du clinomètre qui est normalement destiné à mesurer des pentes en degrés ou en pourcentages.

En vue de mesurer la hauteur d'un arbre, cet appareil peut être utilisé de deux manières distinctes, selon que la distance horizontale séparant l'observateur de l'arbre est directement déterminée ou qu'elle est obtenue indirectement, *a posteriori*, par une mesure complémentaire [RONDEUX, 1981].

Lorsque la distance d'éloignement L doit être déterminée, au décamètre ou au pas par exemple, l'utilisation du clinomètre peut être explicitée de la même manière que pour tout dendromètre « trigonométrique » au moyen de la figure 2.3.9 dans laquelle :

$$h = L \left(\operatorname{tg} \alpha_1 - \operatorname{tg} \alpha_2 \right)$$

si les visées (valeurs des tangentes) sont affectées du signe (-) lorsqu'elles se situent en dessous de l'horizontale et du signe (+) dans le cas inverse.

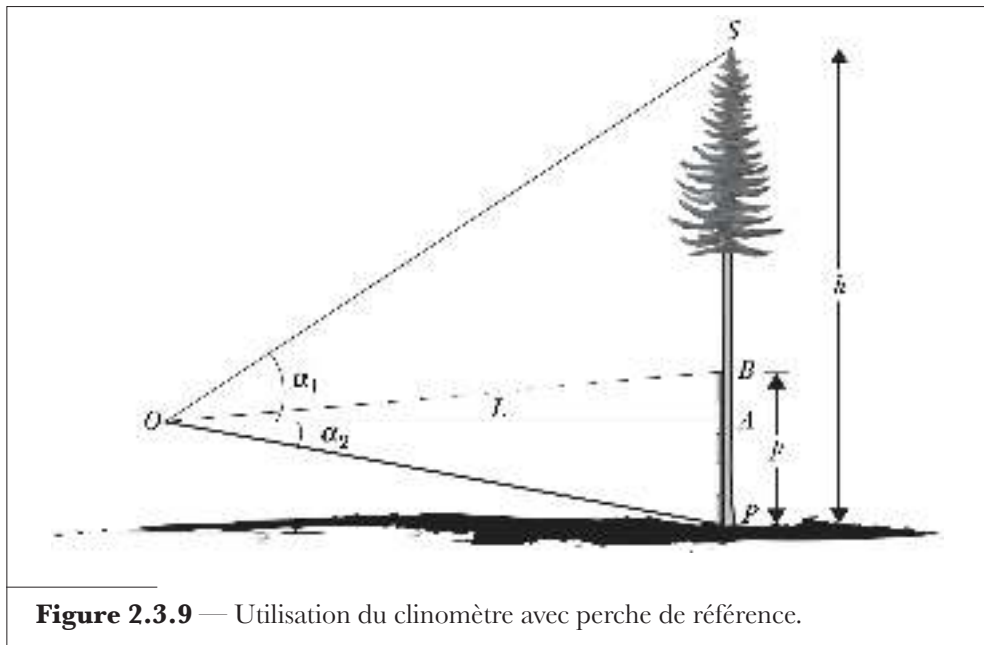


Figure 2.3.9 — Utilisation du clinomètre avec perche de référence.

Si l'on exprime les mesures angulaires en pourcentages, cette relation peut aussi s'écrire sous la forme plus simple :

$$h = L(\text{pente } OS - \text{pente } OP)/100$$

Afin d'éviter la mesure de la distance d'éloignement, on peut utiliser une perche de référence de longueur connue placée verticalement contre l'arbre. L'examen de la figure 2.3.9 montre qu'il est possible, connaissant la longueur p de la perche, de déduire la valeur L de la distance.

On a en effet :
$$p = L(\text{pente } OB - \text{pente } OP)/100$$

ou encore :
$$L = 100 p / (\text{pente } OB - \text{pente } OP)$$

d'où il vient que :
$$h = p \left(\frac{\text{pente } OS - \text{pente } OP}{\text{pente } OB - \text{pente } OP} \right)$$

Pour autant que l'opérateur se trouve à une distance sensiblement égale à la hauteur présumée de l'arbre, cette dernière peut être estimée avec une précision de l'ordre de 3 % si on utilise une perche dont la longueur correspond à 20 % de la hauteur totale de l'arbre [CURTIS et BRUCE, 1968].

La pente du terrain n'a aucune incidence sur les mesures dans l'hypothèse où on utilise une perche de référence. Par contre, si on doit estimer *a posteriori* la distance séparant l'observateur de l'arbre, celle-ci doit être multipliée par le cosinus de l'angle de pente.

Comme matériel d'appoint le clinomètre SUUNTO est, à de nombreux égards, recommandable [RONDEUX, 1981] compte tenu de son format de poche, de sa robustesse, de la présence simultanée d'échelles graduées en pourcentages et en degrés, et d'une table de correction pour visées en terrain accidenté.

Le principal avantage du clinomètre est d'être indépendant d'une distance d'éloignement fixée au préalable, ce qui n'exclut pas de pouvoir travailler lorsque les conditions de visibilité sont mauvaises (peuplements jeunes, très denses, végétation adventice, etc.) ou parfois même lorsque la mesure d'arbres très hauts suppose une mise à distance peu sûre ou irréalisable au moyen des systèmes optiques équipant habituellement les dendromètres.

2.3.3. Dendromètres utilisant la technologie ultrasonique

• *Le dendromètre digital Forestor Vertex*

Une nouvelle génération de dendromètres que l'on peut rattacher à ceux fonctionnant sur des principes trigonométriques utilise la technologie ultrasonique [RONDEUX et PAUWELS, 1998]. C'est le cas du Forestor Vertex III (Figure 2.3.10), appareil suédois qui se compose de deux unités : le dendromètre lui-même (récepteur d'ultrasons) et le transpondeur (émetteur d'ultrasons, fréquence 25 kHz). On notera que le transpondeur peut aussi être utilisé avec un adaptateur pour délimiter une surface circulaire (§ 13.3.2).

L'appareil permet de mesurer, à partir de l'émission d'ultrasons, des hauteurs allant de 0 à 100 m. La hauteur est calculée en utilisant deux angles et une distance. Cette dernière est mesurée soit automatiquement par utilisation du couple émetteur-récepteur, soit manuellement grâce à un mesureur de dis-



Figure 2.3.10 — Le dendromètre digital Forestor Vertex III, (a) = récepteur ; (b) = transpondeur.

tance (décamètre ou toute autre méthode adaptée). Il est aussi possible de l'utiliser pour effectuer des mesures de hauteur au-dessus du plan horizontal, des mesures de distances et des mesures d'angles par rapport au plan horizontal.

La détermination de la hauteur s'effectue très rapidement à partir de n'importe quel point de stationnement. Une fois l'émetteur placé sur l'arbre à 1,3 m au-dessus du sol (cela peut être une autre valeur mais elle doit dans tous les cas être préalablement enregistrée en mémoire), il suffit de le viser au travers de l'ocilleton du récepteur via un croisillon rouge clignotant dans le champ de visée. Après avoir pressé un bouton situé sur une des faces de ce même récepteur, on attend que le croisillon se stabilise et l'on vise ensuite le sommet de l'arbre ou tout autre niveau en procédant de la même manière. La hauteur (corrigée automatiquement en fonction de l'angle de visée sur l'émetteur) est affichée sur un écran, de même que l'angle de visée sur l'émetteur et les distances horizontale et réelle séparant l'émetteur du récepteur. Plusieurs mesures successives (par exemple différentes hauteurs) peuvent être réalisées et mémorisées.

Un des gros avantages du système est donc de pouvoir être utilisé sans nécessairement voir le pied de l'arbre et à partir de n'importe quelle distance (n'excédant pas toutefois 30-40 m ou 20-30 m selon que l'angle d'émission est de 60° (mesure de hauteurs) ou de 360° (mesures de rayons d'une surface circulaire) (§ 13.3.2) et selon les conditions de visée (absence d'obstacles, par exemple)). À noter aussi que l'utilisation de ce matériel n'est en rien perturbée par la présence d'obstacles tels qu'une végétation très dense qui empêcherait la visibilité d'une mire, par exemple (cas du BLUME-LEISS). Par contre, il faut se montrer prudent quant aux éventuelles perturbations de réception des ultrasons dans des conditions telles que : pluie sur sol sec, ruisseau, bruit de tronçonneuse et toute source d'autres ondes ultrasoniques perturbant la mesure de distances. C'est par exemple le cas en forêts tropicales naturelles abritant des espèces animales émettant des ondes ultrasoniques [VAN LAAR et AKÇA, 2007]. Il est très important aussi de laisser l'appareil se stabiliser à la température ambiante avant de procéder aux premières mesures.

En ce qui concerne la précision, RONDEUX et PAUWELS [1998] montrent, dans des conditions expérimentales bien déterminées, que l'on peut s'attendre à observer des erreurs absolues quasi identiques quelle que soit la hauteur mesurée, les erreurs relatives étant donc d'autant plus faibles que les arbres à mesurer sont hauts (1 à 1,6% pour des hauteurs de 20 m, 0,7 à 1% pour des hauteurs de 30 m).

2.3.4. Dendromètres utilisant la technologie laser

Des appareils très complets incluant un laser à diode, ainsi qu'un senseur électronique d'inclinaison verticale et une boussole, ont vu le jour dans le courant des années 90. Ils constituent la synthèse des avancées technologiques les plus récentes au point d'intégrer divers systèmes ou capteurs de mesure en un seul appareil [CARR, 1992], placé sous le contrôle d'un micro-processeur et comportant une interface avec un micro-ordinateur ou avec un système de positionnement universel (GPS) (§ 13.4.1).

Les mesures pouvant être effectuées concernent : hauteurs d'arbres sur pied, coordonnées géographiques d'objets visés, pentes, azimuts, surfaces terrières, appartenance ou non d'arbres à des unités d'échantillonnage à surfaces non définies établies selon le principe de la méthode de BITTERLICH (§ 13.10.3). Ces diverses mesures sont placées sous le contrôle de fonctions gérées par le micro-processeur et activées au moyen d'un clavier.

Pour en revenir à la détermination de la hauteur, elle s'opère selon le principe trigonométrique utilisant le laser au titre de télémètre et le mesureur d'angles verticaux intégré au titre de clinomètre. L'appareil fonctionne à partir de menus, dont un destiné à la détermination de hauteurs suggère la réalisation de trois mesures : visée vers le point supérieur de l'arbre (sommet ou autre niveau), visée vers le point inférieur (sol) et visée vers l'arbre (distance horizontale). Le résultat de la hauteur est affiché sur un écran à cristaux liquides.

À titre d'illustration, nous considérerons successivement trois dendromètres : le Forestor Vertex Laser II (Figure 2.3.11), le dendromètre laser Criterion et le dendromètre LaserAce (Figure 2.3.12). Les deux derniers appareils peuvent être qualifiés de « *all in one* » tant leurs potentialités de mesure sont élevées. Il s'agit en réalité bien plus que de simples mesureurs de hauteurs ou d'angles à la manière d'un BLUME-LEISS ou d'un SUUNTO.

• *Le Forestor Vertex Laser II*

Ce modèle (Figure 2.3.11) utilise soit la technologie ultrasonique (même principe que pour le Forestor Vertex III décrit ci-avant) soit la technologie laser pour calculer des distances, et un senseur vertical pour mesurer des angles. Ces différentes méthodes de mesure peuvent être utilisées individuellement ou combinées (laser seul, laser et senseur, ultrason et senseur). De manière générale, on utilisera davantage la méthode ultrasonique qui offre des résultats plus précis pour des distances courtes en situation de végétation dense et de sous-bois, alors que le laser sera plus simple et plus rapide à utiliser (ne requiert pas de transpondeur) pour la mesure de plus longues

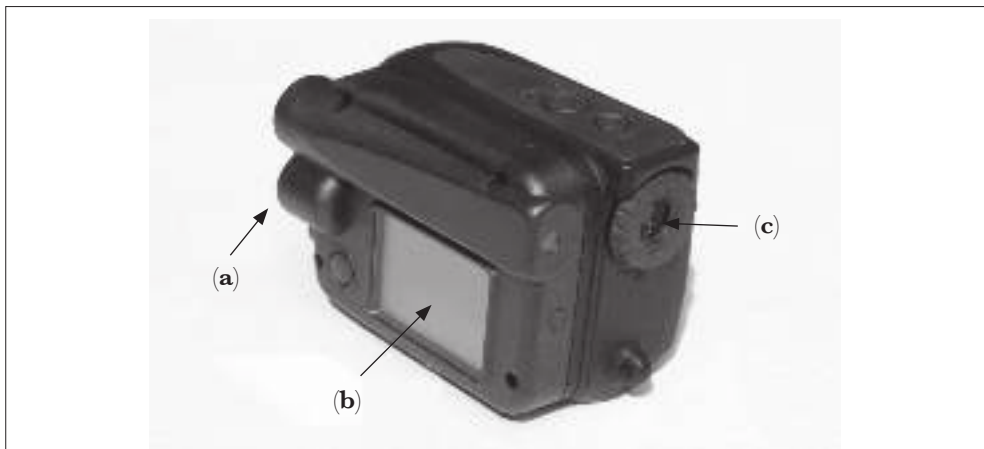


Figure 2.3.11 — Le dendromètre Vertex Laser II, (a) = ultrason ;
(b) = interface IR ; (c) = viseur.

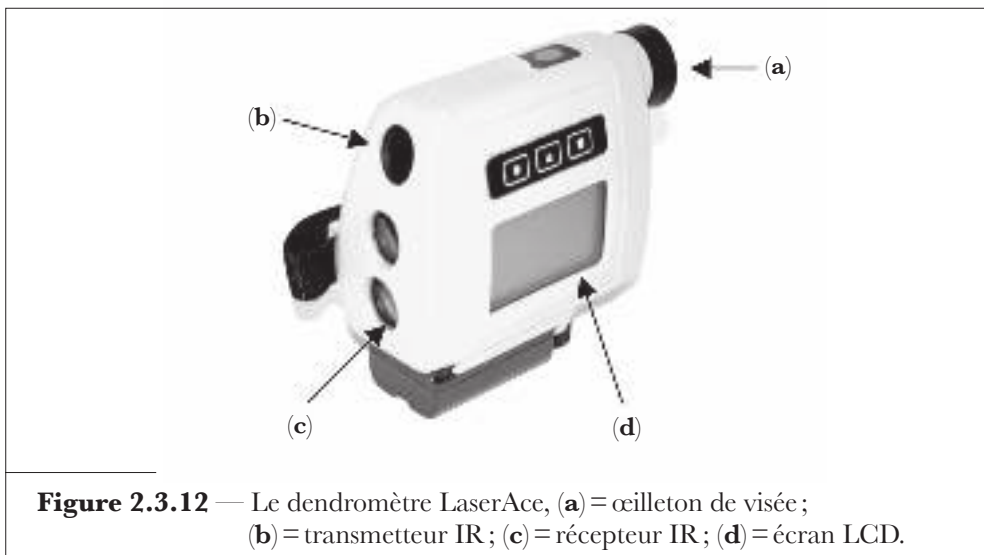


Figure 2.3.12 — Le dendromètre LaserAce, (a) = œilleton de visée ;
(b) = transmetteur IR ; (c) = récepteur IR ; (d) = écran LCD.

distances ne présentant pas d'obstacles pour la visée. Les informations de hauteurs, distances et angles peuvent être transférées par IR vers un PC ou un encodeur portable.

En mode laser, cet appareil émet des impulsions infrarouge invisibles que la cible réfléchit jusqu'au récepteur optique. La distance à l'arbre visé est immédiatement prise en compte et affichée sur l'écran.

Plusieurs modalités de mesure de hauteur sont offertes :

- mesures vers le pied (ou tout autre point) ainsi que mesure à hauteur des yeux et mesure vers le sommet de l'arbre (= mode 3P–3 *points de référence*);
- mesures à hauteur des yeux et vers le sommet, la distance étant mesurée, soit par le laser, soit par voie ultrasonique (= mode 2P–2 *points de référence*);
- mesures vers le bas et vers le sommet, la distance étant mesurée par le laser (= mode 2PL–2 *points de référence et laser*). Ce mode convient bien à la mesure d'objets couchés;
- mesure unique (= mode « *one shot* »), une seule visée est pratiquée vers le sommet mais il faut se situer au même niveau que l'arbre et ajouter la distance sol-œil à la mesure de hauteur lue. Il permet aussi de procéder à l'installation de placettes circulaires et de réaliser le contrôle de distances ou de rayons limites via la fonction «facteur de surface terrière» (§ 8.7.2) dans le cas de l'installation de placettes à surface non définie (méthode BITTERLICH). Il est équipé d'un système *bluetooth* en vue de transférer les données enregistrées vers des périphériques tels que ordinateurs portables, encodeurs ou autres périphériques.

L'appareil ci-dessus a été remplacé par les modèles VL5 et V5. Pour plus d'informations, le lecteur consultera avantageusement le site internet du constructeur (<https://haglofsweden.com/>).

• ***Le dendromètre laser Criterion***

Le dendromètre électronique Criterion RD1000 est capable d'effectuer des mesures et de les stocker en mémoire. Parmi les mesures réalisables, on peut citer :

- diamètres (de 5 cm à 254 cm) à n'importe quel niveau de hauteur;
- hauteurs auxquelles des diamètres spécifiques sont atteints;
- identification d'arbres limites en placettes à surface non définie utilisant le principe de l'angle critique (inspiré de BITTERLICH) et associées à des facteurs de surface terrière de 0,2 à 39 m²/ha.

Toutes les mesures nécessitant des corrections dues à la pente sont corrigées automatiquement. Les précisions annoncées concernant la mesure de diamètre sont de 6 mm à une distance d'éloignement de l'arbre à mesurer allant jusqu'à 24 m. L'appareil, réputé résistant à l'humidité, est doté d'une interface RS232 et est utilisable dans des gammes de températures allant de –30 °C à +60 °C.

Le lecteur souhaitant plus d'informations est invité à consulter le site internet du constructeur (<https://www.lasertech.com/Criterion-RD-1000.aspx>).

• *Le dendromètre LaserAce*

Cet appareil utilisant la technologie laser permet lui aussi de réaliser quantité de mesures très utiles en dendrométrie :

- hauteurs (y compris d'objets penchés) ;
- diamètres à différents niveaux de hauteur ;
- facteurs de forme (utiles dans le cas de volumes et de diamètres) ;
- volumes coniques ;
- surfaces rectangulaires ;
- délimitation de placettes d'échantillonnage ;
- distances d'éloignement.

Il permet de transférer les données collectées par le biais d'une communication sans fil *bluetooth* vers un PDA ou un PC (les données sont exportées selon un format standard NMEA).

Pour de plus amples informations le lecteur est invité à consulter le site internet <https://lasersonics.com.au/LaserAce-Hypsometer.pdf>.

D'autres appareils électroniques de plus en plus sophistiqués font régulièrement leur apparition sur le marché. Ils restent cependant d'un coût encore élevé (pour fixer les idées de l'ordre de 3 à 10 fois le prix des dendromètres tels que le SUUNTO ou le BLUME-LEISS).

Si ce n'est le Vertex, la taille et le poids des dendromètres ultrasoniques et/ou laser ne plaident pas à leur avantage, mais il est incontestable que le fait de ne plus avoir à mesurer de distances horizontales, de disposer d'algorithmes de correction d'erreurs (par exemple situations en pentes) et de permettre la réalisation très rapide de mesures enregistrées en mémoire sont d'incontestables atouts.

2.4. Erreurs instrumentales et erreurs de mesure

2.4.1. Erreurs instrumentales

En ce qui concerne les erreurs instrumentales ou systématiques, l'utilisation de dendromètres se fondant sur un principe géométrique impose un contrôle rigoureux de leur qualité de construction (vérification des graduations, par exemple) mais, de façon générale, ces appareils sont robustes.

Dans le cas de dendromètres basés sur un principe trigonométrique, aux erreurs découlant de défauts de fabrication peuvent venir s'ajouter des erreurs liées à une mauvaise maintenance ou à l'absence de contrôles réguliers. BOUCHON [1967] met en

évidence un biais instrumental de 2,5 % pour un relascope. Il estime que le biais propre au BLUME-LEISS est difficile à préciser car il dépend à la fois de l'échelle choisie et de l'angle de visée. ABETZ et MERKEL [1962] constatent que des prismes défectueux peuvent occasionner des biais supérieurs à 1 %.

Du fait qu'ils fournissent des résultats à un très fin degré de résolution (pour la plupart au centimètre près), on observe une dangereuse tendance à confondre précision et exactitude [SKOVSGAARD et al., 1998]. Ces appareils doivent être soigneusement calibrés dès leur mise en service et cette calibration doit impérativement faire l'objet de fréquentes vérifications (longues périodes de non-usage, erreurs accidentelles de manipulation, fluctuations de températures, piles ou batteries déchargées, etc.).

2.4.2. Erreurs de mesure

Peu de travaux sont consacrés aux erreurs de mesure ou erreurs aléatoires affectant la hauteur. Le plus souvent, il est question de comparaisons de résultats de mesures effectuées au moyen de différents dendromètres avec les valeurs réelles (arbres abattus) ou de différences observées entre dendromètres.

En plus des erreurs instrumentales, il faut tenir compte des erreurs aléatoires suivantes :

- erreurs relatives à la configuration des arbres mesurés ;
- erreurs dues à l'opérateur ;
- erreurs de mise en station.

• *Erreurs relatives à la configuration des arbres mesurés*

La hauteur totale d'un arbre ne peut être correctement déterminée que si la base et le sommet sont identifiables sans ambiguïté (erreurs de pointé).

Cette condition est par exemple rencontrée dans des peuplements résineux relativement clairs. Par contre, il est sensiblement plus difficile de mesurer des hauteurs dans des peuplements jeunes, serrés et *a fortiori* dans le cas de feuillus. Pour ces derniers, la forme de la cime rend parfois très malaisée la localisation du sommet et la hauteur est généralement surestimée, une surestimation de 10 % n'étant pas rare [LOETSCH et al., 1973; RONDEUX et CLAUSTRIAUX, 1983].

Dans d'autres conditions, l'allure générale du peuplement (importance de la régénération, densité de la végétation) peut gêner la mise en station de l'opérateur. Les appareils de mesure eux-mêmes peuvent être mis en cause, soit parce qu'ils ne permettent pas toujours d'avoir une image nette à la fois de l'arbre et des éléments de visée du dendromètre (cas du dendromètre SUUNTO, par exemple), soit qu'ils ne permettent pas, suite aux principes mêmes de leur manipulation, de stabiliser les visées.

Un dernier cas concerne les arbres inclinés, soit vers l'opérateur, soit dans la direction opposée à celui-ci. ABETZ et MERKEL [1962] ont chiffré cette erreur en pourcentage de la hauteur de l'arbre dans les deux situations évoquées (Tableau 2.4.1).

Tableau 2.4.1 — Erreurs de mesure de hauteurs (en %) dans le cas d'arbres penchés vers l'opérateur (a) ou dans la direction opposée à celui-ci (b).

Hauteur de l'arbre et éloignement de l'opérateur (m)	Erreurs de mesure pour des distances entre le sommet de l'arbre et la verticale passant par son pied de :			
	1 m		2 m	
	(a)	(b)	(a)	(b)
15	+6,9%	-6,5%	+14,4%	-12,5%
20	+5,1%	-4,9%	+10,6%	-9,5%
30	+3,4%	-3,3%	+6,9%	-6,5%

À condition que la hauteur soit ≥ 20 m et que le sommet ne s'écarte pas de plus de 3 m de la verticale passant par le pied de l'arbre ($PS' = PS \geq 20$ m et $P'P \leq 3$ m), la hauteur mesurée $P'S'$ diffère peu de la hauteur réelle, cette dernière étant égale à :

$$PS = \sqrt{P'S'^2 + P'P^2}$$

Pour éviter ces erreurs, l'opérateur devrait théoriquement se trouver dans une direction perpendiculaire au plan $S'P'PS$ dans lequel se situe l'arbre (Figure 2.4.1).

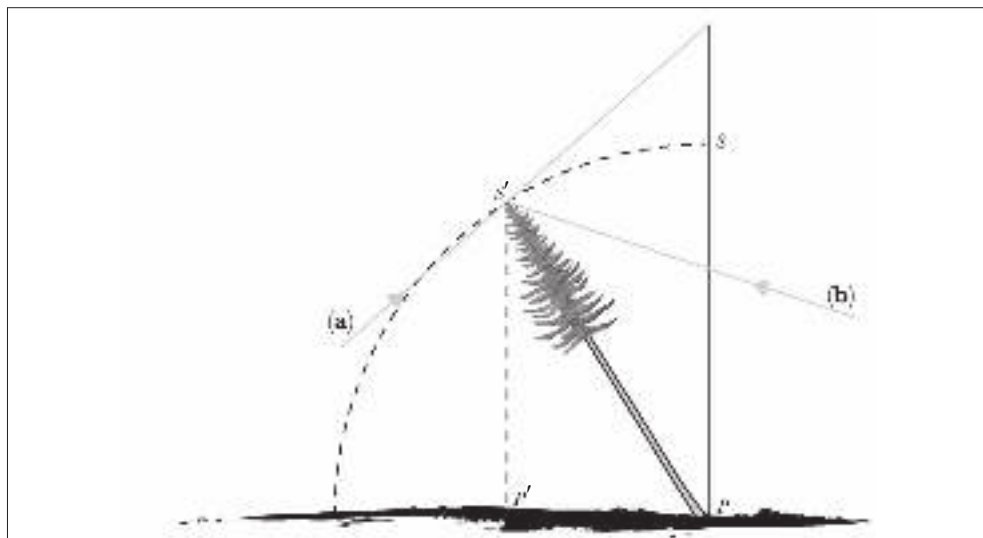


Figure 2.4.1 — Mesure de hauteurs dans le cas d'arbres penchés vers l'opérateur (a) ou dans la direction opposée à celui-ci (b).

• Erreurs dues à l'opérateur

Ces erreurs sont le plus souvent dues à une mauvaise vue ainsi qu'à des fautes de manipulation ou de lecture. Elles peuvent évidemment être aggravées par un jugement

subjectif, ce sera souvent le cas pour les essences feuillues. Certains utilisateurs manipulant des dendromètres basés sur des mesures d'angles ont souvent tendance à incliner la tête. Selon ABETZ et MERKEL [1962], à une distance de 15 m, ce «réflexe» peut causer une erreur de +1,2 %, qui peut cependant être atténuée ou éliminée par l'emploi d'un pied.

En réalité, la source la plus importante de biais dans les mesures de hauteur est la difficulté, voire l'impossibilité, de déterminer la position exacte du sommet de l'arbre. Les autres biais tels que ceux dus à la défectuosité de l'appareil ou à l'appréciation subjective peuvent être réduits avec suffisamment de pratique et en effectuant divers contrôles.

La plupart des sources d'erreurs entraînant des erreurs soit positives, soit négatives, se compensent fréquemment de telle sorte que, si le biais essentiel a été éliminé, l'erreur totale présente un caractère aléatoire. L'erreur de mesure de hauteurs ou la précision d'une technique de mesure de hauteurs peut être assimilée à l'écart-type⁽⁸⁾ de mesures individuelles.

Si nous désignons par h_i le résultat de la $i^{\text{ème}}$ mesure de hauteur relative à un arbre et par \bar{h} la moyenne d'une série de n mesures effectuées sur ce même arbre, l'écart-type estimé des mesures individuelles découle de l'expression :

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{SCE}{n-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (h_i - \bar{h})^2}{n-1}}$$

Très souvent, on préfère utiliser le coefficient de variation ($CV = 100 \hat{\sigma} / \bar{h}$), en vue de comparer les erreurs aléatoires fournies par différents appareils.

Dans des conditions d'utilisation normales, avec un personnel entraîné, les dendromètres *trigonométriques* sont plus précis que les dendromètres *géométriques*.

Avec ces deux types d'appareils, il faut encore signaler une cause de biais très fréquente due à l'opérateur. Lors de la mise en station réalisée par l'intermédiaire d'une mire, le fait de fixer celle-ci sur l'arbre, c'est-à-dire dans un plan tangentiel et non «au centre» de l'arbre (axe vertical de celui-ci), peut entraîner un biais positif variant de 0,5 à 1 % selon la distance d'éloignement et le diamètre de l'arbre.

Dans la littérature forestière, l'«erreur moyenne» est aussi souvent utilisée pour matérialiser la précision d'une technique de mesure ou d'un instrument. L'erreur moyenne d'une observation individuelle se déduit de l'expression :

$$E_i \cong \sum_{i=1}^n n_i |e_i| / \sqrt{n(n-1)}$$

et, pour n grand :

$$E_i \cong \sum_{i=1}^n n_i |e_i| / n$$

⁽⁸⁾ *standard deviation.*

Exemple 2.4.1 — Détermination des erreurs de mesure de hauteurs

Un pin sylvestre (*Pinus sylvestris*) a fait l'objet de 60 mesures de hauteur au moyen d'un dendromètre SUUNTO. Les résultats de ces mesures présentées par classes de 0,5 m de hauteur sont fournis dans le tableau 2.4.2.

Sur la base de ces chiffres, on peut calculer la moyenne des hauteurs :

$$\bar{h} = \frac{\sum n_i h_i}{n} = 1.300,5/60 = 21,68 \text{ m}$$

ainsi que l'écart-type estimé pour une mesure individuelle, de la manière ci-après :

$$\hat{\sigma}_h = \sqrt{\frac{SCE}{n-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n n_i e_i^2}{n-1}} \quad (\text{si } e_i = h_i - \bar{h})$$

soit, pour l'exemple considéré :

$$\hat{\sigma}_h = \sqrt{\frac{12,90}{59}} = \pm 0,468 \text{ m} \cong 0,47 \text{ m}$$

ce qui, exprimé en pourcentage de la moyenne, correspond à une précision de :

$$\frac{100(0,47)}{21,68} = 2,17 \%$$

Tableau 2.4.2 — Distribution des erreurs de mesure de hauteur.

Hauteurs h_i (m)	Fréquences n_i	$n_i h_i$ (m)	e_i (m)	$n_i e_i $ (m)	$n_i e_i^2$ (m)
20,0	1	20,0	-1,68	1,68	2,82
20,5	1	20,5	-1,18	1,18	1,39
21,0	8	168,0	-0,68	5,44	3,70
21,5	18	387,0	-0,18	3,24	0,58
22,0	30	660,0	+0,32	9,60	3,07
22,5	2	45,0	+0,82	1,64	1,34
	60	1.300,5		22,78	12,90

On pourrait aussi raisonner en termes d'écart-type estimé de la moyenne, soit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{h}} = 0,468/\sqrt{60} = 0,06 \text{ m}$$

ce qui permet de caractériser la précision de la moyenne de l'échantillon des mesures considérées à l'aide de ses limites de confiance (§ 13.2.3), correspondant, pour un degré de confiance de 95 %, aux valeurs de $21,68 \pm 0,12$ m.

Pour l'exemple traité ci-avant, l'erreur moyenne serait égale à :

$$E_i = 22,78/60 = 0,38 \text{ m}$$

• Erreurs de mise en station

Pour plusieurs appareils, comme par exemple le BLUME-LEISS et le relasco de BITTERLICH, dans des conditions satisfaisantes de luminosité, l'erreur de mise en station ne revêt qu'un caractère aléatoire [BOUCHON, 1967] et reste très faible, inférieure à 20 cm.

Si L est la distance séparant l'observateur de l'arbre à mesurer et α l'angle entre la visée effectuée sur le sommet et l'horizontale, en terrain plat, la hauteur h est égale, à la distance œil-sol près, à :

$$h = L \operatorname{tg} \alpha$$

Par l'intermédiaire d'un calcul différentiel, nous pouvons mettre en évidence l'erreur relative sur la hauteur soit :

$$\frac{\delta h}{h} = \frac{\delta L}{L} + \frac{\delta \alpha}{\operatorname{tg} \alpha \cos^2 \alpha} = \frac{\delta L}{L} + \frac{2 \delta \alpha}{\sin 2\alpha}$$

Cette relation⁽⁹⁾ montre que l'endroit le plus favorable pour mesurer la hauteur d'un arbre est celui qui est éloigné du pied de l'arbre d'une distance équivalente à sa hauteur, c'est-à-dire celle correspondant aussi au cas particulier où $\sin 2\alpha$ est maximum, condition réalisée pour un angle α de 45° .

2.5. Quelques recommandations relatives à la pratique des mesures de hauteur

Plus encore que la mesure de la grosseur d'un arbre, la mesure de la hauteur est soumise à des erreurs dont les plus grossières peuvent cependant être évitées ou réduites en prenant quelques précautions élémentaires :

- quel que soit le dendromètre utilisé, vérifier régulièrement son exactitude et, au besoin, procéder à un nouvel étalonnage, voire abandonner son utilisation ;

⁽⁹⁾ Afin d'éviter toute confusion entre d = diamètre, d'une part, et d = signe de différenciation, d'autre part, nous utiliserons dans ce dernier cas le symbole δ .

- se situer à une distance de l'arbre correspondant le plus possible à la hauteur présumée de celui-ci ;
- si un arbre est penché, faire la mesure à partir d'un point situé dans une direction perpendiculaire au plan vertical dans lequel se situe cet arbre ;
- sur terrain en pente, viser à partir d'un point situé sur la même courbe de niveau que celle relative au pied de l'arbre ou, à défaut, en amont de l'arbre ;
- en cas de visibilité réduite des points à viser et dans l'hypothèse d'une distance d'éloignement imposée, plutôt recourir à un clinomètre ou à tout autre appareil autorisant le choix de n'importe quel point d'observation et procéder à une mesure de la distance d'éloignement ;
- dans le cas de la mesure de la hauteur totale d'arbres feuillus à cime globuleuse, sous peine d'observer d'importantes surestimations, viser «à l'intérieur» de la cime pour éviter de confondre le sommet avec l'extrémité des branches dirigées vers l'opérateur ;
- autant que possible toujours confirmer une mesure par une seconde réalisée dans les mêmes conditions et, en cas de divergence importante (plus de 2 à 3 %), choisir une autre direction de visée ;
- dans l'hypothèse de l'utilisation de dendromètres nécessitant une mise à distance préalable, s'assurer que la lecture se fasse bien sur l'échelle correspondant à la distance d'éloignement. Lorsqu'une mire est utilisée et que l'angle de visée sur celle-ci est supérieur à 5° , il convient de pratiquer une correction (§ 2.3.2) ;
- des dendromètres ultrasoniques tels que le Forestor Vertex nécessitent de s'être accommodés des conditions de température ambiante avant d'être utilisés ;
- une répétition de mesure n'est jamais inutile, en particulier en cas de doute sur les valeurs affichées.

3

AUTRES CARACTÉRISTIQUES DENDROMÉTRIQUES DES ARBRES

3.1. Introduction

Certaines caractéristiques dendrométriques spécifiques aux arbres sont moins souvent analysées ou utilisées que d'autres, ce qui ne signifie pas pour autant qu'elles revêtent peu ou pas d'importance. Nous pensons notamment à l'âge qui est une donnée fondamentale dans la perspective d'études de production mais qui justifie plus rarement une détermination individuelle, arbre par arbre, à l'inverse de la grosseur ou de la hauteur.

Nous préciserons d'abord la notion d'âge⁽¹⁾ et nous rappellerons plusieurs modalités de sa détermination (§ 3.2). Dans le même ordre d'idées, nous envisagerons la mesure de l'épaisseur de l'écorce⁽²⁾ et diverses expressions de celle-ci en relation avec la grosseur de l'arbre (§ 3.3). Enfin, grâce à des paramètres spécifiques ou aux mesures habituellement pratiquées, nous verrons comment caractériser, sur le plan dendrométrique, le houppier⁽³⁾ d'un arbre (§ 3.4) ainsi que sa souche⁽⁴⁾ (§ 3.5).

⁽¹⁾ *age.*

⁽²⁾ *bark thickness.*

⁽³⁾ *crown.*

⁽⁴⁾ *stump.*

3.2. Âge

Par âge d'un arbre, on entend le nombre d'années comptées à dater de la germination de la graine ou à partir du bourgeonnement. Cependant, conventionnellement, on considère souvent l'âge d'un arbre planté à dater de son introduction en forêt, à l'exclusion du temps passé en pépinière. Pour un arbre issu de la régénération naturelle, on se référera à l'époque de cette régénération pour autant qu'elle soit connue. La manière de déterminer l'âge est différente selon que l'arbre est abattu ou sur pied (debout).

3.2.1. Âge d'un arbre abattu

L'âge peut être assez facilement déterminé par comptage des cernes annuels sur la section d'abattage ou sur la souche, le plus près possible du sol, pour incorporer les pousses des premières années.

Cette méthode est seulement valable pour la plupart des essences croissant en climats tempérés et présentant des bois de printemps et d'été bien différenciés. La croissance annuelle, correspondant à un cerne ou à un anneau, comporte du bois de printemps plus poreux et de teinte plus claire que le bois d'été lui-même plus dense et plus foncé. La distinction entre cernes est nettement plus facile chez les conifères que chez les feuillus. Dans certaines circonstances, il conviendra d'aplanir ou de lisser la section sur laquelle s'opère le comptage. Des mesures précises exigeront le plus souvent une analyse d'échantillons au laboratoire. L'existence de faux cernes, comme par exemple chez le pin d'Alep (*Pinus halepensis*), ou de cernes réduits résultant d'années au climat défavorable peut évidemment biaiser les résultats.

3.2.2. Âge d'un arbre sur pied

L'âge peut être déterminé par comptage des verticilles, pour les conifères uniquement, spécialement pour les espèces bien verticillées et pour autant qu'elles ne fassent pas plusieurs pousses par an comme c'est le cas pour le pin maritime (*Pinus maritima*), par exemple, ou pour certaines espèces tropicales. La méthode est d'autant plus imprécise que l'arbre est âgé ; il est indispensable dans ce cas d'ajouter au chiffre obtenu une estimation du nombre d'années écoulées avant la formation du premier verticille.

Une autre méthode plus précise consiste à extraire une carotte de sondage à la tarière de PRESSLER (§ 3.3.1) et à compter les cernes annuels [CAMPBELL, 1981 ; PARDE, 1964]. Ce comptage peut être effectué au moyen d'appareils de

mesure ou de méthodes relativement sophistiquées faisant appel à des mesuriers de cernes ou encore à des photographies aux rayons X (§ 9.3.1).

Souvent, le sondage est effectué à 1,3 m ou à 1,5 m du sol et sert simultanément à des mesures d'accroissements en grosseur. Il est cependant conseillé, si l'âge est la seule information recherchée, d'effectuer le prélèvement le plus près possible du sol, par exemple à 30 cm de hauteur. Dans les deux cas, il convient d'ajouter le nombre estimé d'années ayant été nécessaires à l'arbre pour atteindre les niveaux précités en tenant compte des conditions locales de végétation. L'estimation de l'âge par l'intermédiaire de la tarière de PRESSLER est cependant soumise à trois causes possibles d'erreur [CAMPBELL, 1981] :

- cernes annuels trop serrés compliquant leur identification et le dénombrement ;
- absence possible de moelle (centre de l'arbre) dans l'échantillon prélevé ou présence de faux cernes ou de doubles cernes parfois observés dans des climats à précipitations limitées et comportant deux saisons de pluie ;
- estimation du nombre d'années mis par l'arbre pour atteindre le niveau sondé à la tarière ;

auxquelles on peut aussi ajouter :

- cernes invisibles en cas d'années exceptionnellement sèches et seulement détectables par analyses densitométriques.

Cette technique d'extraction présente évidemment l'inconvénient d'abîmer l'arbre et peut entraîner des pourritures ou des colorations, malgré les précautions habituelles (matériel désinfecté, obturation au moyen de gomme, de mastic ou de chevilles).

Toute méthode s'appuyant sur le comptage de cernes est parfois aussi entachée d'erreurs liées à la présence de *faux* cernes apparaissant lorsqu'une période sèche durant la saison de végétation se traduit par la formation de bois tardif et est suivie par une période caractérisée par de fortes précipitations induisant la formation de bois initial (printemps). À défaut d'identifier pareils cernes, l'âge est ainsi surestimé. On peut également effectuer un comptage biaisé du fait de l'absence de cerne (année très sèche, arbre sénescant, impact de la pollution ou d'agents pathogènes). Pour éliminer ou éviter ces sources d'erreurs, il est nécessaire de procéder à une synchronisation des séries de cernes annuels de croissance avec une datation résultant d'études dendrochronologiques.

L'analyse de cernes annuels est aussi utilisée en *dendrochronologie* en vue d'opérer la datation d'événements géologiques, archéologiques ou climatiques dans le temps (jusqu'à 3.000 ans) et de pouvoir les ordonner en termes d'occurrence. Fondamentalement, il s'agit d'étudier les cernes de croissance sur arbres vivants ou pièces de bois âgées pour

établir une séquence temporelle. Une des applications les plus courantes est l'analyse de la largeur de cernes d'arbres, devant être mise en concordance très précise avec l'année correspondante, sur des sites où les précipitations constituent l'élément climatique le plus limitant de la croissance.

Les techniques de dendrochronologie sont appliquées à divers problèmes environnementaux observés à large échelle incluant les modifications climatiques et les études relatives à la pollution atmosphérique. Des informations relatives à la dendrochronologie et à sa pratique peuvent être trouvées dans COOK et KAIRIUKSTIS [1990] et LEBOURGEOIS et MERIAN [2012].

3.3. Épaisseur de l'écorce

L'épaisseur de l'écorce d'un arbre est généralement considérée comme une caractéristique d'intérêt secondaire dans le contexte de l'ensemble des données dendrométriques habituellement récoltées ou analysées. Il ne faut cependant pas perdre de vue que la commercialisation des produits ligneux s'effectue encore le plus souvent sur la base d'un volume sur écorce et qu'en outre, à l'heure actuelle, il peut s'avérer opportun de pouvoir apprécier l'importance de ce « déchet » dans le cadre de l'utilisation de sous-produits de la forêt à des fins chimiques, énergétiques et agronomiques (horticoles), par exemple.

En pratique, la mesure de l'épaisseur de l'écorce est effectuée à hauteur d'homme, mais, en toute rigueur, l'idéal serait de pouvoir disposer de mesures ou d'estimations à divers niveaux de hauteur, afin de réaliser des estimations plus rigoureuses de volumes d'écorce par application de fonctions de défilement ou par recours à des équations de profils de tiges (§ 4.2.3 et 4.5.3) utilisés en matière de cubage.

3.3.1. Appareils de mesure

Les appareils les plus utilisés pour mesurer l'épaisseur de l'écorce sont le mesureur d'écorce, le marteau sondeur et, accessoirement, la tarière de PRESSLER.

• *Le mesureur d'écorce*

Aussi appelé jauge à écorce (*barkmåtare* en suédois), le mesureur d'écorce est spécialement conçu pour effectuer des mesures d'épaisseur d'écorce. Il est constitué d'une tige d'acier creuse profilée en demi-cercle, ayant une extrémité tranchante et comportant des graduations millimétriques à l'autre extrémité (Figure 3.3.1). Cette tige coulisse dans un tube terminé par une plaque

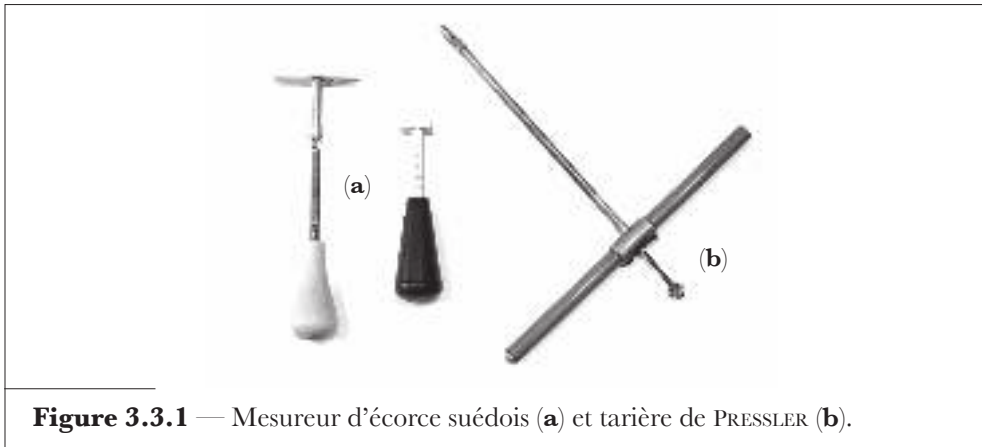


Figure 3.3.1 — Mesureur d'écorce suédois (a) et tarière de PRESSLER (b).

métallique perpendiculaire à l'axe d'enfoncement et dont le déplacement est solidaire de la pénétration de l'appareil dans l'écorce. Celui-ci est tenu perpendiculairement à l'arbre et la tige est enfoncée à travers toute l'écorce. Il faut évidemment veiller à ce que la mesure ne concerne pas une partie de l'aubier. Il est recommandé en outre d'effectuer deux mesures à des endroits diamétralement opposés qui, par convention, dans le cas de mesures de diamètres, pourraient correspondre aux points de contact des bras du compas avec l'arbre. Lorsque le diamètre est mesuré à l'aide d'un ruban gradué en diamètre, l'épaisseur d'écorce devrait être mesurée radialement à partir de la surface du bois jusqu'au contour du ruban. Il est dès lors recommandé de prendre plusieurs mesures d'épaisseur d'écorce en fonction de l'excentricité de la section transversale. Malgré cela, la mesure est entachée d'une très forte variabilité liée, entre autres, à l'opérateur.

- ***Le marteau sondeur***

Comme son nom l'indique, cet instrument a l'allure d'un marteau. La pièce métallique de celui-ci comporte un tube tranchant creux à l'une des extrémités et un poussoir à l'autre extrémité servant à extraire la carotte prélevée. Le système, avant tout destiné au prélèvement de petites carottes de bois, est cependant déconseillé pour effectuer des mesures d'écorce avec une précision satisfaisante.

- ***La tarière de PRESSLER***

Elle s'identifie à une tige métallique creuse à extrémité filetée et tranchante (Figure 3.3.1) que l'on enfonce dans l'arbre en vue de prélever une carotte de bois, avant tout destinée à la mesure d'un accroissement, d'un âge ou encore utilisée pour déterminer la masse volumique (§ 5.2.2) du bois. Ce procédé, également transposable à la mesure de l'épaisseur de l'écorce, peut cependant s'avérer

trop imprécis du fait que le mouvement initial de rotation imprimé à la tarière a également pour effet de comprimer l'écorce. On peut aussi recourir à une foreuse portative pour extraire une carotte comportant l'écorce et l'aubier. Au laboratoire, l'échantillon est ensuite coupé dans le sens longitudinal et poli pour effectuer une mesure plus précise.

3.3.2. Erreurs de mesure

Dans la plupart des cas, la mesure de l'épaisseur de l'écorce donne lieu à une surestimation. ÖSTLIN [1963] fait, par exemple, état de surestimations de 1 à 4 mm chez le pin sylvestre (*Pinus sylvestris*) et de 2 à 5 mm chez l'épicéa (*Picea abies*). Les erreurs généralement rencontrées sont dues à plusieurs causes :

- la réalisation des mesures durant la période de végétation, ce qui favorise la pénétration du mesureur dans le bois tendre de printemps ;
- l'enfoncement par à-coups du mesureur qui peut donner lieu à des différences qui atteignent 15 % ;
- l'influence de la forme de la tige métallique sur la profondeur de pénétration. À cet égard on évitera que la partie tranchante du mesureur soit aiguisée de manière uniforme pour qu'elle ne pénètre pas trop facilement dans le bois ;
- l'espace libre entre le plateau métallique de contact et l'écorce engendre un biais positif et une pression trop forte se traduit par un biais négatif.

3.3.3. Relations entre l'épaisseur de l'écorce et la grosseur

Pour la plupart des espèces ligneuses, la relation entre l'épaisseur de l'écorce et le diamètre sur écorce à hauteur d'homme, d , est linéaire, et ceci à partir d'un diamètre limite approximativement égal à 20 cm pour la plupart des espèces. En dessous de ce diamètre, l'évolution de l'épaisseur de l'écorce est plutôt curvilinéaire.

Dans l'hypothèse d'une droite, on peut par conséquent écrire que :

$$E = a_0 + a_1 d$$

où E représente la double épaisseur d'écorce, a_0 et a_1 sont des coefficients à estimer.

D'autres types d'équations sont aussi utilisés à des fins d'estimation de l'épaisseur d'écorce [KLEPAC, 1958 ; ÖSTLIN, 1963 ; THILL et PALM, 1975a, 1979]. Dans l'hypothèse où l'on est davantage intéressé par le diamètre sous écorce d_s , MEYER [1957] suggère d'exprimer directement celui-ci en fonction

du diamètre sur écorce d , à partir de la relation :

$$d_s = a'_0 + a'_1 d$$

En partant de l'équation :

$$E = a_0 + a_1 d$$

on peut évidemment aussi écrire que :

$$d_s = d - E = -a_0 + d(1 - a_1)$$

et

$$k_E = \frac{d}{d_s} = \frac{1}{1 - \frac{a_0}{d} - a_1}$$

Le rapport k_E représente le *facteur d'écorce*, qui varie entre autres avec les espèces considérées, l'âge, les conditions climatiques et les milieux de croissance.

La relation entre l'épaisseur de l'écorce et la grosseur de l'arbre considérée à différentes hauteurs peut évidemment avoir des répercussions sur l'estimation de la différence entre volumes respectivement sur et sous écorce [CAO et PEPPER, 1986].

Selon plusieurs auteurs, le rapport entre les diamètres sur écorce et sous écorce serait relativement constant sur toute la longueur de l'arbre. Ce serait, par exemple, le cas pour des vieux douglas (*Pseudotsuga menziesii*) aux USA [JOHNSON, 1966], mais des différences existeraient pour les jeunes arbres selon que la partie inférieure ou supérieure des tiges est concernée. Le pourcentage serait constant jusqu'à des niveaux variant entre 60 et 70 % de la hauteur totale pour l'épicéa (*Picea abies*) en Suède; par contre, pour le pin sylvestre (*Pinus sylvestris*) dans ce même pays, on observerait une diminution très sensible du pourcentage d'écorce jusqu'à 30 à 80 % de la hauteur, suivie d'une augmentation pour la partie de la tige située dans le houppier [ÖSTLIN, 1963]. Pour tenir compte de ces variations, GROSENBAUGH [1964] propose diverses fonctions hyperboliques traduisant l'évolution du rapport entre diamètres respectivement sur et sous écorce en fonction du niveau de mesure.

3.3.4. Différentes expressions de l'importance de l'écorce

L'importance de l'écorce peut être exprimée en grosseur ou en surface terrière et éventuellement aussi en volume (§ 4.6.3). Soit d le diamètre sur écorce à hauteur d'homme d'un arbre donné et E la double épaisseur de son écorce, exprimée en pourcentage du diamètre. Cette épaisseur peut s'écrire :

$$E_d \% = \frac{E}{d} 100 = \left(\frac{d - d_s}{d} \right) 100$$

ou encore :

$$E_d \text{ \%} = \left(1 - \frac{1}{k_E} \right) 100$$

Si le diamètre sous écorce d_s est estimé au moyen d'une relation linéaire l'unissant au diamètre sur écorce d , on utilisera alors l'expression :

$$E_d \text{ \%} = \frac{\left\{ d - \left[-a_0 + d(1 - a_1) \right] \right\}}{d} 100$$

ou encore :

$$E_d \text{ \%} = \left(a_1 + \frac{a_0}{d} \right) 100$$

On peut également facilement montrer que l'épaisseur de l'écorce, traduite en pourcentage de la surface terrière, est donnée par la relation suivante :

$$E_g \text{ \%} = \left(\frac{d^2 - d_s^2}{d^2} \right) 100 = \left(1 - \frac{1}{k_E^2} \right) 100$$

soit aussi :

$$E_g \text{ \%} = \left[\frac{2E}{d} - \frac{E^2}{d^2} \right] 100$$

et de manière approximative :

$$E_g \text{ \%} \cong \frac{200E}{d}$$

Cette même expression, basée sur la circonférence c de l'arbre, s'écrit :

$$E_g \text{ \%} \cong \frac{200\pi E}{c}$$

Pour fixer les idées, le tableau 3.3.1, construit à partir de données issues des tables dendrométriques de DAGNELIE et al. [2013], fournit des valeurs de l'épaisseur d'écorce exprimées en pourcentage de la surface terrière pour l'épicéa (*Picea abies*), le hêtre (*Fagus sylvatica*), les chênes indigènes (*Quercus robur* et *Quercus sessilis*) et le frêne (*Fraxinus excelsior*).

On fait généralement l'hypothèse que les arbres sur écorce ou sous écorce présentent des formes identiques ou encore que les facteurs d'écorce restent constants sur toute la longueur de l'arbre.

Dans ces conditions, on ne fera pas de différence entre les épaisseurs d'écorce exprimées en pourcentage de volume et celles exprimées en pourcentage de surface terrière.

Tableau 3.3.1 — Épaisseurs d'écorce E_g (en pourcentage de surface terrière) en fonction de la circonférence de l'arbre.

Circonférence $c_{1,5}$ (cm)	E_g (%)			
	Épicéa	Hêtre	Chêne	Frêne
35	9,3	3,4	17,1	12,9
45	9,2	4,1	16,8	11,9
55	9,2	4,6	16,4	11,3
65	9,1	4,9	16,1	10,9
75	9,0	5,0	15,8	10,6
85	8,9	5,2	15,4	10,4
95	8,9	5,2	15,1	10,2
105	8,8	5,3	14,8	10,1
115	8,7	5,3	14,6	9,9
125	8,6	5,3	14,4	9,8
135	8,5	5,4	14,0	9,7
145	8,5	5,3	13,8	9,7
155	8,4	5,3	13,6	9,6
165	8,3	5,3	13,4	9,5
175	8,2	5,3	13,2	9,5
185	8,1	5,2	13,0	9,4
195	8,1	5,2	12,8	9,4
205	8,0	5,2	12,6	9,4

3.4. Houppier

Le houppier d'un arbre représente la partie de la tige située au-dessus de la base de la cime (endroit où la tige se ramifie) ainsi que l'ensemble des branches vivantes et des rameaux qui entourent cette portion de tige [CAILLIEZ, 1980]. On parlera parfois aussi de *couronne* pour désigner le houppier sur photo aérienne. Les notions de houppier et de cime sont souvent confondues alors qu'en toute rigueur, la cime ne concerne que la partie la plus élevée du houppier [HUCHON, 1956].

3.4.1. Diamètre et hauteur du houppier

Le *diamètre du houppier* d'un arbre constitue une caractéristique dendrométrique intéressante, essentiellement dans deux optiques :

- la quantification des effets du traitement sylvicole exprimée au travers de modèles d'accroissement (§ 12.4 et 12.5), un houppier se développant d'autant plus que l'arbre dispose de plus de place ;
- l'utilisation d'images aériennes à des fins d'inventaire (Chapitre 15), de cubage (§ 8.6.3) ou encore d'analyse de la végétation ; il sera alors plutôt question de *cime* ou de *couronne*.

La configuration des houppiers, liée à l'essence et à la compétition entre arbres, rend parfois difficile l'estimation de leur diamètre, d'autant plus que celle-ci doit, en outre, être effectuée sur arbre debout. En pratique, la mesure du diamètre du houppier portera sur sa projection horizontale et sera effectuée à l'aide d'un décamètre ou d'un mesureur ultrasonique (§ 2.3.3 et § 13.3.2).

On comprend aisément que plus la surface projetée s'éloigne de celle d'un cercle, plus il convient d'augmenter le nombre de diamètres à mesurer. Des études ont montré que l'estimation de la surface projetée des houppiers pouvait être effectuée avec une bonne précision en mesurant au moins quatre rayons, de préférence huit [CAILLIEZ, 1980; HUBER, 1987; PARDE et BOUCHON, 1988], dans des directions faisant des angles égaux, le premier rayon étant fixé au hasard (Figure 3.4.1). Une étude menée par RÖHLE et HUBER [1985] basée sur des mesures de 32, 16, 8, 4 et 2 diamètres par arbre, et considérant différentes hypothèses relatives à la distribution spatiale des arbres au sein des peuplements, a montré que 4 à 8 mesures de rayons par arbre étaient suffisantes pour estimer la projection de houppiers à l'échelle des peuplements, alors que 8 à 16 mesures étaient recommandées dans le cas d'arbres considérés individuellement.

Dans le cas de n rayons, la surface de la projection horizontale résulte de la moyenne quadratique suivante :

$$S_p = \pi \sum_{i=1}^n r_i^2 / n$$

de laquelle on déduit le diamètre (moyen) du houppier, soit :

$$d_{ho} = \sqrt{\frac{4}{\pi} S_p} = 2 \sqrt{\sum_{i=1}^n r_i^2 / n}$$

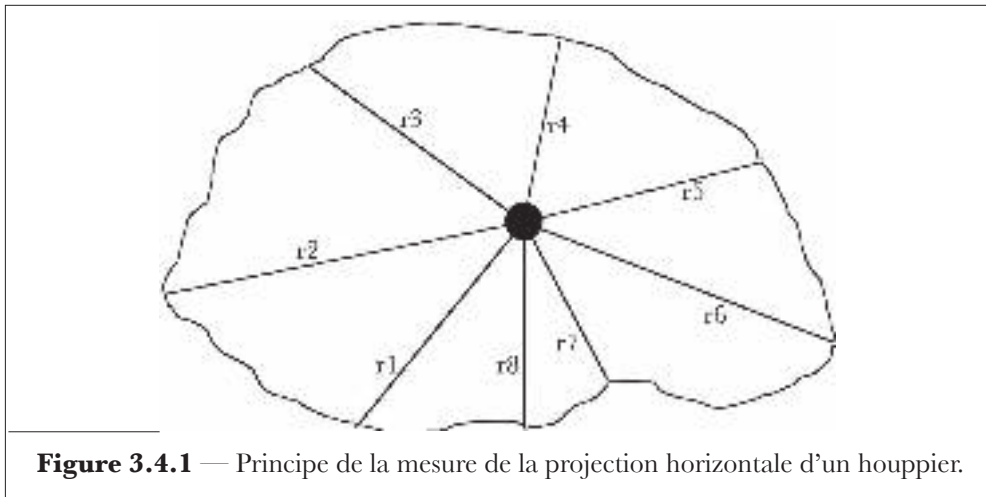


Figure 3.4.1 — Principe de la mesure de la projection horizontale d'un houppier.

Plusieurs types d'appareils mettant en œuvre un prisme ou un miroir [CAILLIEZ, 1980; PARDE et BOUCHON, 1988; SHEPPERD, 1973] ont été conçus pour déterminer la projection au sol des points extrêmes d'un diamètre de houppier dans une direction donnée. Un appareil de ce type (Figure 3.4.2) est constitué d'un miroir plan faisant 45° avec l'horizontale placé dans le bas d'un tube métallique creux et marqué de deux fils perpendiculaires formant un réticule (l'ensemble faisant office de périscope). L'opérateur se positionne de manière à faire coïncider le point de croisement des deux fils avec l'image, renvoyée par le miroir, de l'extrémité de la couronne. Un fil à plomb permet de se situer à l'aplomb de ce point.

Ces instruments, aussi ingénieux soient-ils, posent néanmoins souvent des problèmes d'utilisation lors de mesures portant sur des arbres voisins dont les houppiers s'interpénètrent.

L'appareil de PUN CHUN, décrit par WAHEED KHAN [1971] mérite d'être signalé pour sa simplicité de construction et d'utilisation. Il se compose d'une baguette (≈ 50 cm) et d'une ficelle (≈ 40 cm). Celle-ci sous-tend un anneau (via une fixation en trois points situés dans des angles de 120°) de telle manière que lorsque la baguette est tenue à bout de bras vers le haut, l'anneau maintenu en position horizontale serve d'ocillon de visée pour l'opérateur. Il est ainsi possible de matérialiser la projection au sol d'extrémités de rayons (Figure 3.4.1), l'anneau devant se situer dans la projection verticale de ceux-ci. Comparé au matériel précédent il est évidemment nettement moins sophistiqué, mais présente l'avantage de repérer une plus grande partie du houppier et plus facilement le point à viser.

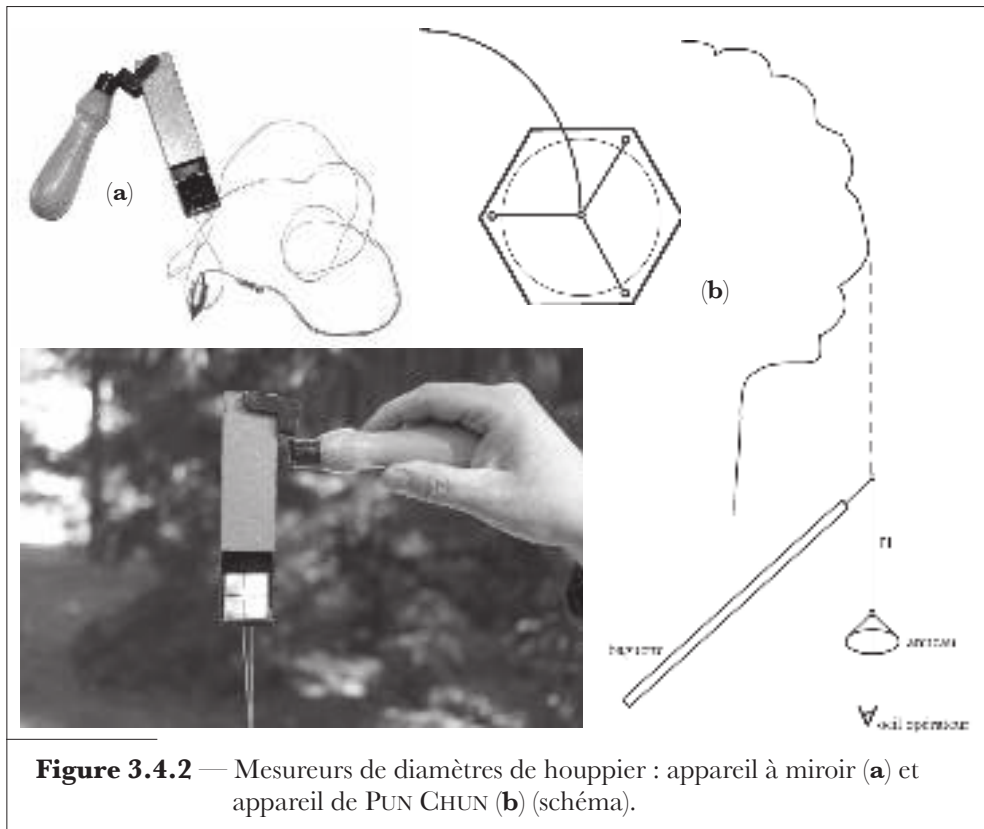


Figure 3.4.2 — Mesureurs de diamètres de houppier : appareil à miroir (a) et appareil de PUN CHUN (b) (schéma).

Dans le cas de l'utilisation de photos aériennes, le diamètre peut être mesuré directement sur photos. Pour les mêmes arbres, plus spécialement lorsqu'ils se trouvent en massifs, les différences entre mesures réalisées à partir du sol et à partir d'images aériennes peuvent évidemment être importantes. Sur photos aériennes à petite échelle, par exemple, seule la partie visible du diamètre de la cime est mesurée, ce qui donne lieu à des valeurs plus faibles que celles issues d'observations faites au sol. Cependant, les mesures de diamètres de houppiers effectuées sur photos aériennes donnent vraisemblablement une meilleure indication de l'espace de croissance d'un arbre et sont mieux corrélées avec l'arbre et le volume du peuplement.

Il est aussi parfaitement possible au départ de la détermination de la surface visible du houppier en projection horizontale (via un logiciel tel que QGIS©, par exemple) d'en déduire un diamètre moyen.

Des informations complémentaires relatives à la mesure des diamètres des houppiers peuvent être trouvées chez plusieurs auteurs [DUNN, 1973; EMLÉN, 1967; JACKSON et PETTY, 1973; TALLENT-HALSELL, 1994].

En ce qui concerne *la hauteur du houppier* ou la longueur de la « cime » verte, elle peut être définie comme étant la distance séparant le sommet de l'arbre (apex) de la base de la masse foliaire verte [BIGING et WENSEL, 1990]. Si le sommet, exception faite pour les feuillus à cime ample, peut être assez facilement identifié, ce n'est pas le cas pour la base du houppier. Plusieurs conventions peuvent être prises quant à sa fixation : première grosse branche vivante, niveau inférieur du feuillage si celui-ci entoure le tronc sur des hauteurs variables selon les directions. On peut aussi considérer que, pour les conifères, la base correspond à la branche vivante la plus basse faisant toujours partie intégrante du houppier. Dans le cas de conifères, un critère souvent utilisé est le premier verticille rencontré qui comporterait au moins 75 % de branches vivantes, par exemple. La base est parfois aussi assimilée au verticille qui comporte au moins trois branches vivantes ou encore au point situé à mi-chemin entre le premier verticille comportant une ou plus d'une branche vivante et celui présentant au moins quatre branches vivantes [VAN LAAR, 1969]. Les rapports entre la hauteur ou la longueur du houppier, d'une part, et son diamètre ou la hauteur totale de l'arbre, d'autre part, sont des critères assez souvent utilisés dans les études de compétition entre sujets au sein d'un peuplement.

3.4.2. Paramètres exprimant la morphologie du houppier

Le diamètre et la hauteur du houppier sont les deux variables classiques généralement utilisées pour caractériser rapidement le houppier sur un plan dendrométrique. La morphologie même du houppier peut être traduite au travers de diverses expressions utiles en matière de modélisation de la croissance d'arbres soumis à des effets de compétition. L'amplitude du houppier est aussi liée à la masse photosynthétique active.

Pour un arbre caractérisé par une hauteur totale h , un diamètre à 1,3 m d , un diamètre du houppier d_{ho} et une longueur de houppier h_{ho} on peut définir les principaux paramètres suivantes :

- h_{ho}/h = la proportion de houppier⁽⁵⁾,
- h_{ho}/d = l'indice de forme du houppier⁽⁶⁾,
- d_{ho}^2/h_{ho} = le degré de bombement du houppier⁽⁷⁾,
- d_{ho}/h_{ho} = le degré de rondeur ou de plénitude du houppier⁽⁸⁾,
- d_{ho}^2/d^2 = le rapport de recouvrement au sol⁽⁹⁾,

⁽⁵⁾ *crown per cent or crown ratio.*

⁽⁶⁾ *crown form index.*

⁽⁷⁾ *crown thickness index.*

⁽⁸⁾ *crown fullness ratio.*

⁽⁹⁾ *quotient of ground cover area.*

d_{ho}/h = le degré d'envergure du houppier⁽¹⁰⁾,
 d_{ho}/d = l'indice de linéarité du houppier⁽¹¹⁾.

À titre d'exemple, en matière d'études de croissance portant sur *Pinus taeda*, DYER et BAILEY [1987] proposent une relation exprimant la proportion de houppier en fonction de l'âge A et du rapport d/h (effet de la proportion de houppier sur la forme de l'arbre) :

$$h_{ho} / h = 1 - e \left[\left\{ (b_0 + b_1) / A \right\} d / h \right]$$

3.4.3. Surface et volume du houppier

Le calcul exact de la surface extérieure (soit latérale, celle de la base exclue) et du volume du houppier d'un arbre est en principe impossible. Il convient, dans ces conditions, de procéder par approximations en mettant à profit les mesures directement réalisables que sont la hauteur et le diamètre du houppier [ASSMANN, 1970]. SHENG et al. [2001] décrivent une méthode de détermination de la surface du houppier de conifères via l'utilisation de modèles construits à partir de l'analyse d'images à haute résolution.

La surface du houppier d'un conifère peut, de manière approximative, être assimilée à celle d'un cône, soit :

$$S_{ho} = \frac{\pi}{4} d_{ho} \sqrt{4h_{ho}^2 + d_{ho}^2}$$

où h_{ho} et d_{ho} représentent respectivement la hauteur et le diamètre du houppier. En principe, la formule du paraboléoïde serait préférable, mais son utilisation est très laborieuse; on peut considérer qu'elle donne lieu à un résultat 1,2 à 1,4 fois plus élevé.

BADOUX [1939] propose comme autre approximation la surface d'un tronc de cône, soit :

$$S_{ho} = \pi (R + r) \sqrt{(R - r)^2 + h_{ho}^2}$$

où R = rayon de la surface de la plus grande section,
 r = rayon de la surface de la plus petite section,
 h_{ho} = hauteur du houppier.

Toujours pour des conifères et de jeunes feuillus, SCHREUDER et al. [1993] suggèrent que la surface du houppier soit estimée comme s'il s'agissait de celles de cônes :

$$S_{ho} = \pi d_b (L / 2)$$

⁽¹⁰⁾ crown spread ratio.

⁽¹¹⁾ linear crown index.

où d_b = diamètre de la base du houppier,
 L = longueur oblique allant de l'apex du houppier jusqu'à sa base.

Des méthodes d'estimation de la surface du houppier de conifères peuvent aussi s'appuyer sur des modèles construits à partir de l'analyse d'images aériennes à haute résolution [SHENG et al., 2001]. Dans le cas des feuillus, et plus particulièrement de la surface de la portion des houppiers exposée au soleil, la formule de la surface d'une demi-sphère (surface de la base exclue) peut être utilisée :

$$S_{ho} = \pi d_{ho}^2 / 2$$

En ce qui concerne le volume du houppier, plus particulièrement d'un conifère ou d'un jeune feuillu, à la condition d'accepter des hypothèses de simplification quant à sa forme, il est habituellement déterminé à partir de son diamètre et de sa hauteur. Si l'on assimile le houppier à un cône, par exemple, son volume est donné par la formule :

$$v_{ho} = \frac{1}{3} \frac{\pi}{4} d_{ho}^2 h_{ho} = \frac{\pi}{12} d_{ho}^2 h_{ho}$$

qui sous-estime la réalité, alors que s'il est assimilé à un paraboloïde, le volume résultant donné par la formule :

$$v_{ho} = \frac{\pi}{8} d_{ho}^2 h_{ho}$$

surestime le volume réel.

Dans ces conditions, on admet qu'une bonne approximation résulte d'un compromis que permet de rencontrer la formule suivante :

$$v_{ho} = \frac{\pi}{10} d_{ho}^2 h_{ho}$$

Dans l'hypothèse d'une forme proche de celle d'un tronc de cône, alors le volume approximatif du houppier s'écrirait, tenant compte des notations explicitées ci-avant :

$$v_{ho} = \frac{\pi h}{3} (R^2 + r^2 + Rr)$$

Dans le cas d'une essence feuillue, le volume du houppier est plutôt à mettre en relation avec le volume d'une demi-sphère ou d'une proportion déterminée de sphère.

ASSMANN [1970] présente des informations plus complètes concernant la morphologie, la structure des houppiers et accessoirement l'estimation de la quantité de feuilles, en termes de masse humide.

Le recours au LiDAR terrestre ou T-LiDAR (§ 4.5.6) offre de nouvelles perspectives. Il est possible d'extraire des informations telles que la hauteur du houppier, mais également, via un nombre élevé de scans, le volume de l'enveloppe du houppier (ou le volume

occupé par les branches et les feuilles) à partir du moment où l'on arrive à distinguer, au sein du nuage de points résultant du scannage, les branches qui appartiennent à l'arbre souhaité.

3.4.4. Autres caractéristiques du houppier

D'autres caractéristiques ou variables descriptives du houppier utiles en matière de surveillance de la santé des arbres et des forêts concernent la densité du houppier, le rapport de houppier vivant, le dépérissement du houppier et la transparence du feuillage.

La *densité du houppier* est représentée par la quantité de branches, le feuillage et l'architecture même du houppier. Cet ensemble peut, par exemple, être comparé à des cartes de densité pour exprimer un pourcentage. Un densiommètre hémisphérique est aussi utilisable à ces fins (§ 7.5.3).

Le *rapport de houppier vivant* est le pourcentage de hauteur totale correspondant au feuillage vivant contribuant à la photosynthèse. C'est donc aussi le rapport entre la hauteur de houppier vivant et la hauteur totale de l'arbre.

Le *dépérissement du houppier* est représenté par l'importance relative de la mortalité de branches et fines ramilles qui débute à l'apex de celles-ci et va en progressant vers la tige ou la base du houppier vivant.

La *transparence du feuillage* est traduite par la quantité d'espace visible (ciel, sol, feuillage d'autres arbres) au travers de la portion de feuillage normale du houppier. La santé présumée de l'arbre est d'autant plus défaillante que le pourcentage de «vides» est élevé.

3.4.5. Indice foliaire

On peut aussi s'intéresser à la surface de l'ensemble des feuilles d'un arbre ramenée à la surface horizontale au sol correspondante [BREDA, 1999]. Cette surface ou *indice foliaire*⁽¹²⁾ se détermine à partir d'un échantillonnage de feuilles sur lesquelles les mesures de surfaces peuvent être effectuées rapidement au laboratoire.

En ce qui concerne la surface foliaire proprement dite, sa mesure est intéressante pour les études relatives à l'interception des précipitations, la transmission de la lumière au travers du feuillage, l'accumulation de la litière, le taux de transpiration, etc.

⁽¹²⁾ leaf area index.

La mesure de cette surface demande énormément de temps même sur un échantillon. Plusieurs méthodes ont été expérimentées [LARSEN et KERSHAW, 1990; MARSHALL et WARING, 1986]. La plus classique est de mesurer la surface d'un petit échantillon de feuillage frais, de le sécher à l'étuve puis de le peser. Le rapport de la surface de feuillage frais au poids sec est alors utilisé pour estimer la surface sur de plus grands échantillons de feuillage séché. En réalité, les techniques utilisées se répartissent en deux grandes catégories :

- mesures de sous-échantillons ;
- méthodes d'estimation de la canopée.

- Dans le *premier cas* (méthode destructive), l'échantillon sélectionné de manière aléatoire, systématique ou stratifiée (Chapitre 13), concerne des branches ou feuilles individuelles faisant l'objet de mesures directes de surface d'une proportion déterminée du feuillage ou d'établissement de relations surfaces/poids à rapporter ensuite à l'ensemble de la surface foliaire.

Si plusieurs sujets peuvent être mesurés, il est évidemment très utile de voir s'il existe une corrélation entre leur diamètre et leur surface foliaire. VALENTINE et al. [1984] ont développé une méthode partant du principe que des arbres de mêmes dimensions portaient des quantités équivalentes de feuillage et ils ont utilisé des rapports de surface de sections de tiges à des surfaces de sections de branches pour déterminer des probabilités d'échantillonnage.

Des pièges à litière constituent une technique alternative non destructive. Des filets à mailles très fins sont tendus sous le couvert et la surface de l'étendue couverte de feuilles y tombant est utilisée pour estimer la surface totale de feuillage. Plusieurs années d'échantillonnage peuvent être nécessaires pour atteindre des estimations suffisamment précises, notamment dans le cas de feuillage persistant plus d'une saison de végétation.

- Dans le *second cas* (méthode non destructive), plusieurs méthodes indirectes ont été proposées : la plus commune est basée sur l'utilisation de relations allométriques où la quantité de feuillage dans un houppier ou dans la canopée d'un peuplement est estimée à partir du diamètre de l'arbre. Quantité de modèles allométriques utilisent comme prédicteur de la surface foliaire la surface de l'aubier⁽¹³⁾ où s'effectue le transport de l'eau et des nutriments [MARCHAND, 1984; TURNER et al., 2000].

Pour beaucoup d'espèces, il existerait une relation linéaire entre cette zone à hauteur d'homme et la surface foliaire totale [O'HARA et VALLAPPIL, 1995]. Les biais relatés par certains auteurs pourraient être levés en incorporant aux équations des mesures de densité de peuplement, de hauteur, de largeur de houppier, etc. [MAGUIRE et BATISTA, 1996; PEREIRA et al., 1997].

⁽¹³⁾ *sapwood area.*

D'autres méthodes se basent sur des modèles d'interception de la lumière et sur des photographies.

Comme le couvert des peuplements intercepte le rayonnement solaire principalement au niveau du feuillage, il est aussi possible d'estimer l'indice foliaire de manière indirecte à partir de modèles d'extinction du rayonnement incident par le couvert. La lumière est interceptée par les feuilles et les branches, l'extinction verticale du rayonnement incident est fournie par la loi de BEER-LAMBERT⁽¹⁴⁾ qui tient compte du rayonnement, de l'agencement et de l'orientation des feuilles et de l'indice foliaire. On réalise une mesure d'éclairement à la fois en dessous et au-dessus du couvert, ce qui permet de déterminer l'indice foliaire par inversion de la loi d'extinction du rayonnement.

L'évaluation du couvert peut aussi se faire à partir de photographies de la voûte du peuplement en utilisant des objectifs permettant une visée sur 360° (photos hémisphériques) [WANG et MILLER, 1987].

Des appareils de mesure optique spécifiques ou « analyseurs de couvert » sont capables d'effectuer des estimations d'indice foliaire par voie non destructive [DUFRÈNE et BREDÀ, 1995]. Ces capteurs permettent des mesures d'interception d'un rayonnement direct ou diffus, et des modèles de calcul de la probabilité de contact d'un rayon lumineux avec un élément de feuillage ont été construits pour calculer l'indice foliaire.

Pour plus d'informations quant aux méthodes développées pour quantifier la surface foliaire, aux appareils utilisés, leurs avantages et inconvénients et la précision des résultats attendus, le lecteur consultera avantagement BREDÀ [2003].

Enfin, il convient aussi de signaler dans la large gamme des méthodes indirectes et des méthodes photographiques les avancées technologiques de plus en plus grandes en télédétection satellitaire et aéroportée portant sur l'évaluation des surfaces foliaires à l'échelle de parcelles, de massifs ou de zones très étendues. On ne mesure plus ici le rayonnement, on évalue au-dessus du couvert la réflectance du feuillage [CHEN et al., 1997] dans des gammes de longueurs d'ondes spécifiques en la distinguant de la réflectance du sol. Cela permet de définir, via des modèles physiques de transfert radiatif, des indices de végétation dont le NDVI (*Normalized Difference Vegetation Index*) qui utilise la différence normalisée entre réflectances dans le rouge et l'infrarouge [ASRAR et al., 1984]. Cet indice, qui varie entre 0 et 1, est une mesure du bilan entre l'énergie reçue et celle transmise par un objet sur terre. Appliqué à une formation végétale, il établit une valeur traduisant l'intensité du vert ou de la masse de végétation, il est donc aussi un indicateur de l'activité chlorophyllienne.

⁽¹⁴⁾ Pour cette loi se référer au site internet : <https://www.universalis.fr/encyclopedie/spectrophotometrie-optique/1-loi-de-beer-lambert/>

3.5. Souche

Par souche, il faut entendre ce qui reste du tronc d'un arbre après abattage. Sur le plan dendrométrique, la grosseur de la souche, considérée au niveau d'abattage, est une caractéristique intéressante dans la perspective de l'estimation du matériel disparu ou prélevé en éclaircie, voire en délit, et dont on n'aurait aucune trace.

En ce qui concerne la mesure proprement dite de la grosseur de la souche, et compte tenu de la forme souvent très irrégulière de celle-ci, on peut :

- soit mesurer la circonférence [DECOURT, 1964a] ;
- soit mesurer deux diamètres :
 - le plus grand et le plus petit,
 - le plus grand et celui qui lui est perpendiculaire,
 - le premier choisi dans une direction aléatoire et le second perpendiculairement, étant entendu que l'on prend la moyenne arithmétique de ces deux mesures.

C'est la troisième modalité qui est la plus fréquemment utilisée et habituellement la plus satisfaisante [PHILIP, 1994].

En forêts tropicales, on se trouve souvent confronté à de très gros arbres présentant une forme très contrariée de la section d'abattage. Dans le cas où la mesure du diamètre de la souche est importante à réaliser (construction de tarifs de cubage, entre autres), on peut procéder au géoréférencement [NOGUEIRA et al., 2006] d'une photographie de la souche et effectuer des corrections permettant de garantir une concordance géométrique entre la forme de la souche et la photo. La surface est alors estimée par digitalisation et le diamètre de la souche est déduit de l'aire de la section d'abattage partant de l'hypothèse qu'elle est équivalente à une forme circulaire de même aire. Ces opérations peuvent être réalisées grâce aux fonctionnalités d'un logiciel tel que QGIS ©.

Il est en outre essentiel de définir, en vue d'éventuelles extrapolations ou comparaisons, le niveau auquel la mesure du diamètre a été effectuée.

Il existe une relation entre le diamètre à 1,3 m du sol, d , et le diamètre de la souche, d_0 , mais il faut être conscient que la variabilité des résultats fournis par cette relation est assez élevée. Elle est liée à la forme des souches, à la dimension des arbres et au niveau d'abattage lui-même. Pour fixer les idées, on peut admettre que, dans beaucoup de cas, celui-ci se situe à environ 1 % de la hauteur totale de l'arbre. Généralement on acceptera, pour les besoins de la pratique, une relation du type linéaire :

$$d = a_0 + a_1 d_0$$

le coefficient de régression correspondant, dans une certaine mesure, à un coefficient de modification de forme valable pour une essence donnée et pratiquement indépendant des conditions de station, d'âge, de race et de traitement [DECOURT, 1964a]. En ce qui concerne ce type de relation, des expérimentations menées en Suède ont montré que c'était entre le plus petit diamètre de la souche et un diamètre à 1,3 m mesuré dans une direction aléatoire que l'on observait la plus haute corrélation.

THILL et PALM [1975b], étudiant les principales caractéristiques dendrométriques de l'épicéa (*Picea abies*) dans le Sud de la Belgique, ont effectué des mesures sur arbres abattus et sur les souches leur correspondant, en l'occurrence au niveau d'abattage tel qu'il se présentait sur le terrain (de 10 à 30 cm au-dessus du sol selon l'importance des arbres). Pour les petits bois à faibles empattements, ils ont mesuré la circonférence de la souche tandis que pour les gros bois à larges empattements la circonférence a été déduite de la moyenne de deux diamètres perpendiculaires. Ils ont aussi mis en évidence une équation traduisant le rapport existant entre la circonférence de la souche, c_0 (en cm), et la circonférence à 1,3 m de l'arbre, c (en cm). Cette équation s'écrit :

$$\log (c_0/c) = 0,2765 + 0,2117 \log c$$

La circonférence à 1,3 m peut évidemment aussi être exprimée directement en fonction de la circonférence de la souche. L'équation suivante [DAGNELIE et al., 1976] :

$$c = 10^{(0,2572 + 0,7647 \log c_0)}$$

est également valable pour l'épicéa.

Dans l'hypothèse où l'on souhaiterait, pour cette même essence, estimer directement le volume (par exemple du bois fort de la tige (§ 4.3), v en m^3) en fonction de la seule circonférence de la souche, c_0 (en cm), DAGNELIE et al. [1976] suggèrent, entre autres, d'utiliser l'équation :

$$v = -0,24136 + 0,0044955 c_0 + 0,000010648 c_0^2$$

Dans le cas où il serait nécessaire de procéder à la «reconstitution» (évaluation de dimensions) d'arbres à partir de leurs souches (au sein d'un peuplement ou d'une partie de peuplement, par exemple), il est plus indiqué de construire sa propre équation en utilisant un échantillon d'arbres sur pied pour lesquels on effectue des mesures de grosseur à la section présumée d'abattage et à hauteur d'homme. Comme les souches incluent aussi les racines des arbres abattus, il est évidemment possible d'envisager des mesures plus complètes relatives à la quantité de bois de souche (dans certains cas jusqu'à 20% de la masse ligneuse aérienne).

Dans ces conditions, il s'agit plutôt de raisonner en termes de masse. Cette notion et les commentaires qu'elle appelle seront traités plus spécifiquement au chapitre 5.

En ce qui concerne plus particulièrement la souche et les racines, nous renverrons le lecteur intéressé aux études de ALEMDAG [1983], HAKKILA [1971], PARDE [1977] et RAILE [1982].

4

FORME ET VOLUME DES ARBRES

4.1. Introduction

Si l'on s'intéresse à la matière ligneuse, plus spécialement dans un contexte quantitatif, il est évident que le volume d'un arbre⁽¹⁾ est une caractéristique dendrométrique fondamentale. Elle sert avant tout à exprimer la quantité de matière ligneuse et est aussi le support à l'estimation de la valeur commerciale du bois. Dans certains cas, elle est supplantée par la notion de masse (cas du bois de pâte, par exemple), utilisée dans les estimations de biomasse⁽²⁾ (valorisations énergétiques) ou encore de quantité de carbone stockée. De ce fait, les relations entre volume et biomasse méritent quelques développements, comme nous le verrons ultérieurement (Chapitre 5).

Ce chapitre sera surtout consacré à la présentation de différentes méthodes utilisées en vue de déterminer le volume d'un arbre. Mais avant d'entrer dans le vif du sujet, nous définirons d'abord ce qu'il faut entendre par la forme d'un arbre⁽³⁾, paramètre très intimement lié au volume, et par les différentes manières de l'exprimer ou de la déterminer (§ 4.2).

⁽¹⁾ *volume.*

⁽²⁾ *biomass.*

⁽³⁾ *form.*

Nous examinerons ensuite quelques volumes de référence ainsi que les conventions habituelles qui s’y rapportent (§ 4.3), nous analyserons les principales méthodes permettant de déterminer le volume aussi bien des arbres abattus (§ 4.4) que des arbres sur pied (§ 4.5), puis nous traiterons aussi de l’estimation du volume des branches, des bois empilés et de l’écorce (§ 4.6).

Les méthodes de cubage envisagées dans ce chapitre sont des méthodes *directes*, par opposition à celles que nous verrons dans le chapitre 6, consacrées à l’estimation *indirecte* du volume au moyen de tarifs ou de fonctions de cubage.

4.2. Détermination de la forme des arbres

4.2.1. Forme théorique d’un arbre

La forme d’un arbre est un élément important intervenant dans le calcul de son volume. Nous nous intéresserons exclusivement à l’étude de la forme de la tige, mais il est évident que, sur un plan plus général, l’appréciation de la morphologie des branches, l’étude de l’architecture des houppiers, de la longueur, de la rectitude et de l’angle d’insertion des branches relèvent aussi de la dendrométrie, en particulier si l’on s’intéresse à la modélisation de la croissance individuelle d’arbres soumis à des effets de compétition ou encore à la modélisation des interactions entre le traitement sylvicole et la qualité des bois. Des tentatives d’explication théorique de la forme d’une tige ont depuis longtemps fait l’objet de diverses études basées sur des considérations biologiques (théorie de la nutrition, de la conduction d’eau, théorie mécanique, théorie hormonale) [ASSMANN, 1961 ; LARSON, 1963]. Elles font toujours l’objet de recherches très variées mettant davantage en œuvre des processus sophistiqués de modélisation.

La section longitudinale d’une tige d’arbre peut être assimilée à la juxtaposition des sections longitudinales de plusieurs solides géométriques. Pour beaucoup d’espèces, de la base au sommet de la tige, on peut globalement identifier successivement un tronc de néloïde, un tronc de parabolôïde et un tronc de cône. De manière plus analytique, le profil de la tige, défini par sa section longitudinale, présente, au départ de la base, une forme convexe tournée vers l’axe central de l’arbre jusqu’à environ 10% de la hauteur totale où se situe un point d’inflexion [ASSMANN, 1970]. À partir de celui-ci, la courbe montre une concavité tournée vers l’axe central et affecte une allure parabolique jusqu’au sommet.

Si ce type d’approche a un sens dans la détermination du volume d’un arbre (§ 4.4), elle n’est guère utilisée pour préciser sa forme. Aussi a-t-on plutôt tenté de traduire la forme d’un arbre au moyen d’expressions empiriques.

4.2.2. Différentes expressions de la forme d'un arbre

Les expressions dendrométriques couramment utilisées et plutôt *expéditives* pour matérialiser la forme générale de la tige d'un arbre sont :

- le coefficient de décroissance ;
- le défilement ;
- le coefficient de forme ;
- le quotient de forme.

On peut, en principe, définir autant de coefficients qu'il y a de hauteurs ou de volumes de tiges considérés.

• Coefficient de décroissance

Ce coefficient exprime le rapport qui existe entre le diamètre ou la circonférence mesurés à mi-hauteur de la tige, voire d'une portion de la tige limitée à une découpe fixée, et le diamètre ou la circonférence mesurés à hauteur d'homme. Selon le critère de grosseur retenu, nous pourrions par conséquent écrire que :

$$k = d_{0,5h}/d \quad \text{ou} \quad k = c_{0,5h}/c$$

On utilise parfois aussi la notion de décroissance (usage belge), qui est le complément à 1 (soit $(1-k)$, en %) du coefficient de décroissance. De manière générale, le coefficient de décroissance a une valeur comprise entre 0,60 et 0,95.

Le tableau 4.2.1 fournit quelques valeurs de coefficients de décroissance du bois fort de la tige pour l'épicéa et pour le hêtre, dans les conditions moyennes de la sylviculture belge, en fonction de la circonférence à 1,3 m.

Tableau 4.2.1 — Coefficients de décroissance (k) et de forme (f) du bois fort tige (bf) pour épicéa et hêtre en Ardenne [THILL et PALM, 1975b; THILL et GRAYET, 1978].

Catégories de circonférence $c_{1,3}$ (cm)	Épicéa		Hêtre	
	k_{bf}	f_{bf}	k_{bf}	f_{bf}
45	0,836	0,699	0,825	0,694
65	0,773	0,585	0,772	0,600
85	0,732	0,532	0,743	0,556
105	0,705	0,503	0,726	0,530
125	0,686	0,484	0,714	0,513
145	0,671	0,471	0,705	0,501
165	0,660	0,462	0,699	0,493
185	0,651	0,454	0,693	0,486
205	0,643	0,449	0,689	0,480

• **Défilement**

Le défilement ou la *décroissance métrique* exprime la différence, en centimètres par mètre courant, entre le diamètre ou la circonférence à hauteur d'homme et le diamètre ou la circonférence à mi-hauteur d'une tige ou d'une portion de tige, soit :

$$\boxed{k'_d = (d - d_{0,5h}) / (0,5h - 1,3)} \quad \text{ou} \quad \boxed{k'_c = (c - c_{0,5h}) / (0,5h - 1,3)}$$

Comme on peut le constater par simple examen de ces deux relations, les valeurs du défilement ne sont pas les mêmes pour le diamètre et pour la circonférence, le rapport entre elles correspondant au nombre π .

À titre indicatif, pour la circonférence, le défilement varie généralement entre 0,5 et 5 cm/m. Quantité d'équations fournissant le défilement sont basées sur la grosseur à hauteur d'homme (c , en cm) et sur la hauteur totale (h , en m) des arbres. RONDEUX et al. [1998] proposent pour l'aulne glutineux (*Alnus glutinosa*) en Belgique méridionale la relation suivante :

$$k' = \exp(-0,083499)(c^{1,210989})(h^{-1,380165})$$

• **Coefficient de forme**

Le coefficient de forme⁽⁴⁾ correspond au rapport entre le volume réel de la tige d'un arbre jusqu'à une découpe fixée en grosseur ou en longueur (§ 4.3) et le volume du cylindre ayant comme base la surface g_i de la section à une hauteur fixée i et comme longueur la hauteur de référence h_R du volume considéré :

$$f_i = v/g_i h_R$$

Lorsque le niveau i correspond à la hauteur d'homme, on définit le coefficient de forme le plus utilisé et le plus simple, c'est-à-dire le coefficient de forme à hauteur d'homme ou le *coefficient artificiel de forme*, selon les auteurs. Eu égard à cette remarque, nous porterons plutôt notre choix sur la formulation suivante du coefficient de forme :

$$\boxed{f = v/gh_R}$$

sachant que h_R est pratiquement toujours la hauteur totale, mais pourrait aussi être une hauteur bois d'œuvre ou bois fort, comme présenté dans le tableau 4.2.1.

⁽⁴⁾ *form factor*.

Ce coefficient est donc aussi un facteur de réduction d'un volume cylindrique, ce dernier résultant du produit de la surface terrière par la hauteur. En d'autres termes, sachant que pour le volume total d'une tige :

$$v = \frac{\pi d^2}{4} hf = ghf$$

on écrira :

$$f = v/gh$$

On peut également mettre en évidence des coefficients de forme basés sur un volume ne se référant pas au cylindre mais au cône, par exemple [HUSCH et al., 1982]. Le coefficient de forme à hauteur d'homme exprime cependant mal la forme d'une tige [CAILLIEZ, 1980], car des tiges ayant le même coefficient de forme n'ont pas nécessairement la même forme et, en outre, des tiges de même forme (homothétiques) n'ont pas pour autant le même coefficient de forme. On notera, au passage, que dans l'expression bien connue $v = ghf$, on isole très souvent la quantité «*hf*», appelée *hauteur réduite* ou *hauteur de forme*⁽⁵⁾ qui peut être assez facilement appréciée par le relascope ou par le télérelascope de BITTERLICH (§ 8.7.1 et 8.7.3).

Dans le cas particulier où le volume «réel» de l'arbre est assimilé à celui d'un cylindre ayant comme base la section circulaire à mi-hauteur et comme longueur la hauteur de l'arbre (cubage commercial), on peut constater que le coefficient de forme est égal au carré du coefficient de décroissance. En effet, dans ces conditions, il vient que :

$$f = \frac{\left(\frac{\pi d_{0,5h}^2}{4} \right) h}{\left(\frac{\pi d^2}{4} \right) h} = \frac{d_{0,5h}^2}{d^2} = k^2$$

On peut également utiliser la notion de coefficient de forme *naturel* λ qui tient mieux compte de la morphologie de l'ensemble de la tige. À cette fin, selon la méthode de HOHENADL [1936], le calcul s'appuie sur la division de la tige en cinq billons d'égales longueurs relatives centrés sur des points situés à 90, 70, 50, 30 et 10% de la longueur totale (Figure 4.2.1). Pour chaque billon, on calcule un rapport de diamètres, sachant que le diamètre de référence $d_{0,9}$ est mesuré au niveau correspondant à 90% de la longueur h à partir du sommet, $d_{0,7}$ à 70% de cette même longueur, etc. Le volume de la tige est fourni par la relation :

$$v = \frac{\pi}{4} d_{0,9}^2 0,2h \left(1 + \eta_{0,7}^2 + \eta_{0,5}^2 + \eta_{0,3}^2 + \eta_{0,1}^2 \right)$$

sachant que :

$$\eta_{0,9} = d_{0,9}/d_{0,9} = 1, \quad \eta_{0,7} = d_{0,7}/d_{0,9}, \quad \text{et ainsi de suite.}$$

⁽⁵⁾ *form height.*

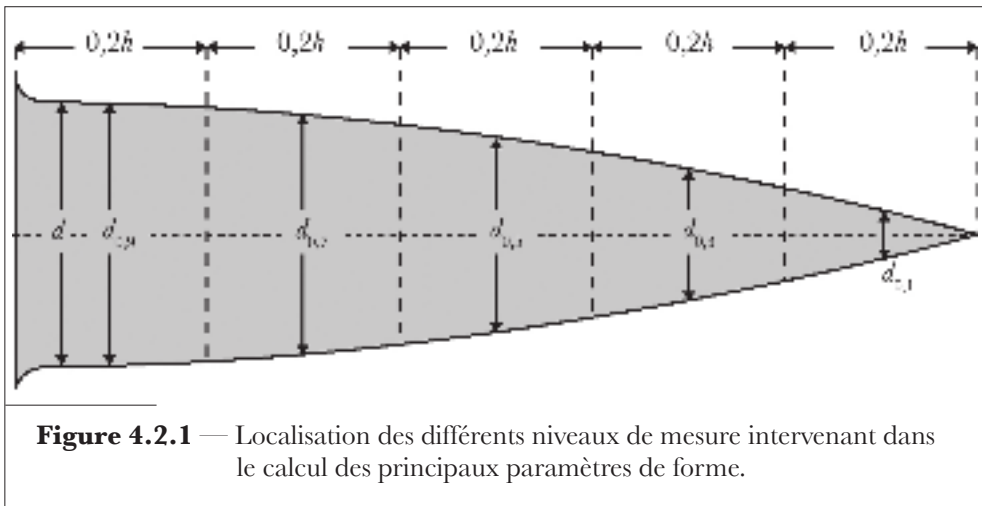
L'expression $(\pi/4) d_{0,9}^2 h$ correspond au volume du cylindre de diamètre $d_{0,9}$ et de longueur h , soit $v_{0,9}$. Dans ces conditions, on pourra aussi écrire :

$$v = v_{0,9} \lambda_{0,9}$$

et

$$\begin{aligned} \lambda_{0,9} &= v/v_{0,9} \\ &= 0,2 \left(1 + \eta_{0,7}^2 + \eta_{0,5}^2 + \eta_{0,3}^2 + \eta_{0,1}^2 \right) \end{aligned}$$

qui, par le fait des coefficients η , rend beaucoup mieux compte de la forme de la tige que le coefficient de forme f , par définition plus global.



• Quotients de forme

Dans le cas où l'on considère les rapports de diamètres mesurés à diverses hauteurs, on parle de «quotients de forme», moins souvent utilisés que la notion précédente. Parmi ceux-ci on trouve, entre autres [PRODAN, 1965], le quotient de forme de HOHENADL :

$$q_H = d/d_{0,9h}$$

et le quotient de forme de SCHIFFEL :

$$q_{0,5h} = d_{0,5h}/d$$

expression équivalente à celle définissant le coefficient de décroissance.

Exemple 4.2.1 — Calcul de diverses expressions relatives à la forme d'un arbre

Supposons un épicéa dont la circonférence à 1,5 m est de 99 cm, sa hauteur totale est de 21 m et sa circonférence à mi-hauteur est de 64 cm. Le volume «réel» v_r de cet arbre, calculé à partir de la somme des cubes de billons successifs, supposés cylindriques (§ 4.4), est de 0,740 m³.

Le coefficient de décroissance est égal à :

$$k = \frac{64}{99} = 0,65$$

et on peut donc aussi en déduire que cet arbre a une décroissance de 35%.

Le défilement, qui correspond à la diminution de grosseur en cm/m entre 1,5 m et la mi-hauteur de l'arbre, est égal à :

$$k' = (99 - 64) / [(0,5)(21) - 1,5] = 3,9 \text{ cm/m}$$

Compte tenu de la valeur du volume du cylindre ayant pour base la section de l'arbre à 1,5 m du sol et comme longueur sa hauteur totale, soit :

$$v = gh = \left(\frac{0,99^2}{4\pi} \right) 21 = 1,638 \text{ m}^3$$

et du volume v_r calculé ci-avant, le coefficient de forme est égal à :

$$f = \frac{0,740}{1,638} = 0,452$$

4.2.3. Fonctions de défilement

Si l'on met en relation les grosseurs (diamètres) mesurées le long d'une tige avec les niveaux de hauteur correspondants, on peut établir des fonctions ou des équations de défilement, ou encore des «courbes de profil». Celles-ci permettent d'estimer la grosseur atteinte par un arbre à divers niveaux de hauteur. De ce fait, elles présentent un intérêt évident pour matérialiser de manière indirecte la forme d'un arbre et, par extension, pour déterminer des volumes jusqu'à des découpes en grosseur très variées (§ 4.5.3).

Pour fixer les idées, nous envisagerons brièvement quelques fonctions de défilement souvent citées dans la littérature et ayant été effectivement appliquées à des cas concrets.

L'une des premières équations mises en œuvre fut celle de BEHRE [1927], à savoir la relation hyperbolique ci-après, destinée à modéliser le profil de la tige au-dessus de 1,3 m :

$$y = x / (a_0 + a_1 x)$$

où $y = d_x / d$

d_x représentant le diamètre à une hauteur relative x , exprimée en pourcentage de la hauteur considérée au-dessus du niveau hauteur d'homme.

KOZAK et SMITH [1966] et KOZAK et al. [1969] considèrent que des fonctions de défilement relativement simples fournissent déjà des résultats satisfaisants. Ils proposent la relation parabolique suivante :

$$d_s = d \sqrt{a_0 + a_1 \frac{H}{h} + a_2 \frac{H^2}{h^2}}$$

dans laquelle :

d_s = diamètre sous écorce à une hauteur H fixée,
 d = diamètre sur écorce à hauteur d'homme (1,3 m),
 h = hauteur totale.

Afin de déterminer des classes d'assortiment pour l'épicéa en Allemagne, HRADETZKY [1972] utilise un polynôme du sixième degré :

$$y = a_1 x + a_2 x^2 + a_3 x^3 + a_4 x^4 + a_5 x^5 + a_6 x^6$$

où $y = D/d$ et $x = L/h$, sachant que :

D = diamètre à tout niveau donné L ,
 L = distance mesurée à partir du sommet,
 d = diamètre à hauteur d'homme (1,3 m),
 h = hauteur totale.

PALM [1981] envisage une autre démarche. Il n'utilise pas de relations mathématiques directes continues exprimant l'évolution de la grosseur depuis la base jusqu'au sommet de l'arbre. Il préconise plutôt de reconstituer le profil entier de l'arbre par interpolation entre grosseurs (circonférences) successives en faisant l'hypothèse que la forme d'un arbre est suffisamment bien maîtrisée par l'intermédiaire d'une suite de billons tronconiques. Le principe est de calculer un ensemble de relations permettant d'estimer une série de points de chaque profil. À cet effet, on transforme, afin de les rendre comparables, les profils réels en profils relatifs. Les circonférences relatives y_i définies par le rapport entre une circonférence à une hauteur relative donnée (niveau) et la circonférence à $0,10 h$ (référence) ont été mises en relation avec la circonférence à 1,3 m, la hauteur totale et la circonférence de référence, estimée à partir de la circonférence à 1,3 m et de la hauteur totale. Les équations qui ont été retenues pour chaque niveau i sont de la forme :

$$y_i = c_i / c_{0,10h} = a_{0,i} + a_{1,i} / c_{0,10h} + a_{2,i} / c_{0,10h}^2$$

Quant à la circonférence $c_{0,10h}$, elle peut être estimée de manière satisfaisante par une relation du type :

$$c_{0,10h} = f(c, c^2, c^3, h, c^2 h)$$

Grâce à ces relations, pour un arbre caractérisé par sa circonférence à 1,3 m et sa hauteur totale, on peut calculer une série de points du profil relatif et estimer n'importe quel volume en considérant que le profil est constitué d'une succession de segments de droite se joignant bout à bout pour définir autant d'éléments tronconiques.

De nombreux autres modèles, des plus simples aux plus sophistiqués, peuvent être trouvés dans BI [2000] ; BI et al. [2001] ; VAN LAAR et AKCA [2007].

4.3. Quelques volumes de référence

Il est fondamental de définir exactement la nature des volumes considérés, essentiellement à l'occasion de cubages, d'inventaires et d'études d'accroissement.

Dans la plupart des cas, seul le volume au-dessus du sol, soit celui correspondant à la partie aérienne de l'arbre, est considéré. Il est généralement mesuré à partir du niveau d'abattage qui atteint le plus souvent 10 à 30 cm, tout au moins en Europe, et dépend, entre autres, de l'âge ou de la grosseur de l'arbre, voire de la technique de bûcheronnage et de sa qualité.

De façon plus générale, pour un arbre donné, on peut identifier plusieurs types de volumes :

- le volume de la partie souterraine (racines, souche) ;
- le volume de la tige relatif au bois d'œuvre, en principe défini par la quantité de bois comprise entre, d'une part, le niveau d'abattage et, d'autre part, un diamètre ou un niveau supérieur fixé ;
- le volume des branches relatif au bois d'œuvre, concernant l'ensemble des branches jusqu'à un diamètre limite déterminé ;
- les volumes comportant tout le bois (tige + branches) situé au-delà d'un diamètre limite déterminé et le plus souvent abandonné sur le parterre des coupes.

En matière de recherche, la limite diamétrale prise en considération est de 7 cm, ce qui correspond au volume appelé *bois fort* soit total (tiges + branches), soit de la tige ou des branches considérées individuellement. Cette notion pourrait, selon nous, servir de référence à la commercialisation qui tiendrait plutôt compte du volume de bois «le plus total possible» et éviterait ainsi toute ambiguïté d'interprétation, voire contestations.

D'autres conventions méritent également d'être fixées en ce qui concerne le vocabulaire utilisé. C'est ainsi que nous appellerons volume de tige, le volume de la partie aérienne d'un arbre à l'exclusion des branches⁽⁶⁾. Le houp-pier est non seulement constitué des branches, mais aussi de la partie de la

⁽⁶⁾ Dans la suite du texte, lorsque nous envisagerons la détermination du volume d'un arbre, il s'agira du volume soit bois fort, soit total de la tige.

tige située au-dessus d'une certaine découpe (§ 3.4). Quant à la grume, nous l'assimilerons à la portion de tige comprise entre la souche et une découpe en principe plus importante que celle du bois fort.

En ce qui concerne le bois d'œuvre, il est plutôt conseillé de considérer des volumes correspondant à des découpes fixées en grosseurs absolues (60 à 90 cm de circonférence, par exemple) ou relatives (50 % de la circonférence à 1,3 m, par exemple) ou en longueur de tige (4 ou 8 m, par exemple) [DAGNELIE et al., 2013].

On est souvent aussi amené à considérer le volume de bois de feu ou de bois destiné à la carbonisation. Le bois de feu concerne globalement les portions de tige et de branches non propres à l'œuvre et qui peuvent entrer en concurrence avec le bois de trituration (généralement limité à une découpe inférieure de 6 cm et supérieure de 50 cm). Le bois utilisé pour la carbonisation, plus particulièrement en pays tropicaux, est habituellement compris entre des diamètres de 3 et de 15 cm.

Le volume peut enfin être considéré sur ou sous écorce. En l'absence de précision à cet égard, par convention, nous considérerons qu'il s'agit du volume sur écorce.

4.4. Détermination du volume des arbres abattus

Les diverses méthodes de cubage envisagées ci-après concernent uniquement l'arbre en tant que tige ou grume; nous ferons abstraction des différents types de volumes susceptibles d'être calculés, tels que le volume du bois d'œuvre, le volume du bois fort, etc. Il faut toutefois noter que plusieurs méthodes proposées peuvent également être utilisées en vue du cubage des branches (§ 4.6.1).

4.4.1. Modèles théoriques

Compte tenu de la forme générale d'un arbre, le volume de celui-ci se rapproche de différents types dendrométriques ou de solides de révolution tronqués, mais le recours à des formes géométriques pures n'est évidemment pas le reflet de la réalité.

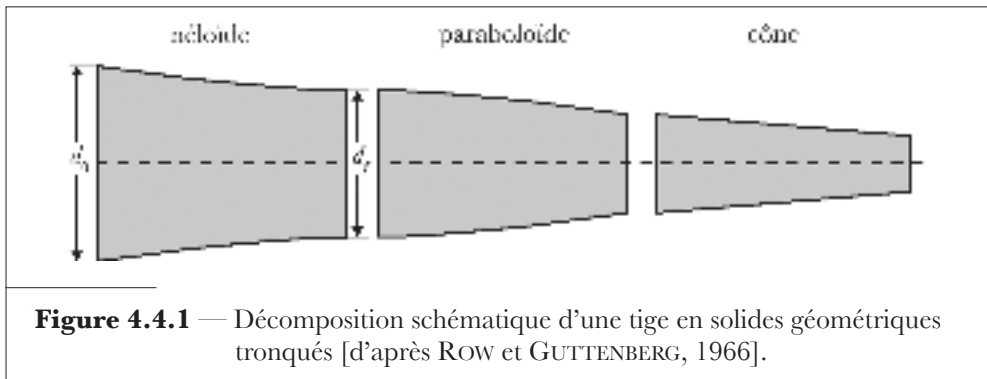
À des fins de simplification, nous considérerons que la tige d'un arbre peut se décomposer selon les diverses formes géométriques suivantes [ALEMDAG, 1978a] :

– le cylindre
$$v = \frac{\pi d_0^2 h}{4}$$

- le tronc de paraboloïde $v = \frac{\pi h}{8} (d_0^2 + d_f^2)$
- le tronc de cône $v = \frac{\pi h}{12} (d_0^2 + d_f^2 + d_0 d_f)$
- le tronc de néloïde $v = \frac{\pi h}{16} (d_0^2 + d_0^{4/3} d_f^{2/3} + d_0^{2/3} d_f^{4/3} + d_f^2)$

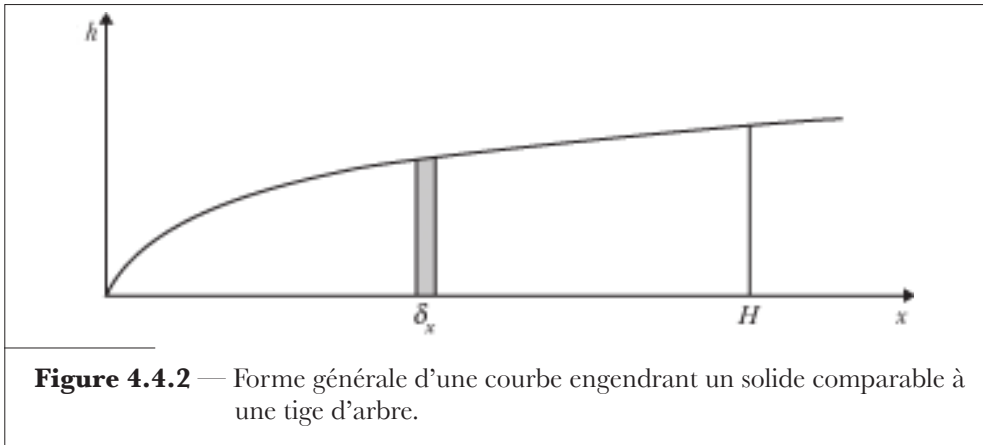
où, pour le solide géométrique envisagé, h , d_0 et d_f représentent respectivement la longueur ou la hauteur, le diamètre à la section de base (pied de l'arbre) et le diamètre à la section terminale (sommet de l'arbre).

Ces solides peuvent être associés de diverses manières selon la forme de l'arbre et le nombre de sections ou de billons qui sont pris en considération. ROW et GUTTENBERG [1966], par exemple, considèrent qu'une tige peut se décomposer en trois parties distinctes assimilables, en progressant de la base vers le sommet, à un tronc de néloïde, un tronc de paraboloïde et un tronc de cône (Figure 4.4.1). Dans le cas d'une distinction en de nombreux éléments, l'hypothèse d'une suite de troncs de cônes nous paraît la plus satisfaisante [PALM, 1981 ; 1982].



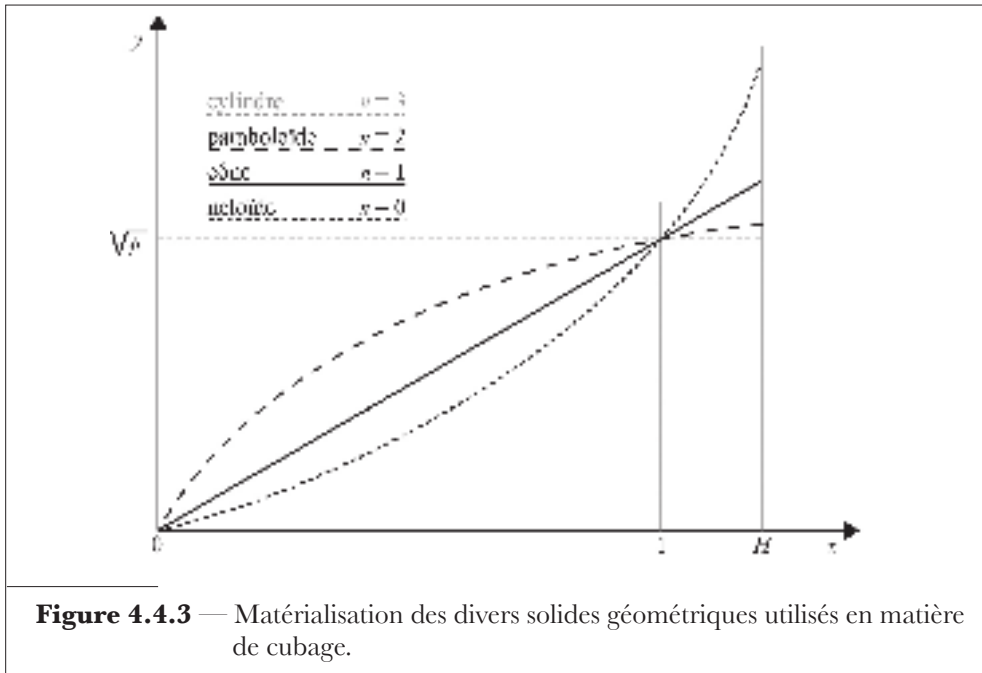
Les solides géométriques évoqués sont engendrés par la rotation de courbes planes à équation générale $y = \sqrt{px^n}$ rapportées à un axe x situé dans leur plan et à une perpendiculaire y passant par leur sommet (Figure 4.4.2). Les composantes de cette équation se définissent respectivement comme suit :

- y = rayon,
- p = facteur de proportionnalité,
- x = distance du sommet à la base,
- n = paramètre de forme, encore appelé « exposant de forme ».



Selon les valeurs attribuées au paramètre de forme, on peut définir les solides suivants (Figure 4.4.3) :

- $n = 0$: cylindre,
- $n = 1$: parabolôïde,
- $n = 2$: cône,
- $n = 3$: néloïde.



Quant au volume de ces solides caractérisés par une section à la base S_0 et une hauteur H , on le détermine par intégration de la formule générale, ce qui donne lieu à :

$$v = \int_0^H \pi y^2 \delta x$$

et comme

$$y^2 = px^n$$

il vient que :

$$v = \pi \int_0^H px^n \delta x$$

soit aussi :

$$v = \pi p \left[\frac{x^{n+1}}{n+1} \right]_0^H = \pi p \left(\frac{H^{n+1}}{n+1} \right)$$

ou encore, sachant que : $\pi y^2 = \pi px^n$

si S_0 et d_0 représentent la surface (section circulaire) et le diamètre à la hauteur H (Figure 4.4.3), il vient alors aussi que :

$$S_0 = \pi p H^n$$

et

$$v = \frac{S_0 H}{n+1} = \frac{\pi d_0^2 H}{4} \left(\frac{1}{n+1} \right)$$

De ces relations, on déduit facilement la valeur du facteur de proportionnalité, à savoir :

$$p = d_0^2 / 4H^n$$

Compte tenu des valeurs de n relatives aux différents solides non tronqués, on retrouve bien les équations relatives à leur volume :

$$v = \frac{\pi}{4} d_0^2 H \quad \text{pour un cylindre,}$$

$$v = \frac{1}{2} \left(\frac{\pi}{4} d_0^2 H \right) \quad \text{pour un paraboloïde,}$$

$$v = \frac{1}{3} \left(\frac{\pi}{4} d_0^2 H \right) \quad \text{pour un cône,}$$

$$v = \frac{1}{4} \left(\frac{\pi}{4} d_0^2 H \right) \quad \text{pour un néloïde.}$$

La quantité $[1/n+1]$ de l'équation générale est appelée «facteur de forme cylindrique». Elle correspond au rapport qui existe entre le volume du solide de révolution analysé et le volume du cylindre de même hauteur et de même diamètre à la base.

Ces divers types dendrométriques peuvent aussi être sommairement identifiés par référence au rapport existant entre le diamètre à mi-hauteur de l'arbre et son diamètre à la base [PARDE, 1961a].

Enfin, pour une tige appartenant à l'une ou à l'autre de ces formes théoriques, mais cubée jusqu'à un point distant d'une longueur A du sommet de la tige, le volume géométrique, sachant que $(H-A)$ représente ici la hauteur h du solide tronqué, s'écrira :

$$v = \frac{\pi p}{n+1} \left(H^{n+1} - A^{n+1} \right)$$

4.4.2. Cubage global

Nous envisagerons la détermination du volume de la tige considéré comme un tout, au moyen de formules basées sur :

- une mesure de diamètre : formule de HUBER ;
- deux mesures de diamètre : formules de SMALIAN et du tronc de cône ;
- trois mesures de diamètre : formule de NEWTON.

• *Cubage par la formule de HUBER*

L'utilisation de cette formule empirique se base sur l'hypothèse que la tige ou le tronc d'un arbre est assimilé à un cylindre dont la base et la hauteur correspondent respectivement à la section médiane et à la longueur de ce tronc.

Le volume est exprimé de la manière suivante :

$$\boxed{v = \left(\pi/4\right) d_m^2 h} \quad \text{ou} \quad \boxed{v = \left(c_m^2/4\pi\right) h}$$

ou encore : $v \cong 0,7854 d_m^2 h \cong 0,0796 c_m^2 h$

où d_m = diamètre à mi-longueur h ,
 c_m = circonférence à mi-longueur h .

La formule de HUBER est exacte dans le cas d'un cylindre et d'un tronc de parabolôïde, elle sous-estime le volume réel dans le cas d'un tronc de cône et d'un tronc de néloïde. Pour le tronc de cône, la sous-estimation est égale à :

$$\frac{\pi h}{48} \left(d_0 - d_f \right)^2$$

tandis que pour le tronc de néloïde la quantité sous-estimée est :

$$\frac{\pi h}{32} \left(d_0^2 + d_f^2 - d_0^{4/3} d_f^{2/3} - d_0^{2/3} d_f^{4/3} \right)$$

si d_0 et d_f désignent respectivement le diamètre à la base et le diamètre au sommet.

Nous référant au paragraphe 4.4.1 traitant des volumes géométriques, on peut aussi confirmer ces observations; le volume commercial ou de HUBER, soit v_{HU} , s'écrit sous la forme suivante :

$$v_{HU} = S_m h = S_0 h \left(\frac{1}{2} \right)^n$$

sachant que la section médiane S_m est égale à :

$$S_m = \pi p \left(\frac{h}{2} \right)^n = S_0 \left(\frac{1}{2} \right)^n$$

Comme le volume théorique général relatif à tous les solides géométriques s'écrit :

$$v = S_0 h / (n+1)$$

on en déduit que le rapport v_{HU}/v est égal à la quantité $(n+1)/2^n$ et que les deux volumes en cause sont identiques lorsque $n=0$ (cylindre) et $n=1$ (paraboloïde). Le volume commercial est toujours plus petit que les volumes correspondant au cône et au néloïde, il vaut les trois quarts du volume du cône et la moitié du volume du néloïde.

• *Cubage par la formule de SMALIAN*

La formule de SMALIAN part de l'hypothèse que l'arbre à cuber s'assimile à un tronc de paraboloïde. Il en résulte que :

$$\boxed{v = \frac{\pi h}{8} \left(d_0^2 + d_f^2 \right)} \quad \text{ou} \quad \boxed{v = \frac{h}{8\pi} \left(c_0^2 + c_f^2 \right)}$$

où d_0 et c_0 = diamètre et circonférence de la section à la base,
 d_f et c_f = diamètre et circonférence de la section au sommet,
 h = longueur (hauteur) de l'arbre.

Basée sur deux mesures, une autre formule [ALEMDAG, 1978a] considère la moyenne des diamètres à la base et au sommet (*average of end-diameters formula*) et s'écrit :

$$v = \frac{\pi h}{4} \left(\frac{d_0 + d_f}{2} \right)^2$$

La formule de SMALIAN permet de mesurer le volume du cylindre et du tronc de paraboloïde de manière exacte, mais elle surestime le volume du tronc de cône et celui du tronc de néloïde de quantités respectivement égales à :

$$\frac{\pi h}{24} (d_0 - d_f)^2 \text{ pour le tronc de cône,}$$

et
$$\frac{\pi h}{16} (d_0^2 + d_f^2 - d_0^{4/3} d_f^{2/3} - d_0^{2/3} d_f^{4/3}) \text{ pour le néloïde.}$$

• **Cubage par la formule du tronc de cône**

À partir des diamètres ou des circonférences à la base et au sommet, soit d_0 et d_f ou c_0 et c_f , on peut aussi utiliser la formule d'un tronc de cône⁽⁷⁾ :

$$v = \frac{\pi h}{12} (d_0^2 + d_f^2 + d_0 d_f) \quad \text{ou} \quad v = \frac{h}{12\pi} (c_0^2 + c_f^2 + c_0 c_f)$$

Cette formule est exacte dans le cas d'un cylindre et d'un tronc de cône. Dans le cas d'un tronc de paraboloïde, le volume réel est sous-estimé de :

$$\frac{\pi h}{24} (d_0 - d_f)^2$$

Elle surestime le volume réel, dans le cas d'un tronc de néloïde, d'une valeur égale à :

$$\frac{\pi h}{48} (d_0^2 + d_f^2 + 4d_0 d_f - 3d_0^{4/3} d_f^{2/3} - 3d_0^{2/3} d_f^{4/3})$$

• **Cubage par la formule de NEWTON**

Cette formule est valable pour tous les corps de révolution dont la surface S de la section est une fonction de la distance L à une section origine de la forme [PARDE, 1961a] :

$$S = a_0 + a_1 L + a_2 L^2 + a_3 L^3$$

Le volume, basé sur la prise en considération de trois mesures, découle de la relation suivante :

$$v = \frac{h}{6} (S_0 + S_f + 4S_m)$$

ou aussi :

$$v = \frac{\pi h}{24} (d_0^2 + d_f^2 + 4d_m^2) \quad \text{ou} \quad v = \frac{h}{24\pi} (c_0^2 + c_f^2 + 4c_m^2)$$

⁽⁷⁾ *frustum of a cone.*

sachant que, par analogie avec les symboles déjà définis antérieurement, S_m , d_m et c_m représentent respectivement la surface, le diamètre et la circonférence de la section au milieu de la tige.

Dans l'hypothèse d'arbres dont la forme correspondrait à l'un des quatre solides géométriques déjà cités, l'utilisation de la formule de NEWTON ne donne lieu à aucun biais. En conclusion, pour les quatre formes géométriques envisagées, le tableau 4.4.1 donne des indications sur la qualité des estimations fournies par les formules de cubage.

Tableau 4.4.1 — Valeurs des estimations fournies par les différentes formules de cubage pour diverses formes géométriques.

Formules	HUBER	SMALIAN	Tronc de cône	NEWTON
Nombre de mesures	1	2	2	3
Variables	d_m	d_0, d_f	d_0, d_f	d_0, d_m, d_f
Cylindre	exacte	exacte	exacte	exacte
Tronc de paraboloïde	exacte	exacte	sous-estimée	exacte
Tronc de cône	sous-estimée	surestimée	exacte	exacte
Tronc de néloïde	sous-estimée	surestimée	surestimée	exacte

4.4.3. Cubage par billons successifs

Compte tenu des variations de forme affectant une tige d'arbre, le volume de celle-ci peut être calculé de manière plus rigoureuse que par la méthode globale, en s'appuyant sur un nombre plus élevé de mesures.

• *Approche théorique*

Si nous décomposons la tige à cuber de longueur h en billons ou tronçons fictifs de longueurs infiniment petites δx et si nous considérons que le rayon y ou le diamètre z de la section de cette tige est une fonction continue de la distance x la séparant de la base, le volume résulte de l'expression ci-après :

$$v = \pi \int_{x=0}^h y^2 \delta x = (\pi/4) \int_{x=0}^h z^2 \delta x$$

• *Utilisation des formules de cubage*

Le principe de cubage par billons successifs peut évidemment être envisagé de manière plus conventionnelle par utilisation de l'une ou l'autre des formules de cubage qui viennent d'être analysées. Soit un arbre de longueur h décomposé en n billons de même longueur L , de diamètre médian d_i , de surface médiane S_i et de volume v_i . Si l'on applique la formule de HUBER à

chacun de ces billons, le volume total correspond à :

$$v = \frac{\pi L}{4} (d_1^2 + d_2^2 + \dots + d_n^2) = \frac{\pi L}{4} \sum_{i=1}^n d_i^2$$

ou :

$$v = L (S_1 + S_2 + \dots + S_n) = L \sum_{i=1}^n S_i$$

ou encore :

$$v = (v_1 + v_2 + \dots + v_n) = \sum_{i=1}^n v_i$$

Cette formule est mal adaptée à la détermination des volumes limités à des découpes définies en termes de hauteur ou de grosseur de tige. Elle suppose que les mesures soient réalisées exactement à mi-longueur des billons, ce qui s'avère peu pratique sur le terrain. On peut évidemment adopter le même principe de calcul en ce qui concerne l'utilisation des formules de SMALIAN et du tronc de cône, appliquées aux n billons de longueur L composant la tige.

Si l'on applique la formule de cubage de NEWTON à ces mêmes billons, on obtient la formule plus précise de SIMPSON, soit :

$$v = \frac{L}{6} \left[S_1 + 4(S_2 + S_4 + \dots + S_{2n}) + 2(S_3 + S_5 + \dots + S_{2n-1}) + S_{2n+1} \right]$$

dans laquelle les sections S_1 et S_{2n+1} correspondent respectivement aux sections S_0 et S_f et les sections d'ordre S_{2n} aux sections médianes S_m des différents billons. Lorsque les billons ne sont pas de longueur identique, cette formule doit évidemment être modifiée en conséquence.

• *Influence de la formule de cubage et de la longueur des billons*

Dans le cubage par billons successifs, toutes les formules déjà analysées peuvent être utilisées et il est, à ce titre, très important de pouvoir mesurer leur influence ainsi que celle de la longueur des billons sur les volumes obtenus. PALM [1981 ; 1982] s'est penché sur ce problème en interprétant les résultats du cubage de 150 frênes (*Fraxinus excelsior*) pour lesquels les circonférences ont été mesurées tous les 50 cm jusqu'à 10 m de hauteur et de mètre en mètre au-delà. Sur la base de ces données, plusieurs méthodes de cubage ont été envisagées (§ 4.4.2). Elles s'appuyaient principalement sur :

- la formule du cylindre (HUBER);
- la formule du tronc de parabolioïde (SMALIAN);
- la formule du tronc de cône.

Lorsque toutes les données récoltées sont prises en considération dans les calculs, les écarts les plus importants concernent le premier mètre de fût. Le volume de cette portion de tige est sous-estimé d'environ 6 % par la formule de HUBER et surestimé d'environ 4 % par la formule de SMALIAN. Par contre, la formule du tronc de cône donne des résultats très voisins de ceux obtenus par la formule du tronc de néloïde, cette forme s'apparentant d'ailleurs très bien à celle du billon de base [HUSCH et al., 1982 ; PRODAN, 1965].

Pour la portion de tige comprise entre 2 et 7 m, les trois formules de cubage donnent des résultats pratiquement identiques. Au-delà de 7 m, la tige étant moins régulière, on observe des écarts plus sensibles. La formule de HUBER, en particulier, conduit à des résultats un peu inférieurs aux deux autres méthodes envisagées.

L'influence de la longueur des billons a été étudiée par PALM [1982] en simulant quatre modalités de récolte des données, c'est-à-dire en considérant : l'ensemble des mesures, une mesure sur deux, deux mesures sur trois et trois mesures sur quatre. La mesure à 50 cm du pied de l'arbre a cependant été chaque fois prise en compte pour mieux maîtriser l'influence de l'empattement du tronc dans le calcul du volume.

Si l'on considère un nombre plus réduit de billons, la formule de HUBER tend à surestimer la partie supérieure de l'arbre et à sous-estimer la partie inférieure. En ce qui concerne la formule de SMALIAN et celle du tronc de cône, la diminution du nombre de mesures donne lieu à des valeurs plus élevées à la base et au sommet. Ces erreurs augmentent avec la longueur des billons mais sont, dans l'ensemble, moins grandes dans l'hypothèse de billons tronconiques.

En conclusion, PALM fait observer que l'assimilation de la forme des billons à des troncs de cône est la plus raisonnable, elle est la moins tributaire de la longueur des billons et paraît beaucoup mieux s'adapter à la forme générale d'un arbre qui s'apparente davantage à une succession de troncs de cône. Il recommande la réalisation de mesures de 50 cm en 50 cm sur les deux premiers mètres, pour mieux maîtriser la base, source d'erreurs systématiques non négligeables, puis de mètre en mètre jusqu'à 10 m et de deux en deux mètres au-delà. On peut évidemment penser que ce protocole est aussi applicable au cubage d'autres essences feuillues que le frêne.

Par contre, dans la perspective du cubage de résineux, dont la forme est plus régulière, on peut raisonnablement proposer d'espacer les mesures de 2 en 2 m dès 5 m de hauteur et d'augmenter l'intervalle entre mesures successives au-delà de 20 m.

Dans le même contexte, il convient aussi de citer l'étude d'ALTHERR [1960] axée sur le mode de récolte des données. Les calculs portent sur environ 15.000 tiges de sapins (*Abies alba*) mesurées de deux en deux mètres. Les tests portent sur l'exactitude des résultats fournis par le cubage de billons supposés cylindriques de longueurs absolues ou relatives différentes. Toutes les méthodes basées sur un nombre moins élevé de mesures donnent des valeurs de volume systématiquement plus faibles. L'utilisation de billons de 2 m, par exemple, engendre une erreur systématique double de celle observée pour des billons de 1 m. De manière générale, il s'avère très utile, sur le plan d'un compromis entre la rapidité des mesures et l'exactitude des résultats, d'augmenter le nombre de mesures sur le premier cinquième de la hauteur de l'arbre.

Exemple 4.4.1 — Détermination du volume d'un arbre par différentes méthodes de cubage

Afin d'illustrer les diverses méthodes de cubage proposées, nous avons appliqué au cubage d'un douglas abattu, les formules de HUBER, de SMALIAN, du tronc de cône et de NEWTON. Cet arbre, caractérisé par une circonférence à 1,5 m de 99 cm et par une longueur totale de 20,60 m, a fait l'objet de mesures en circonférence à divers niveaux de hauteur espacés de mètre en mètre jusqu'à 11 m et de 1,5 m en 1,5 m au-delà. La base de l'arbre a également été mesurée en circonférence ainsi que les niveaux situés à 0,5 m et à la moitié de la longueur limitée au bois fort (découpe de 22 cm de circonférence). Toutes les mesures effectuées aux niveaux précités ont été exploitées en vue de calculer le volume du bois fort de la tige. Pour déterminer le volume du dernier billon de 0,9 m, via les formules de HUBER et de NEWTON, nous avons estimé sa circonférence au milieu, par interpolation linéaire (valeurs entre crochets dans le tableau 4.4.2).

Le tableau 4.4.2 fournit les éléments nécessaires au cubage global ou par billons ainsi que les résultats obtenus, soit les volumes partiels et les volumes du bois fort ou du bois total de la tige calculés par chacune des méthodes envisagées. Le volume du bois total de tige s'obtient en ajoutant au volume du bois fort de la tige, le volume de la flèche assimilé à celui d'un cône.

À titre d'exemple, pour le billon de pied d'une longueur L de 1 m, les chiffres obtenus résultent des calculs ci-après :

– formule de HUBER :

$$v = \frac{L}{4\pi} (c_{0,5L}^2) = \frac{1}{12,5664} (1,09)^2 = 0,095 \text{ m}^3$$

– formule de SMALIAN :

$$v = \frac{L}{4\pi} \left(\frac{c_0^2 + c_f^2}{2} \right) = \frac{1}{12,5664} \left(\frac{1,29^2 + 1,05^2}{2} \right) = 0,110 \text{ m}^3$$

– formule du tronc de cône :

$$v = \frac{L}{12\pi} (c_0^2 + c_f^2 + c_0 c_f)$$

$$v = \frac{1}{37,6992} [1,29^2 + 1,05^2 + (1,29)(1,05)] = 0,109 \text{ m}^3$$

– formule de NEWTON :

$$v = \frac{L}{24\pi} (c_0^2 + c_f^2 + 4c_m^2)$$

$$v = \frac{1}{75,3984} [1,29^2 + 1,05^2 + 4(1,09)^2] = 0,100 \text{ m}^3$$

Le volume du bois fort de la tige a également été déterminé sur la base de la tige entière (considérée comme un seul billon), de billons de 3 m et de billons de 6 m après estimation par interpolation des circonférences (valeurs décalées

et en italiques dans le tableau 4.4.2) nécessaires à l'application des formules de HUBER et de NEWTON. Pour ne pas alourdir le tableau, les circonférences correspondant aux niveaux de 14,95 m et de 16,45 m (à prendre en compte pour le dernier billon de longueur inférieure à 3 ou à 6 m) ont été assimilées à celles relatives aux niveaux de 15 m et de 16,5 m.

Par rapport au volume de référence, soit celui obtenu par la formule de NEWTON-SIMPSON appliquée aux billons tels que définis (longueurs) dans la dernière colonne du tableau 4.4.2, les différentes méthodes se classent comme suit d'après l'importance des écarts obtenus, allant des moins élevés aux plus élevés :

- tous billons : HUBER, tronc de cône, SMALIAN ;
- billons 3 m : HUBER, tronc de cône, SMALIAN ;
- billons 6 m : HUBER, tronc de cône, SMALIAN ;
- tige entière : tronc de cône, HUBER, SMALIAN.

Tableau 4.4.2 — Détermination du volume d'un arbre abattu par différentes formules.

Niveaux de mesure (m)	Circonférences (cm)	Longueurs des billons (m)	Volumes (m ³)			
			Formule de HUBER	Formule de SMALIAN	Formule du tronc de cône	Formule de NEWTON
0	129					
0,5	109	1	0,095	0,110	0,109	0,100
1	105					
1,5	99					
2	95	2	0,144	0,151	0,150	0,146
3	89					
4	86	2	0,118	0,118	0,118	0,118
4,5	85					
5	83					
6	79	2	0,099	0,098	0,098	0,099
7	74					
7,5	73					
8	71	2	0,080	0,079	0,079	0,080
8,95	67					
9	67					
10	63	2	0,063	0,065	0,065	0,064
10,5	62					
11	61					
12	56					
12,5	53	3	0,067	0,069	0,068	0,068
13,5	48					
14	45					
15	43					
15,5	42	3	0,042	0,036	0,035	0,040
16,5	35					
17	31					
[17,45]	[27]	0,9	0,005	0,005	0,005	0,005
17,90	22					
		2,7	0,004	0,004	0,004	0,004
20,60	0					
Volume bois fort tige (billons de référence)			0,713	0,731	0,727	0,720
Volume bois fort tige (billons de 3 m)			0,709	0,768	0,759	0,730
Volume bois fort tige (billons de 6 m)			0,680	0,856	0,823	0,738
Volume bois fort tige (tige entière)			0,640	1,220	0,948	0,833
Volume total de la tige (billons de référence)			0,717	0,735	0,731	0,724

4.5. Détermination du volume des arbres sur pied

Le cubage des arbres sur pied est beaucoup plus délicat à réaliser que celui des arbres abattus, car il suppose la connaissance préalable ou l'estimation de certaines caractéristiques dendrométriques.

4.5.1. Détermination rapide du volume par estimation oculaire

L'estimation «à l'œil» du volume d'un arbre est évidemment une question d'habitude et n'est envisagée que si la précision n'est pas un facteur essentiel. Un forestier expérimenté peut estimer le volume d'un arbre avec une erreur ne dépassant pas 10 à 20%. Une formule approximative très simple permet cependant «d'étalonner» les estimations oculaires [DENZIN, 1929] :

$$v = d^2/1.000$$

où v = volume du bois fort de la tige (en m³),
 d = diamètre à 1,3 m (en cm).

Si l'on admet par ailleurs que le volume d'un arbre est égal à celui d'un cylindre corrigé par un facteur de réduction f , exprimant la forme de cet arbre (§ 4.2.2), on écrira :

$$v = ghf$$

ce qui postule que la formule approchée est uniquement valable pour une hauteur «réduite» hf égale à 12,73.

En effet, en respectant les unités considérées, il vient que :

$$hf = \frac{v}{g} = \frac{d^2/1.000}{\pi d^2/4(100)^2} = \frac{40}{\pi} = 12,73$$

Cette formule peut également être modifiée pour donner des résultats plus précis tenant compte de la hauteur «réduite» des essences envisagées [PRODAN, 1965].

Il existe d'autres manières de calculer rapidement le volume d'un arbre à partir de données simples. PARDE et BOUCHON [1988] citent quelques méthodes qui peuvent s'avérer très utiles en matière de cubage d'arbres appartenant à la réserve de taillis sous futaie, de feuillus de futaie pleine et de résineux ou de feuillus à houppiers peu développés.

Dans le cas de réserves de taillis sous futaie, pour des longueurs commerciales de grumes comprises entre 4 et 12 mètres, on peut recourir à la formule d'ALGAN-MONNIN :

$$v = 0,5 d^2 (h + 2)$$

où v = volume jusqu'à la découpe fixée (en m³),
 d = diamètre à 1,3 m (en m),
 h = hauteur à la découpe (en m).

Et pour des grumes de plus de 10 m de hauteur, on préconisera la formule d'ALGAN :

$$v = 0,4 d^2 (h + 5)$$

Dans le cas de feuillus de futaie pleine, cette dernière formule peut aussi être utilisée, de même que celle d'AUVERGNE, soit :

$$v = 0,55 d^2 h$$

En ce qui concerne le cubage des sapins (*Abies* sp.) et des épicéas (*Picea* sp.), toujours selon PARDE et BOUCHON [1988], deux formules proposées par ALGAN :

$$v = 0,42 d^2 h_i \quad (h_i = \text{hauteur à la découpe } i)$$

et $v = 0,33 d^2 h \quad (h = \text{hauteur totale de l'arbre})$

fournissent le même volume de bois d'œuvre (limité à la découpe de 15 cm de diamètre). Ces formules partent de l'hypothèse que les coefficients de forme sont constants.

4.5.2. Détermination du volume par les caractéristiques de forme

• *Par le coefficient de décroissance ou par le défilement*

Si l'on arrive à estimer la décroissance ou le défilement de l'arbre à cuber avec suffisamment de précision (cas d'opérateurs expérimentés), on en déduit la grosseur à mi-hauteur et il suffit alors d'appliquer la formule de HUBER (§ 4.4.2). Une procédure directe et plus rigoureuse consiste à estimer cette même grosseur à l'aide d'appareils de mesure appropriés (§ 1.2.2).

Exemple 4.5.1 — Calculs du volume d'un arbre par l'intermédiaire du coefficient de décroissance et du défilement

Soit un arbre de 28 m de hauteur totale et de 1,50 m de circonférence à 1,5 m du sol. Son coefficient de décroissance est estimé à 85 % et son défilement à 2 cm/m. Le volume calculé par l'intermédiaire du coefficient de décroissance découle de la relation ci-après :

$$\frac{(1,28)^2}{4\pi} (28) = 3,651 \text{ m}^3$$

la circonférence à mi-hauteur étant en effet égale à $(1,50)(0,85) = 1,28$ m.

L'utilisation du défilement donne comme estimation de la circonférence au milieu :

$$1,50 - [(28/2) - 1,50](0,02) = 1,25 \text{ m}$$

et, dans ces conditions, le volume est égal à :

$$\frac{(1,25)^2}{4\pi} (28) = 3,482 \text{ m}^3$$

• *Par le coefficient de forme*

De la même manière que pour le coefficient de décroissance, le coefficient de forme permet, à partir de la grosseur à hauteur d'homme, de calculer directement le volume. En effet, on peut écrire que :

$$v = \left(\frac{\pi d^2}{4} h \right) f = \left(\frac{c^2}{4\pi} h \right) f$$

Cette méthode suppose l'utilisation du relascope de BITTERLICH (§ 4.5.4 et 8.7), car une estimation «à l'œil» du coefficient de forme est incontestablement beaucoup plus difficile à réaliser que celle du coefficient de décroissance ou du défilement. En première approximation, cependant, on peut admettre que le coefficient de forme est égal au carré du coefficient de décroissance (§ 4.2.2).

4.5.3. Méthodes indirectes

Au lieu de procéder à des estimations directes du volume, on peut recourir à des moyens indirects en utilisant les relations qui existent entre le volume d'un arbre et l'une ou l'autre caractéristique qui lui est liée.

Ce sera typiquement le cas si le volume est déterminé par l'intermédiaire de tarifs de cubage (Chapitre 6) ou si l'on exploite des courbes de profil ou des fonctions de défilement [BOUCHON, 1974; DEMAERSCHALK, 1972; SHARMA et ODERWALD, 2001; TARP-JOHANSEN et al., 1997] (§ 4.2.3).

Comme le souligne PALM [1981], les courbes de profil sont riches en informations car elles permettent d'estimer le volume d'une portion quelconque d'un arbre par calcul du volume qu'engendre la rotation d'une courbe d'équation déterminée autour d'un axe. La méthode est surtout recommandée pour calculer le volume d'assortiments, c'est-à-dire de catégories bien établies de produits.

Exemple 4.5.2 — Détermination du volume d'un arbre à l'aide d'une fonction de défilement

Le volume étant le résultat de l'intégration d'une surface entre des limites de hauteur H_1 et H_2 fixées, on peut toujours écrire que :

$$v = \int_{H_1}^{H_2} \frac{\pi D^2}{4} \delta H = \frac{\pi}{4} \int_{H_1}^{H_2} D^2 \delta H$$

Si, pour un arbre donné, l'évolution du diamètre D en fonction du niveau de hauteur auquel on le considère [= $D(H)$] est, par exemple, matérialisée au moyen d'une courbe de profil de type parabolique telle que :

$$D^2/d^2 = a_0 + a_1(H/h) + a_2(H^2/h^2)$$

où D = diamètre à toute hauteur donnée H ,
 d = diamètre à hauteur d'homme (1,3 m),
 h = hauteur totale de l'arbre,

le volume est égal à :

$$v = \frac{\pi d^2}{4} \int_{H_1}^{H_2} [a_0 + a_1(H/h) + a_2(H^2/h^2)] \delta H$$

La solution de cette intégrale donne lieu à l'expression :

$$v = \frac{\pi d^2}{4} \left[a_0 H + \left(\frac{a_1}{2} \right) \left(\frac{H^2}{h} \right) + \left(\frac{a_2}{3} \right) \left(\frac{H^3}{h^2} \right) \right]_{H_1}^{H_2}$$

qui s'écrit aussi, après simplification, si l'on considère la hauteur totale de l'arbre (soit $H_1 = 0$ et $H_2 = h$) et non un segment déterminé de hauteur (entre H_1 et H_2) :

$$v = \frac{\pi d^2}{4} h \left[a_0 + \frac{a_1}{2} + \frac{a_2}{3} \right]$$

On observera au passage que l'expression entre crochets n'est rien d'autre que le coefficient de forme « f ».

De la même manière, si l'on veut utiliser les paramètres de forme déjà envisagés (coefficient de forme, coefficient de décroissance et défilement), il faut pouvoir disposer de fonctions qui les mettent en relation avec des caractéristiques telles que le diamètre à hauteur d'homme d (ou la circonférence c) et la hauteur totale h , comme par exemple, en ce qui concerne le coefficient de forme :

$$\begin{aligned} f &= a_0 + a_1/d, \\ f &= a_0 + a_1 d + a_2 d^2, \\ f &= a_0 + a_1 h + a_2/d^2, \\ f &= a_0 + a_1 h + a_2 h/d. \end{aligned}$$

Eu égard à l'étroite relation existant entre le coefficient de forme d'un arbre et son volume, ces équations sont inspirées de celles pouvant être mises en œuvre lors de l'établissement de tarifs de cubage (§ 6.4).

4.5.4. Détermination du volume par la méthode de cubage de PRESSLER

Faisons l'hypothèse qu'une tige puisse être assimilée à un paraboloïde, à un cône ou à un néloïde. Si S_0 et h représentent respectivement la surface à la base et la hauteur totale de ces corps de révolution, leur volume est égal à :

$$v = (S_0 h) / 2 \text{ pour un paraboloïde,}$$

$$v = (S_0 h) / 3 \text{ pour un cône,}$$

$$v = (S_0 h) / 4 \text{ pour un néloïde.}$$

Si, dans chacune de ces éventualités, on cherche à quelle hauteur h_P (hauteur de PRESSLER) se situe le diamètre égal à la moitié du diamètre de la surface S_0 de la section basale (correspondant au niveau d'abattage, pour autant que l'on s'intéresse au volume de tige commercialisé), on peut démontrer que :

$$h_P = 0,75 h \text{ pour un paraboloïde,}$$

$$h_P = 0,50 h \text{ pour un cône,}$$

$$h_P = 0,37 h \text{ pour un néloïde.}$$

Dans les trois équations de volume, il suffit de remplacer h par sa valeur en fonction de h_P et on obtient la formule unique ci-après, connue sous le nom de « formule de PRESSLER » :

$$v = S_0 \left(\frac{2}{3} \right) h_P$$

En pratique, au lieu de déterminer la surface de la base S_0 (Figure 4.5.1), on fait porter les calculs sur la surface de la section à hauteur d'homme (surface terrière g). Quant à la hauteur prise en considération, pour respecter la formule de PRESSLER, elle doit alors correspondre à la distance a dans la figure 4.5.1. Cette manière de procéder permet d'estimer le volume de l'arbre au-dessus du niveau de référence de la surface terrière (soit 1,3 m ou 1,5 m). Il convient dès lors d'ajouter le volume, généralement supposé cylindrique, situé en-dessous de ce niveau, jusqu'à la section d'abattage ou éventuellement jusqu'au sol si l'on envisage une autre optique que celle de la commercialisation.

Dans ces conditions, le volume total de l'arbre est égal à :

$$v = \frac{2}{3} ga + gb$$

ou encore à :

$$v = \frac{2}{3} g \left(a + \frac{3}{2} b \right)$$

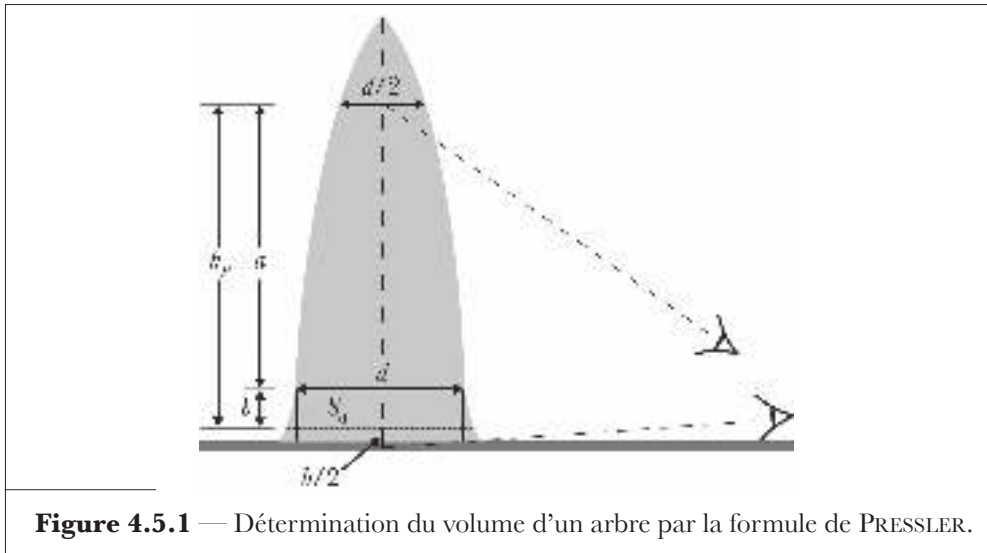


Figure 4.5.1 — Détermination du volume d'un arbre par la formule de PRESSLER.

où a = distance comprise entre le niveau hauteur d'homme (à 1,3 m du sol) et le niveau correspondant à la moitié du diamètre à 1,3 m,
 b = distance entre le niveau d'abattage et le niveau hauteur d'homme.

Si l'on se réfère à la définition proprement dite de la hauteur de PRESSLER et que l'on souhaite l'intégrer dans les calculs, sachant que :

$$h_p = a + b$$

on peut aussi écrire :

$$v = \frac{2}{3} g \left(h_p + \frac{b}{2} \right)$$

Cette formule est particulièrement bien adaptée à l'utilisation du relascope de BITTERLICH, celui-ci permettant d'estimer directement la hauteur de référence h_p . La manière d'utiliser le relascope est envisagée sur un plan technique dans un paragraphe traitant explicitement de l'appareil (§ 8.7) et plus particulièrement de la détermination des coefficients de forme et des volumes d'arbres (§ 8.7.3).

Pour des raisons pratiques, au lieu d'ajouter directement à la valeur h_p la valeur $b/2$, BITTERLICH [1959] propose de viser « dans le sol », sous la section d'abattage à un niveau correspondant à $b/2$ et de tenir compte de la lecture correspondante (Figure 4.5.1). La hauteur, soit la quantité $(h_p + b/2)$, lue sur le relascope et plus précisément sur l'échelle de hauteur des 25 m (§ 8.7.3) est fournie en « unité-diamètre à hauteur d'homme », c'est-à-dire que cette valeur

correspond à la quantité $(h_p + b/2)/d$. Le volume se détermine alors par l'intermédiaire de la formule générale tenant compte de la hauteur «réduite», soit hf (§ 4.2.2), et du diamètre de l'arbre.

Il est évidemment toujours aussi possible d'utiliser une autre procédure, moins directe, qui évite de viser dans le sol avec l'imprécision et le manque de confiance que cela entraîne. Pour ce faire on détermine d'abord le volume au-dessus du niveau hauteur d'homme (diamètre d) via la formule de PRESSLER, mais alors en visant vers le haut comme déjà explicité (endroit où le diamètre d est réduit de moitié) et vers le bas au niveau d , ce qui permet de déterminer la longueur a (en unités diamètre) (Figure 4.5.1). La lecture de la hauteur est toujours effectuée sur l'échelle des 25 m.

Cela donne lieu au calcul d'un premier volume :

$$v_1 = \frac{2}{3} ga$$

auquel on ajoute ensuite le volume du billon de base, soit :

$$v_2 = gb$$

et le volume de l'arbre comptabilisé à partir de la section d'abattage s'écrit :

$$v = g \left(\frac{2}{3} a + b \right)$$

La qualité de l'estimation du volume réalisée par la méthode de PRESSLER a entre autres été étudiée par KURTH et FISCHER [1965] sur la base d'un échantillon de 143 épicéas (*Picea abies*) cubés par billons successifs. Un biais de $-4,6\%$ a été observé par rapport au volume réel. Comparant les résultats fournis par le relascope à ceux issus d'un cubage par billons successifs de 1 m, BLUTEL [1960] met en évidence un biais de $-1,2\%$ sur 16 hêtres (*Fagus sylvatica*), $-5,2\%$ sur 25 sapins (*Abies alba*), $-2,8\%$ sur 50 douglas (*Pseudotsuga menziesii*), -6% sur 21 chênes (*Quercus* sp.), etc. Ce qui, compte tenu des valeurs de référence, représente un biais moyen de -4% pour toutes les essences mesurées (112 arbres).

En pratique, les hypothèses sur lesquelles s'appuie la méthode de PRESSLER ne sont pas très réalistes. Assimiler la forme globale d'une tige à un solide géométrique constitue une simplification abusive et donne lieu à des erreurs parfois très importantes qui ne nous engagent pas à recommander cette méthode.

Tout en convenant que c'est nettement plus fastidieux, nous préférons baser l'estimation du volume sur la mesure au relascope de diamètres à différentes hauteurs (§ 4.5.5) préalablement fixées ou éventuellement choisies en fonction des inévitables contraintes de visibilité (présence de branches, par exemple).

Exemple 4.5.3 — Détermination du volume d'un arbre sur pied au moyen du relascope de BITTERLICH (méthode de PRESSLER)

Supposons que l'on mesure un arbre dont le diamètre à 1,3 m est de 45 cm et que les visées vers le haut de cet arbre, plus précisément à l'endroit où le diamètre à hauteur d'homme est réduit de moitié (§ 8.7.3), et vers le bas, soit « dans le sol » (à 65 cm sous la section d'abattage), aient donné lieu aux valeurs de 36 et de -9 « unités diamètres ». En termes mathématiques, cela revient à écrire que :

$$\frac{h_p + b/2}{d} = 36 - (-9) = 45 \text{ « unités diamètres »}$$

Par ailleurs, on sait que : $v = \frac{\pi d^2}{4} hf = ghf$

et aussi que : $v = \frac{2}{3} \frac{\pi d^2}{4} (h_p + b/2) = \frac{2}{3} g (h_p + b/2)$

Dès lors on écrira : $hf = \frac{v}{g} = \frac{2}{3} (h_p + b/2)$

et $\frac{hf}{d} = \frac{2}{3} \left(\frac{h_p + b/2}{d} \right)$

expression permettant de calculer le volume puisque :

$$v = g \left(\frac{hf}{d} \right) d$$

Pour l'ensemble considéré, on aura donc :

$$\frac{hf}{d} = \frac{2}{3} (45) = 30$$

et

$$v = \left[\frac{(3,1416)(0,45)^2}{4} \right] (30)(0,45) = 2,147 \text{ m}^3$$

À condition de connaître la hauteur totale de l'arbre, soit 32 m dans le cas présent, on peut aussi déterminer la valeur du coefficient de forme comme suit :

$$f = \left(\frac{hf}{d} \right) \frac{d}{h} = \frac{(30)(0,45)}{32} = 0,422$$

4.5.5. Méthode de cubage par billons successifs

Le volume d'un arbre sur pied peut aussi être estimé par l'intermédiaire de formules déjà envisagées (§ 4.4.2 et 4.4.3) dans le cas d'arbres abattus et appliquées au cubage par billons successifs. Le relascope de BITTERLICH, le compas finlandais ou le pentaprisme de WHEELER, par exemple, permettent de mesurer les diamètres à divers niveaux, mais la précision de ces mesures est évidemment moins bonne que sur arbres abattus.

Il en va différemment si l'on veut connaître les différences éventuelles existant entre la méthode de PRESSLER et soit la méthode par billons successifs, soit cette dernière méthode appliquée sur arbres abattus qui constitue la méthode de référence fournissant le volume «réel». GOFAS [1967] constate, à partir de mesures effectuées sur un échantillon de plus de 169 tiges d'*Abies* hybrides, qu'il n'existe aucune différence significative entre les deux méthodes par billons (de 4 m) et qu'une précision de 5 % sur le volume moyen réel aurait pu être obtenue en ne mesurant que 36 bois. Pour les arbres présentant une forte densité de branches, on peut cependant s'attendre à obtenir des volumes individuels surestimant de 15 à 25 % les volumes réels. Par contre, des différences significatives existent entre la méthode de PRESSLER et la méthode de référence, 112 bois auraient dû être mesurés pour obtenir la même précision de 5 % autour d'une valeur biaisée !

Toujours d'après les chiffres fournis par GOFAS [1967], il est possible de comparer ces deux dernières méthodes en calculant les différences relatives entre les volumes totaux qu'elles permettent d'estimer et les volumes réels. Exprimée en pourcentage du volume fourni par la méthode de référence, la méthode de PRESSLER sous-estimerait le volume réel de 11,5 %, alors que la méthode par billons successifs le surestimerait de 1,1 %.

4.5.6. Détermination du volume par LiDAR terrestre

Le scan LiDAR terrestre, pour T-LiDAR (Figure 4.5.2), met en œuvre un rayon laser qui grâce à un miroir tournant est capable de balayer, à partir d'un point de stationnement déterminé, toutes les directions dans des plans horizontaux (360°) et verticaux (90°). Des rayons sont ainsi émis de manière hémisphérique et pour chacun d'entre eux l'écho renvoyé par les obstacles rencontrés est reçu après interception par le miroir. Le temps mis par le faisceau pour faire l'aller-retour vers l'objet intercepté permet au système de calculer la distance à cet objet [PIBOULE et al., 2013].

Connaissant l'angle horizontal par rapport à un azimut préfixé et l'angle vertical selon lequel le rayon a été émis, le système peut aussi calculer les coordonnées en trois dimensions du point d'impact.

Le système est muni d'une caméra CCD et a une portée de 120 m, sa résolution habituelle est de 1,6 mm entre deux points à 10 m.



Figure 4.5.2 — Scan terrestre FARO Focus 3D et sphère de calage.

L'appareil émet des rayons lasers à très grande vitesse dans toutes les directions. Il est ainsi possible à partir des échos renvoyés par les objets de reconstituer un nuage de points en 3D les représentant sous forme d'image ou de *scène*. Pour fixer les idées, ce nuage comporte de 20 à 180 millions de points pour une surface circulaire de 15 à 20 m de rayon.

Parmi ses nombreuses applications, on peut imaginer de déterminer le volume d'un arbre sur pied. Il convient pour cela de déterminer la géométrie de l'arbre, ce qui est obtenu en le scannant à partir de plusieurs points pour numériser toutes les faces et ensuite procéder, via un logiciel adapté, à la fusion des différents scans ou différents nuages de points. Sur un plan technique, on positionne dans la scène à représenter des sphères de calage (environ 15 cm de diamètre) servant de points de référence dans chaque nuage. Il semble bien que trois scans répartis autour de l'arbre soient un bon compromis entre rapidité et précision. Une fusion satisfaisante des nuages implique qu'au moins trois sphères différentes soient communes à chaque paire de scans. Les points correspondant aux sphères dans les nuages sont identifiés par le logiciel qui, grâce à la connaissance du positionnement des sphères au sol, détermine ensuite la position relative des scans puis les fusionne entre eux. Les nuages comportent évidemment de nombreux bruits, soit des points qui ne se réfèrent pas à des objets réels. Il faut aussi séparer les points qui correspondent au sol et à la végétation et tenir compte de ce que chaque rayon laser est arrêté au contact du premier obstacle donnant ainsi lieu à des ombres. Pour produire des *images* exploitables, d'autres problèmes doivent encore être éliminés, ce qui justifie de devoir recourir à des logiciels et des algorithmes en constante évolution depuis une vingtaine d'années.

Sans entrer dans plus de détails, une fois le modèle digital de terrain établi et l'arbre isolé au sein du nuage de points [CONSTANT et al., 2013; MAAS et al., 2008], le principe utilisé est de reconstituer la géométrie de l'arbre, dans un système 3D. Son squelette est ensuite construit à partir d'une suite de segments rattachés les uns aux autres (tronc et branches) [LEFSKY et MCHALE, 2008]. On ajuste ensuite une série de «billons», proches du cylindre, sur les points du nuage à partir de segments de longueur préfixée (utilisation de données hauteurs-diamètres caractérisant le profil de la tige). Les données correspondantes peuvent alors être exportées vers un tableur pour calculer le volume de tous les billons en s'appuyant sur la formule du tronc de cône, par exemple. Cette méthode reste approximative et, comme toute méthode de cubage classique par billons, elle est prise en défaut pour le cubage de la base de l'arbre s'écartant parfois assez nettement de la forme cylindrique. Une alternative est de modéliser le nuage de points correspondant au tronc par une surface en trois dimensions obtenue par maillage.

Les utilisations récentes et en développement du T-LiDAR [DASSOT et al., 2011; FOURNIER et al., 2014; VAN LEEUWEN et NIEUWENHUIS, 2010] concernent des mesures relevant des inventaires forestiers (identification d'essences, hauteurs d'arbres, diamètres à hauteur d'homme, surfaces foliaires, surfaces terrières, volumes) [BAUWENS et al., 2016; BIENERT et al., 2007; PAL, 2008] de la caractérisation du couvert (distribution du feuillage en 3D, fermeture, projections) [DANSON et al., 2007]. La technique est aussi utilisée dans le domaine écologique pour, par exemple, mieux connaître et évaluer les propriétés physiques des feuilles, la diversité des microhabitats, etc.

4.6. Détermination du volume des branches, des bois empilés et de l'écorce

4.6.1. Détermination du volume des branches

De manière générale, la détermination du volume des branches s'appuie sur des principes comparables à ceux exposés dans le cubage des tiges d'arbres abattus et les formules de cubage par billons successifs sont toujours d'application. Si l'on attribue plus d'importance à l'efficacité qu'à la précision, on peut cependant imaginer diverses techniques de remplacement. GRAYET [1977a] envisage, par exemple, deux méthodes simplifiées : la première consiste à chercher une relation unissant le volume des branches et la longueur totale des billons afin d'estimer le volume des branches dont on ne connaît que la

longueur totale. La seconde, plus précise, tient compte de la longueur des branches ainsi que de leur grosseur à la base et assimile celles-ci à des troncs de cône.

Appliquée au hêtre, cette dernière méthode, comparée à celle s'appuyant sur le cubage par billons successifs de 4 m, permet de réaliser un gain en coût et en temps de travail d'au moins 20 à 25 %; elle sous-estimerait le volume d'environ 2,5 %.

4.6.2. Détermination du volume des bois empilés

Outre la détermination des volumes relatifs au bois de fût ou au bois d'œuvre, il s'avère également utile de disposer d'un moyen d'estimation du volume de petites tiges ou de branches empilées.

Le bois de chauffage et les petits bois d'industrie sont généralement évalués en tas empilés ou en fagots (faisceaux de ramilles, de rondins ou de quartiers).

• *Facteurs de mesure utilisés*

L'unité de mesurage de bois empilés est le « stère » qui correspond au volume d'encombrement occupé par des bois d'un mètre de long empilés sur un mètre de large et un mètre de haut. Le volume est apparent puisqu'il concerne non seulement la masse ligneuse, mais aussi des vides. Le volume réel dépend, entre autres, d'éléments tels que :

- la nature des bois (ronds, fendus);
- la grosseur des bois et la variabilité de celle-ci;
- les soins apportés à l'empilage;
- l'époque de l'empilage (saison);
- la nature de l'essence.

Pour distinguer le volume réel et le volume apparent, on utilisera la notion de coefficient d'empilage qui correspond au volume réel de bois, exprimé en m³, contenu dans un stère. L'inverse de ce rapport est appelé « facteur d'empilage ». En d'autres termes, le coefficient d'empilage *CE* découle de l'expression :

$$CE = \frac{\text{volume réel (m}^3\text{)}}{\text{volume empilé (stères)}}$$

et le facteur d'empilage *FE* correspond à :

$$FE = \frac{\text{volume empilé (stères)}}{\text{volume réel (m}^3\text{)}}$$

• **Estimation du coefficient d'empilage par des formules de cubage**

L'estimation du coefficient d'empilage n'est pas chose aisée. Pour fixer les idées, en vue d'estimer le volume de bois contenu dans une pile de type parallélipédique, on peut recourir aux techniques suivantes :

- dans le cas de bois de *très faible grosseur*, seule la pesée est une méthode acceptable, mais pour exprimer les tas empilés en volume (m^3), il faut pratiquement envisager d'immerger le bois et de mesurer le volume d'eau déplacé ;
- dans le cas de bois de *plus gros calibre*, on recommandera, par exemple, pour des raisons de facilité et de rapidité, de mesurer sur chaque plan vertical les diamètres de tous les bois et de leur appliquer la formule de cubage de SMALIAN (§ 4.4.2), celle-ci ne nécessitant que la connaissance des diamètres extrêmes ou plus simplement des diamètres de tous les bois sur chaque face de la pile. Le volume réel v_t résulte alors de l'expression :

$$v_t = \frac{\pi}{8} L \left[\sum_{i=1}^n d_{i1}^2 + \sum_{i=1}^n d_{i2}^2 \right]$$

- où L = longueur constante des bois,
 d_{i1} = diamètre du bois i sur la face 1 de la pile,
 d_{i2} = diamètre du bois i sur la face 2 de la pile,
 n = nombre total de bois dans la pile.

Cette formule, appliquée à plusieurs piles de bois, permet de calculer le coefficient d'empilage comme suit :

$$CE = \frac{v_t}{v_s}$$

- où v_t = volume total (réel) de bois, en m^3 , dans les piles échantillonnées,
 v_s = volume de ces mêmes piles en stères.

Dans le cas de bois de forme cylindrique et de même grosseur, on peut démontrer que le coefficient d'empilage CE est proche de 0,785 (soit $\pi/4$) si les bois sont disposés en « carré » et de 0,907 (soit $\pi/2\sqrt{3}$) s'ils sont disposés en « triangle » (Figure 4.6.1).

• **Estimation du coefficient d'empilage par voie photographique**

Lorsqu'on se trouve en présence de piles importantes de bois à estimer, les facteurs de conversion peuvent également être obtenus à partir de photographies de la face frontale des piles et détermination de la proportion de surface occupée par les sections transversales des bois. On applique sur ces photos des grilles de points et on estime les surfaces par comptages de points comme décrit ci-dessous [GLASER, 1953; PRODAN, 1965]. On peut aussi utiliser la méthode des transects [KEEPERS, 1945] qui sera décrite ultérieurement (§ 8.2.4).

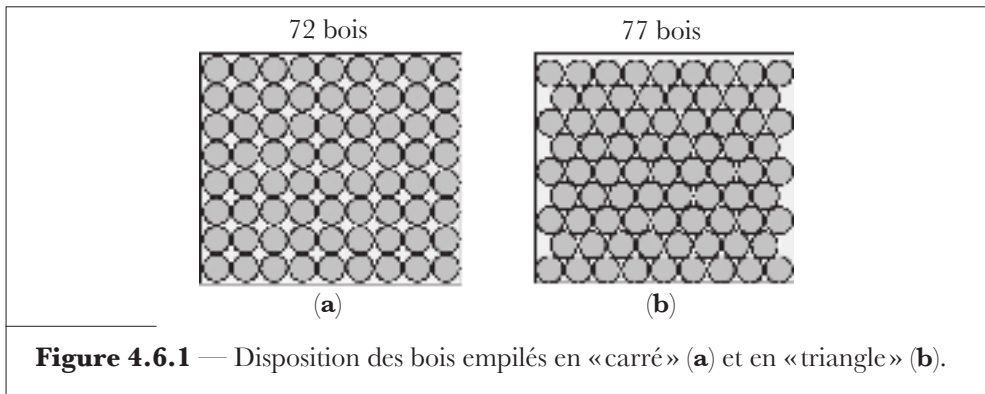


Figure 4.6.1 — Disposition des bois empilés en «carré» (a) et en «triangle» (b).

Un procédé de mesures électroniques mis au point par le laboratoire des produits forestiers d'Ottawa au Canada [LOETSCH et al., 1973] permet, au moyen d'une caméra couplée à un analyseur d'images, d'estimer les surfaces respectivement occupées par les vides et par les sections de bois de papeterie.

Une méthode simple consiste à prendre des photos de stères ou de piles de bois à une distance prédéterminée en veillant à ce que l'axe optique de l'objectif soit situé dans un plan perpendiculaire aux stères.

On applique alors sur la photo une grille de points (portés sur une feuille transparente ou positionnés par l'intermédiaire d'un logiciel adéquat). On compte le nombre de points tombant dans les «vides» ou interstices et on en déduit que :

$$FE = 1 - \frac{\text{nombre de points "vides"}}{\text{nombre de points total}}$$

Dans le cas de la figure 4.6.2, on peut identifier 23 points «vides» sur un total de 100 points (les points situés exactement sur le «pourtour» d'une bûche étant comptabilisés une fois sur deux), ce qui donne lieu à un coefficient d'empilage estimé de $77/100 = 0,77$. Cette méthode est à la fois facile et efficace à mettre en œuvre car elle peut aussi reposer sur des photographies digitalisées prises au moyen d'appareils photographiques numériques et de logiciels d'analyse d'images permettant une automatisation de toutes les étapes depuis la prise de photos jusqu'au calcul du facteur d'empilage inclus.

Dans le cas de piles de bois importantes, plusieurs photographies sont nécessaires alors qu'une seule, par exemple, suffit pour réaliser l'estimation de bois chargés sur camion. GARLAND [1968] a montré qu'un échantillon portant sur 20 % de la photographie suffisait pour estimer le facteur d'empilage avec une précision de $\pm 2,4\%$ et ce, au niveau de confiance de 95 %.

• *Quelques valeurs du coefficient d'empilage*

En pratique, le coefficient d'empilage varie entre 0,45 (petites branches) et 0,80 (quartiers refendus). Selon les essences et les produits qui en sont issus, on

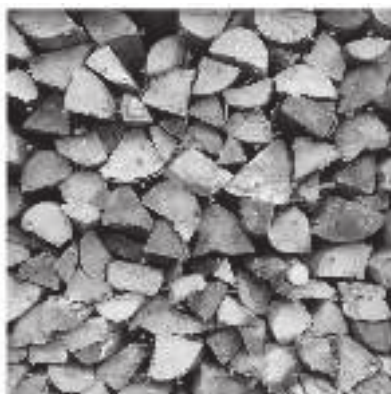


Figure 4.6.2 — Méthode photographique de détermination du coefficient d'empilage d'un stère de bois, (figure en couleur en fin d'ouvrage).

trouve généralement, dans la littérature, les chiffres suivants cités par HUFFEL [1919] et repris dans le tableau 4.6.1.

Pour les bois de souche, le coefficient d'empilage correspond environ à 0,45–0,50. Pour les bois droits, on peut considérer un coefficient moyen de 0,68 à 0,74; pour les bois nouveaux courbes, il est de 0,55 à 0,63, voire moins.

Tableau 4.6.1 — Valeurs de coefficients d'empilage pour différentes essences [d'après HUFFEL, 1919].

Essences et produits	Coefficient d'empilage
Sapin, épicéa :	
bonne fente, écorce unie	0,76
fente difficile	0,62
Hêtre :	
très bonne fente, écorce très unie	0,77
fente assez difficile, écorce raboteuse	0,65
rondin, écorce assez unie	0,60
bois de cime, branches courbes	0,58
Chêne :	
fente facile, écorce unie	0,68
fente assez difficile, écorce raboteuse	0,61
cimeaux assez droits	0,55
bois de cime, branches courbes	0,46

Le coefficient d'empilage est d'autant plus élevé que les pièces de bois empilées sont courtes, grosses et droites. Pour fixer les idées, l'empilage de bois de 2 m de long, par exemple, donne lieu à des coefficients plus faibles (de l'ordre de 10%) que ceux observés pour des bois de 1 m de long.

4.6.3. Détermination du volume de l'écorce

Le volume de l'écorce se situe généralement entre 10 à 20% du volume de l'arbre pour la plupart des essences.

L'épaisseur doit être mesurée de manière précise pour obtenir des facteurs d'écorce cohérents (§ 3.3.3). Pour ce faire, il est recommandé de faire les mesures en deux ou plusieurs points sur la circonférence de l'arbre pour obtenir la valeur ec .

Le diamètre sous écorce d_s résulte alors de l'expression :

$$d_s = d - 2ec$$

La relation unissant d_s au diamètre sur écorce d est de type linéaire passant très près de l'origine. De ce fait, il est raisonnable d'admettre que l'équation puisse s'écrire sous la forme générale :

$$d_s = Kd$$

Le coefficient de régression K normalement déterminé, en considérant le diamètre au niveau de la souche ou à hauteur d'homme, est dénommé le facteur d'écorce de la partie basse de la tige. Il varie avec l'essence, l'âge et le milieu de croissance (de 0,87 à 0,93). Cependant, comme la plus grande partie de la variation porte sur l'essence, il est plus facile de considérer que ce facteur reste constant pour une essence donnée à tous les niveaux de hauteur de la tige.

Pour beaucoup d'essences, les facteurs d'écorce pour les parties supérieures de la tige ne sont pas les mêmes que ceux estimés pour les parties basses. Il est alors nécessaire de développer des équations de régression prévoyant ces facteurs. Elles peuvent mettre en œuvre des variables telles que l'âge, le diamètre à hauteur d'homme, la hauteur et le diamètre sur écorce aux niveaux pour lesquels on souhaite déterminer un facteur d'écorce [MUHAIRWE, 2000]. Ces opérations sont évidemment fastidieuses à réaliser, raison pour laquelle on admet généralement que le facteur d'écorce est le même à tous les niveaux de la tige.

Afin de déterminer le volume d'écorce d'une tige ou d'une portion de bois il est nécessaire de déterminer la valeur de K . Basé sur une trentaine de mesures de diamètres sur écorce et d'épaisseurs d'écorce, celui-ci résulte de la relation simplifiée suivante : $\sum d_s / \sum d$.

Sachant que :

- v = volume sur écorce,
- v_s = volume sous écorce,
- d_m = diamètre milieu sur écorce,
- $d_{m(s)}$ = diamètre milieu sous écorce,
- L = longueur,

le volume de l'écorce de l'élément ligneux à mesurer basé sur la formule de HUBER, par exemple, s'écrit :

$$v_{ec} = v - v_s$$

$$v_{ec} = \frac{\pi d_m^2 L}{4} - \frac{\pi d_{m(s)}^2 L}{4} = v(1 - K^2)$$

Ce même volume exprimé en % de celui sur écorce équivaut à l'expression :

$$v_{ec(\%) } = (1 - K^2)100$$

5

MASSE ET BIOMASSE LIGNEUSES

5.1. Introduction

Pour répondre à la demande croissante de sources d'énergie et contribuer à alimenter diverses filières de valorisation des matières végétales, les ressources boisées et plus spécialement certains produits forestiers qui, pour des raisons économiques, étaient devenus invendables (branches, menus produits) ou dont l'utilisation n'a guère été envisagée ou a été délaissée (souches, racines, feuilles, etc.), font aujourd'hui l'objet d'une attention soutenue.

Dans la perspective de l'utilisation du bois sur le plan énergétique et chimique, aux mesures dendrométriques classiques des arbres sont venues s'ajouter des mesures axées sur la biomasse⁽¹⁾ prise dans le sens de la «phytomasse». Dans les lignes qui suivent, nous n'envisagerons cependant qu'une partie de celle-ci, représentée par la quantité totale de matière ligneuse aérienne et souterraine. Nous éviterons d'utiliser le terme «poids»⁽²⁾ qui n'est guère approprié puisque celui-ci concerne, pour un objet déterminé, la force d'attraction exercée par la terre sur ce même objet. La notion de «masse»⁽³⁾, c'est-à-dire de quantité de matière, est plus adéquate.

⁽¹⁾ *biomass.*

⁽²⁾ *weight.*

⁽³⁾ *mass.*

Estimer la biomasse vise à tirer le parti le plus complet possible des arbres, à mieux comprendre le mode de fonctionnement des écosystèmes forestiers, voire terrestres, et à comparer leurs productivités. L'intérêt pour la biomasse s'est aussi considérablement accru du fait de son rôle en matière d'évaluation de la biodiversité, de séquestration du carbone et d'étude des cycles biogéochimiques, de caractérisation de la qualité des habitats pour la vie sauvage et de toute la problématique « bois énergie ». À ces divers titres, elle mérite donc aussi l'attention du forestier.

À défaut de développer cet important sujet de manière approfondie, nous limiterons aux aspects les plus importants de la détermination de la biomasse d'un arbre ou d'un peuplement en nous appuyant sur quelques études représentatives traitant de cette question. Nous reviendrons partiellement (§ 14.5) sur la question de l'estimation réalisée à partir d'inventaires spécifiques.

Nous envisagerons d'abord, de manière générale, ce qui concerne la notion même de masse, critère caractérisant globalement l'importance de la matière ligneuse et qui pourrait aussi, sous certaines conditions, être un excellent reflet de la production forestière (§ 5.2). Nous traiterons ensuite, de manière plus fouillée, des méthodes d'estimation de la biomasse d'un arbre puis d'un peuplement après avoir évoqué la nature et la collecte des données qui la concernent (§ 5.3).

On trouvera des informations de base plus complètes relatives à la biomasse végétale dans les actes de plusieurs congrès tenus par l'I.U.F.R.O.⁽⁴⁾ (section S4.01) sous l'égide de YOUNG [1971; 1973; 1976] à Gainesville en 1971, à Nancy en 1973 et à Oslo en 1976. En outre, nous citerons aussi les ouvrages de AUCLAIR et METAYER [1980], DUVIGNEAUD [1974], MADGWICK [1970], ainsi que diverses études de synthèse : GALOUX [1981], HITCHCOCK et MCDONNELL [1979], LEQUEUX et al. [1990], PARDE [1977; 1980], REPOLA [2009], SATOO et MADGWICK [1982], TER-MIKAELIAN et KORZUKHIN [1997].

5.2. Masse ligneuse

5.2.1. Notion de masse et son intérêt

La masse, souvent erronément appelée « poids », sert depuis longtemps à mesurer l'importance quantitative des bois, plus spécialement en matière d'industrie papetière où ce critère permet également, dans des conditions bien définies, de fixer une valeur commerciale. En outre, le souci d'utiliser plus

⁽⁴⁾ I.U.F.R.O. est l'acronyme de *International Union of Forestry Research Organizations*.

complètement la matière ligneuse (branches, racines, etc.) et ses sous-produits a suscité nombre de recherches axées sur l'estimation et la valorisation de la biomasse. Comme nous le verrons ultérieurement (§ 5.3), cette dernière sera exprimée en kilos ou en tonnes de matière sèche.

L'utilisation de la notion même de masse est aussi une affaire de circonstances : la mesure de la masse de bois de pâte est évidemment plus précise et plus rapide que celle du volume correspondant et elle est mieux adaptée, puisque la quantité de pâte s'exprime aussi en masse. D'un autre côté, si l'on s'intéresse aux diverses composantes d'un arbre, chiffrer leur importance massive est beaucoup plus compliqué et fastidieux. Aussi, l'utilisation de la masse ou du volume est-elle, dans une large mesure, liée à la destination du matériel à mesurer ou à estimer [HUSCH et al., 1982].

On peut cependant retenir que la pesée, pratiquée dans le but de rationaliser la détermination de la quantité de bois ronds et empilés, présente plusieurs avantages :

- procédé simple, rapide, menant à une mesure objective de la quantité de matière;
- possibilité d'automatisation des mesures;
- liaison étroite avec le coût du transport;
- détermination directe, contrairement au volume (elle n'est pas entravée par les irrégularités de forme, par exemple).

On notera cependant que ces avantages sont beaucoup moins nets lorsque des mélanges de bois d'essences et de qualités différentes doivent être pris en considération. Il est par ailleurs évident que la masse est également liée à la teneur en eau du bois et que la valeur commerciale s'appuyant sur la masse, par exemple, peut évoluer avec le temps écoulé depuis l'abattage.

5.2.2. Facteurs liés à la masse ligneuse

La masse du bois est déterminée par simple pesée. À défaut, elle résulte de la multiplication de son volume par sa « masse volumique »⁽⁵⁾, ou masse par unité de volume, exprimée en kg/m^3 ou g/dm^3 . Les forestiers parlent pratiquement toujours de densité⁽⁶⁾ au lieu de masse volumique.

S'il est relativement facile de déterminer la masse brute de bois, l'estimation de la masse sèche, ou plus précisément de la masse à l'état anhydre, obtenue en procédant au séchage du bois en étuve, à $103 \pm 2^\circ\text{C}$, jusqu'à ce qu'il atteigne

⁽⁵⁾ density.

⁽⁶⁾ Pour des questions de commodité de langage entre scientifiques et praticiens, nous utiliserons indifféremment les termes « densité » et « masse volumique », sachant cependant que ce dernier est le seul réellement approprié.

une masse constante, est par contre plus complexe. La masse brute est influencée par la densité, le degré d'humidité et éventuellement l'importance de l'écorce ainsi que par tout élément étranger au bois comme la boue, la glace, etc.

Comme la densité du bois varie avec sa teneur en eau, il convient cependant de spécifier les conditions d'humidité dans lesquelles le volume a été déterminé et de préciser le type de volume considéré : volume du bois vert ou à l'état saturé (humide) (V_S), volume du bois sec à l'air ou à 12 % d'humidité (V_{12}), volume du bois à l'état anhydre (V_0). Le bois est dit «frais» lorsque sa teneur en eau se situe au-delà du point de saturation de la fibre(*). Pour des raisons de facilité et à des fins de comparaisons éventuelles avec des données étrangères, nous assimilerons la densité du bois à sa masse à l'état humide par unité de volume à l'état humide.

Les expressions les plus courantes de la densité sont la densité à l'état anhydre⁽⁷⁾ et l'infra-densité⁽⁸⁾. La densité à l'état anhydre (D_0) est égale au rapport entre la masse (M_0) et le volume (V_0) du bois à l'état anhydre. Quant à l'infra-densité, elle correspond à la masse à l'état anhydre (M_0) par unité de volume de bois vert ou à l'état saturé (V_S).

En résumé, les technologues ont l'habitude d'utiliser la terminologie et les symboles suivants pour caractériser la densité ou la masse volumique du bois :

- $D_0 = M_0 / V_0$: masse volumique à l'état anhydre correspondant au rapport de la masse du bois à l'état anhydre à son volume à l'état anhydre ;
- $D_{12} = M_{12} / V_{12}$: masse volumique normale ou masse volumique à l'état sec à l'air, soit à 12 % d'humidité ;
- $D_S = M_S / V_S$: masse volumique à l'état saturé (bois vert) correspondant au rapport de la masse du bois à l'état saturé à son volume dans le même état d'humidité ;
- $I = M_0 / V_S$: infra-densité (densité basale).

La masse volumique est loin d'être un facteur constant. Elle dépend, entre autres, d'éléments comme :

- l'essence ;
- la provenance des espèces végétales ;
- les variations climatiques annuelles (bois de printemps et bois d'été) ;
- les facteurs topographiques (altitude) et écologiques (station) ;
- la position sociale de l'arbre dans le peuplement ;

⁽⁷⁾ oven-dry density.

⁽⁸⁾ basic density.

(*) Lorsque le bois sèche, l'eau libre à l'intérieur des cavités cellulaires s'évapore jusqu'à observer un taux d'humidité qui correspond au *point de saturation des fibres*. Celui-ci se situe à une teneur en humidité d'environ 30%.

- la localisation du bois dans l'arbre (en général, pour les conifères, la densité diminue radialement en progressant du cambium vers le cœur);
- le taux d'humidité du bois, qui dépend des conditions de stockage dans le cas de bois abattus.

Une manière d'éviter les mesures de volume et de masse volumique est de raisonner en termes de masse à l'état saturé et de masse à l'état sec.

Il est possible d'estimer grossièrement la masse volumique du bois sur pied au moyen d'un torsiomètre [POLGE et KELLER, 1970], celle-ci étant étroitement corrélée au moment de torsion requis pour enfoncer une tarière de PRESSLER dans un arbre jusqu'à une profondeur déterminée. Des mesures plus fines peuvent être réalisées au laboratoire sur échantillons par pesées hydrostatiques (Exemple 5.3.1) ou en utilisant la technique de la densitométrie reposant sur l'analyse du bois par rayons X [FRAIPONT et al., 1986; POLGE, 1966].

La détermination de la masse à l'état anhydre, à partir de la masse brute, suppose que l'on connaisse la teneur en eau du bois; celle-ci varie avec l'espèce, la position dans l'arbre (aubier ou duramen, bois de printemps ou bois d'été, base ou sommet), l'époque de l'abattage et le type de stockage. En pratique, la détermination de cette variabilité constitue un important problème dans l'utilisation de la masse comme mesure de la quantité de matière. À titre indicatif, lorsqu'un arbre est abattu et débarrassé de ses branches, par simple séchage à l'air, son bois atteint généralement un taux d'humidité compris entre 12 et 18%.

Les technologues du bois et les forestiers expriment le degré d'humidité H du bois en pourcentage de la masse à l'état anhydre (on parlera aussi d'humidité sur masse anhydre), ce qui revient à écrire, si M_S , et M_0 représentent respectivement la masse à l'état saturé (bois vert) et la masse à l'état anhydre :

$$H_0 \% = \left[\frac{M_S - M_0}{M_0} \right] 100$$

On parlera aussi d'humidité sur masse anhydre.

Dans l'industrie papetière, par contre, le degré d'humidité est souvent exprimé en pourcentage de la masse à l'état saturé (bois vert). On parlera aussi d'humidité sur masse brute, soit :

$$H_S \% = \left[\frac{M_S - M_0}{M_S} \right] 100$$

5.2.3. Mesure de la masse des bois ronds et des bois empilés

La mesure de la masse des bois ronds⁽⁹⁾ et empilés⁽¹⁰⁾ peut être pratiquée en tenant compte ou non de la teneur en eau.

• *Avec détermination de la teneur en eau*

Comme la teneur en eau varie en fonction d'une grande diversité de facteurs, sa connaissance permet d'améliorer, de manière significative, l'estimation de la masse sèche du bois. La détermination proprement dite du degré d'humidité peut être effectuée de plusieurs manières : par séchage sous vide ou séchage à l'étuve, conductivité électrique, radiation ou encore résonance magnétique nucléaire. Pratiquement, les mesures concernent des échantillons de bois. Il est évident que le choix de la technique doit tenir compte de l'objectif poursuivi, car les méthodes basées sur des analyses de laboratoire sont chères et relativement lentes.

• *Sans détermination de la teneur en eau*

Habituellement, dans les opérations de commercialisation de bois empilés destinés à la fabrication de pâte à papier, par exemple, et prenant la masse comme référence, le bois est pesé sur camion (masse brute). La quantité de bois sec qui est l'indicateur le plus important en matière de production de pâte est ensuite déterminée de manière approximative par l'intermédiaire de facteurs de conversion appliqués à la masse de bois saturé. En vue d'estimer le volume – expression incontestablement la plus fréquemment utilisée en matière commerciale – à partir de la masse, GUTTENBERG [1967] suggère le recours à des méthodes basées sur :

- des facteurs de conversion moyens, fixés en fonction des espèces et obtenus en confrontant les volumes et les masses déterminées sur des lots représentatifs de bois au cours de périodes de temps bien définies [BESLEY, 1967]. Des facteurs de conversion plus précis peuvent être calculés sur des zones réduites (unités géographiques, par exemple);
- des relations entre les volumes et les masses, ou l'inverse, exprimées au moyen d'équations de régression [HUSCH et al., 1982]; celles-ci peuvent être envisagées pour des grumes, des bois empilés ou des chargements.

⁽⁹⁾ *round timber.*

⁽¹⁰⁾ *stacked wood.*

À titre d'exemple, la littérature évoque des équations de régression s'apparentant à celles utilisées en matière de cubages d'arbres (§ 6.4.1) et applicables à la conversion de la masse en volume pour des grumes considérées individuellement :

$$v = a_0 + a_1m + a_2m^2$$

où v = volume (m^3),
 m = masse (kg).

et dans le cas d'un chargement de bois :

$$V = a_1N + a_2M + a_3\sqrt{NM}$$

où V et M = volume et masse de la charge,
 N = nombre de bois chargés.

5.2.4. Estimation de la masse des arbres sur pied

Dans la perspective de l'estimation des masses d'arbres sur pied et plus spécialement de ceux qui sont destinés à la fabrication de pâte, on utilise des équations ou des tableaux fournissant la masse à l'état anhydre ou la masse à l'état vert en fonction de variables liées telles que le diamètre à hauteur d'homme et la hauteur.

Le principe de cette méthode est analogue à celui utilisé en vue d'estimer le volume d'arbres sur pied au moyen de tarifs de cubage, comme nous l'envisagerons de manière détaillée au § 6.4.

5.3. Biomasse ligneuse

5.3.1. Généralités

La biomasse ligneuse, à la détermination de laquelle nous nous intéressons, est représentée par la quantité, exprimée en masse, de matière vivante des arbres. En d'autres termes, celle-ci concerne principalement les troncs d'arbres et les ensembles constitués des branches, des feuilles, des racines et des souches.

Parmi les notions fréquemment utilisées dans l'étude ou la détermination de la biomasse, plus particulièrement dans le cadre d'études de productivité, il convient de citer :

- le volume du bois à l'état humide (frais) ou sec ;

- le volume de l'écorce à l'état humide ou sec ;
- la masse du bois à l'état humide (à une humidité fixée) ;
- la masse de l'écorce humide ou sèche ;
- le volume et la masse à l'état humide ou à l'état anhydre (bois + écorce) ;
- la surface corticale (écorce).

5.3.2. Détermination de la biomasse totale d'un arbre

La mesure de la biomasse requiert un travail de terrain relativement important et des procédures adaptées [VERWIJST et TELENUS, 1999]. Plusieurs méthodes de travail ont été expérimentées. Une des plus concrètes est décrite par ALEMDAG [1980] qui traite des opérations de terrain et de laboratoire et détaille la marche à suivre en fonction de la nature du matériel à mesurer.

De manière générale, les diverses opérations à effectuer peuvent être envisagées selon la séquence suivante :

- sélectionner l'arbre ;
- prendre diverses mesures de l'arbre sur pied (diamètre à 1,3 m, épaisseur de l'écorce, diamètre du houppier) ;
- procéder à son abattage et débitage par catégories de diamètre ;
- séparer les diverses composantes (tronc, branches, ramilles, feuilles, etc.) ;
- récolter les données relatives aux dimensions (longueurs, diamètres, etc.) ;
- peser les composantes vertes (avant déshydratation à l'étuve) ;
- prendre des échantillons (disques pour le bois de tige et de branche) ;
- peser ces échantillons verts ;
- sécher ces échantillons à l'étuve et les peser.

On profitera de la phase de récolte des données sur le terrain pour compléter la fiche « signalétique » de l'arbre au moyen d'observations ou de mesures concernant son âge, la hauteur moyenne ou dominante du peuplement duquel il est issu, la surface terrière de ce peuplement et l'un ou l'autre indice de site.

En ce qui concerne le tronc et les grosses branches, on procédera de la manière ci-après :

- peser la masse à l'état humide sur le terrain après avoir tronçonné la tige en tenant compte de critères de grosseur ;
- prélever et peser un échantillon sur place ;
- peser cet échantillon après séchage à l'étuve.

Le rapport entre la masse à l'état anhydre et la masse à l'état humide de l'échantillon est alors appliqué à la masse à l'état humide totale afin d'estimer la masse à l'état anhydre totale.

Si l'on souhaite déterminer la densité ou masse volumique, on prélève des échantillons (disques) à diverses hauteurs sur le tronc ou sur des branches. On détermine ensuite le plus rapidement possible le volume à l'état vert de chacun de ces échantillons par déplacement d'eau (pesée hydrostatique), puis ceux-ci sont séchés à l'étuve. La densité

correspond au rapport entre la masse à l'état anhydre (en g) et le volume à l'état vert (en cm^3), soit l'infra-densité.

En ce qui concerne les plus petites branches et les rameaux, on procédera plus facilement à des mesures de volume et de masse des échantillons. Il faut cependant être particulièrement attentif au prélèvement des échantillons, car la densité et le degré d'humidité varient de manière très sensible au sein d'une même branche.

Dans une étude consacrée à la détermination de la biomasse des branches, BOUCHON [1973] propose, pour des arbres à ramifications complexes, de porter l'effort d'échantillonnage sur les deux premiers ordres de ramifications (les branches d'ordre 1 prenant naissance sur le tronc et les branches d'ordre 2 s'insérant sur celles-ci). Il constate ainsi que pour chaque ordre, les volumes ou les masses des branches sont assez bien corrélés à leur longueur.

Une autre manière de procéder consiste à répartir les branches et les rameaux en différentes catégories de grosseur, à l'aide de gabarits, puis à peser séparément les diverses catégories obtenues [SCHNOCK, 1983].

Exemple 5.3.1 — Protocole de détermination de la biomasse de petits bois

Un cas très concret de mode opératoire quant à la collecte de l'information nécessaire à la détermination de la biomasse est celui proposé par CARRE [1978] dans l'étude des caractéristiques technologiques des bois de faible diamètre des principales essences rencontrées en Belgique.

Le travail en forêt porte sur l'abattage de dix perches échantillons sur chacune desquelles on détermine :

- la hauteur totale ;
- la hauteur bois fort ;
- la circonférence à 1,3 m du sol.

La tige est débitée en billons de 1 m jusqu'à la découpe de 7 cm de diamètre. Au centre de chaque billon, on prélève une rondelle (disque) d'environ 2 cm d'épaisseur à partir de laquelle seront déterminées, au laboratoire, les caractéristiques du bois et de l'écorce.

La partie inférieure à 7 cm de diamètre est entièrement débitée en cinq catégories : 7 à 5 cm de diamètre, 5 à 3 cm, 3 à 2 cm, 2 à 1 cm et inférieure à 1 cm de diamètre. Ces diverses catégories sont pesées sur place et un échantillon aussi représentatif que possible de celles-ci est également prélevé. Quant aux branchettes d'un diamètre inférieur à 1 cm, elles sont refractionnées en classes de 2 en 2 mm.

Les rondelles et échantillons sont placés dans des sacs en polyéthylène et traités dans les 24 heures.

La détermination de la masse volumique du bois nécessite la connaissance précise du volume. À cet effet, on utilise une méthode hydrostatique permettant non seulement de réaliser un grand nombre de mesures sur des échantillons de forme et de volume quelconques, mais aussi de tenir compte de la variabilité de la masse volumique au sein d'un même arbre ou entre arbres au sein de milieux écologiques semblables ou différents.

À l'aide d'une balance, on mesure la poussée verticale de bas en haut subie par les échantillons lors de leur immersion dans une cuve remplie d'eau. À cet effet, ceux-ci sont placés sous une masse de plomb dans un panier en treillis suspendu à la balance, le système étant équilibré au moyen d'une tare et remis à zéro. On mesure, par pesées, la masse de l'échantillon dans l'air (M_1) puis sa masse dans l'eau (M_2) en g. Comme la masse volumique de l'eau (D_e), à la température de mesure, est très voisine de 1 g/cm^3 , la masse d'eau déplacée est égale à :

$$V_s = (M_1 - M_2) / D_e$$

et est assimilable au volume du bois à l'état humide V_s , en cm^3 . Connaissant le volume et la masse de l'échantillon de bois à l'état humide, la masse volumique résulte alors de l'expression :

$$D_s = M_1 / V_s$$

Une telle méthode permet d'obtenir rapidement la masse et le volume du bois total à l'état humide et à l'état anhydre.

À défaut de disposer d'une balance munie d'un crochet pour suspendre le panier, une autre manière de procéder, mais valable pour de plus petits échantillons, est de réaliser la pesée en immersion sur le plateau de la balance (Figure 5.3.1).

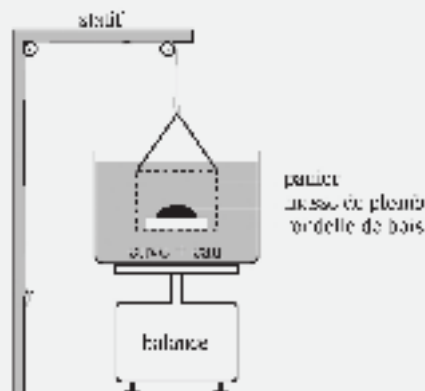


Figure 5.3.1 — Détermination du volume d'un échantillon de bois par la méthode hydrostatique.

Dans ce cas, un récipient rempli d'eau est placé sur le plateau, un panier en treillis lesté et accroché à un statif est complètement plongé dans le récipient. Le tarage est effectué et donne lieu à la mesure T . L'échantillon de bois est ensuite introduit dans le panier lesté et l'ensemble immergé est pesé (masse M). Le volume se déduit alors de l'expression :

$$V = M - T$$

qui se réduit à :

$$V = M$$

si la balance est munie d'un système de tarage automatique ou de remise à zéro.

En ce qui concerne les feuilles, selon l'importance du feuillage, on effectuera une pesée de la masse foliaire totale avant et après séchage ou on procédera par échantillonnage. Celui-ci peut consister à prélever des rameaux feuillés et à utiliser des relations entre le nombre de feuilles et la longueur des rameaux ou le diamètre des branches, par exemple. D'autres approches consistent à utiliser des relations unissant la masse à l'état sec du feuillage et la masse à l'état sec du tronc ou cette même masse et une caractéristique dendrométrique globale.

En ce qui concerne les racines et les souches, la détermination de la biomasse est nettement plus complexe puisqu'il faut en principe extraire du sol les systèmes racinaires. Plusieurs méthodologies destinées à alléger le travail reposent sur l'analyse d'échantillons, par exemple d'un volume déterminé de sol [LOSSAINT et RAPP, 1978], ou sur la prise en considération de certaines dimensions de racines. La plupart des études entreprises sur ce thème sont orientées vers la recherche de relations satisfaisantes entre la biomasse des racines et l'une ou l'autre caractéristique de l'arbre, du sol, de l'espèce ou du peuplement.

5.3.3. Détermination de la biomasse d'un peuplement

Le seul fait de considérer un peuplement implique le recours à l'échantillonnage ou à des méthodes d'estimation indirectes. Si toutes les composantes de la biomasse doivent être prises en compte, l'échantillonnage est évidemment d'autant plus complexe à réaliser. Nous nous en tiendrons ici au bois de tronc et de branche, parties d'arbres faisant déjà habituellement l'objet de cubages.

• *Méthode basée sur l'analyse d'une coupe globale ou localisée d'arbres*

Cette méthode «par coupe rase» consiste à mesurer la biomasse (troncs et branches) dans sa totalité sur une ou plusieurs placettes de quelques ares, représentatives du peuplement, et selon un processus d'échantillonnage à définir en fonction de l'hétérogénéité du milieu. Tous les arbres provenant des placettes sont pesés à l'état humide sur le terrain et un sous-échantillon est prélevé en vue de déterminer des masses à l'état sec. Connaissant le rapport existant entre la masse à l'état anhydre à l'étuve et la masse à l'état humide, il suffit de l'appliquer aux masses à l'état humide totales mesurées sur le terrain et d'extrapoler ensuite les résultats à l'étendue totale du peuplement.

Une variante plus systématisée de cette technique consiste à définir des sous-échantillons prélevés de manière aléatoire pour estimer les biomasses par types de composantes (diverses dimensions de tiges et de branches).

• **Méthode basée sur les arbres moyens**

Dans le but d'alléger considérablement le travail de terrain, on repère, parmi la distribution des arbres par catégories de diamètre, l'arbre moyen du peuplement qui sera aussi représentatif que possible de la masse moyenne. À ce titre, pour un peuplement équienne monospécifique, l'arbre de surface terrière moyenne (§ 7.2.2) mérite d'être retenu. On prélève ensuite quelques arbres (au moins 5) moyens, c'est-à-dire ayant le même diamètre que l'arbre de surface terrière moyenne. On mesure leurs biomasses et on en déduit une biomasse moyenne qui, multipliée par le nombre d'arbres du peuplement, fournit la biomasse de celui-ci.

• **Méthodes indirectes**

Il s'agit de méthodes non destructives basées sur l'utilisation d'équations mathématiques ou de tables exprimant la biomasse BM de telle ou telle composante de l'arbre en fonction de caractéristiques facilement mesurables comme le diamètre à hauteur d'homme d et la hauteur totale h .

Les modèles les plus utilisés se présentent généralement sous la forme de relations d'allométrie :

$$BM = a_0 d^{a_1} \quad \text{ou} \quad BM = a_0 d^{a_1} h^{a_2}$$

À l'instar de ce que l'on peut trouver en matière de tarifs de cubage, il existe une quantité impressionnante d'études portant sur les types d'équations de régression permettant d'estimer la biomasse d'essences tant feuillues que résineuses. Nous citerons en particulier une étude réalisée à partir de bases de données d'inventaires portant sur les forêts de l'est des USA [SCHROEDER et al., 1997] et mentionnant des équations exprimant la biomasse (en kg) par rapport au seul diamètre d à 1,3 m (en cm). Cette biomasse inclut tige, souche, branches, ramilles, écorce, feuillage :

- pour les feuillus : $BM = 0,5 + (25.000 d^{2,5} / (d^{2,5} + 246,872))$
(diamètres compris entre 1,3 et 85,1 cm pour 454 arbres de 34 espèces) ;
- pour les conifères : $BM = 0,5 + (15.000 d^{2,7} / (d^{2,7} + 364,946))$
(diamètres compris entre 2,5 et 71,6 cm pour 83 arbres de 5 espèces).

Les constantes 25.000 et 15.000 représentent le maximum asymptotique de biomasse par arbre et la constante 0,5 en représente le minimum.

SCHROEDER et al. [1997] ont aussi calculé des facteurs d'expansion de la biomasse (BEF), ou de conversion du volume en biomasse, qui correspondent ici au rapport entre la biomasse (en tonnes/ha pour des arbres ayant un diamètre supérieur à 2,54 cm) et le volume V du matériel sur pied (m^3/ha pour

des arbres ayant un diamètre supérieur à 12,7 cm, le volume considéré est un volume tige limité à 10 cm de diamètre).

L'équation qui a été retenue est du type :

$$BEF = \exp(a_0 + a_1 \ln V)$$

Pour les forêts étudiées, il s'est avéré que les facteurs d'expansion variaient de 1 à 4,5.

On mentionnera aussi l'intérêt, dans le cas d'inventaires portant sur de grandes surfaces, de procéder à des estimations de biomasses directement à partir des volumes estimés [BI et al., 2001].

Pour des informations complémentaires, on renverra le lecteur intéressé par le sujet à la très importante bibliographie produite par [ZIANIS et al., 2005] et relative aux équations de cubage et de biomasse en vigueur en Europe. Cette synthèse comporte pas moins de 607 équations établies pour la biomasse (la plupart pour toutes les composantes ligneuses aériennes) et 230 pour le volume de tiges d'essences croissant en Europe. Les auteurs font état de leur grande utilité en termes d'outils de base pour des études portant sur l'estimation des stocks de carbone et de balance nutritionnelle des écosystèmes forestiers. Des modèles applicables au cas de multi-tiges ont aussi fait l'objet d'études spécifiques [CIENCIALA et al., 2013]. Il en est de même pour les arbustes [BROWN, 1976].

6

TARIFS DE CUBAGE

6.1. Introduction

Les tarifs de cubage⁽¹⁾ sont des outils d'estimation indirecte de volumes d'arbres. L'importance du sujet traité et ses nombreux prolongements ou applications justifient que nous tentions de couvrir le mieux possible les différentes notions et problèmes qu'impliquent l'élaboration et l'utilisation de tarifs ou de tables de cubage. On met habituellement en œuvre des tarifs de cubage individuels ou tarifs de cubage arbre, qui font l'objet du présent chapitre, et des tarifs de cubage de peuplements que nous aborderons ultérieurement (§ 8.6.3) à l'occasion de la détermination du volume des peuplements.

Dans un premier paragraphe, nous envisagerons ou rappellerons quelques notions générales relatives au principe même d'un tarif de cubage (§ 6.2), avant de considérer sa construction proprement dite (§ 6.3). Nous attirerons particulièrement l'attention sur les tarifs de cubage élaborés par voie mathématique (§ 6.4), ainsi que sur leur précision (§ 6.5). Nous nous pencherons sur les différentes manières d'apprécier la validité d'un tarif de cubage (§ 6.6) et nous verrons enfin comment concevoir sa présentation (§ 6.7).

⁽¹⁾ *volume table.*

6.2. Notions générales

Un tarif de cubage individuel se présente sous la forme d'un tableau chiffré, parfois aussi appelé *table de cubage*, ou d'un graphique, ou encore d'une équation qui fournit le volume d'un arbre (ou, plus strictement, le volume moyen par arbre d'un ensemble d'arbres comparables) en fonction d'une ou de plusieurs caractéristiques dendrométriques directement mesurables relatives à celui-ci.

Pour fixer les idées, le tableau 6.2.1 concerne un exemple de tarif de cubage établi pour le frêne [DAGNELIE et al., 2013]. Il fournit les volumes moyens du bois fort de la tige en fonction de la circonférence à 1,5 m et de la hauteur totale des arbres.

Tableau 6.2.1 — Tarif de cubage exprimant le volume bois fort tige (en m^3) en fonction de la circonférence à 1,5 m ($c_{1,5}$) et de la hauteur totale (h) (cas du frêne (*Fraxinus excelsior*)) [d'après DAGNELIE et al., 2013].

$c_{1,5}$ (cm)	Hauteur totale (m)										
	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34
35	0,064	0,072	0,080	0,087	0,095	0,103	0,114	0,123	0,131	0,140	0,149
45	0,115	0,129	0,142	0,156	0,170	0,184	0,202	0,217	0,232	0,247	0,262
55	0,174	0,195	0,216	0,238	0,259	0,281	0,306	0,329	0,352	0,375	0,398
65	0,242	0,271	0,301	0,331	0,362	0,393	0,428	0,460	0,492	0,525	0,558
75	0,318	0,356	0,396	0,437	0,478	0,520	0,566	0,609	0,653	0,697	0,741
85	0,402	0,452	0,503	0,556	0,609	0,663	0,721	0,777	0,833	0,890	0,947
95	0,495	0,557	0,620	0,686	0,753	0,821	0,893	0,963	1,034	1,105	1,176
105	0,597	0,672	0,749	0,830	0,912	0,994	1,082	1,168	1,255	1,341	1,428
115	0,708	0,797	0,889	0,985	1,084	1,183	1,288	1,391	1,495	1,600	1,704
125	0,827	0,933	1,040	1,154	1,270	1,387	1,510	1,633	1,756	1,880	2,003
135	0,956	1,078	1,202	1,334	1,470	1,607	1,750	1,893	2,037	2,181	2,326
145	1,093	1,233	1,375	1,528	1,684	1,842	2,007	2,172	2,338	2,505	2,672
155	1,239	1,398	1,559	1,733	1,912	2,092	2,280	2,470	2,660	2,850	3,041
165	1,394	1,573	1,754	1,951	2,153	2,358	2,570	2,785	3,001	3,217	3,434
175	1,557	1,758	1,961	2,182	2,409	2,639	2,877	3,120	3,362	3,606	3,849
185	1,730	1,952	2,178	2,424	2,678	2,935	3,201	3,472	3,744	4,016	4,289
195	1,910	2,157	2,406	2,679	2,961	3,246	3,542	3,843	4,145	4,448	4,751
205	2,100	2,371	2,645	2,947	3,258	3,573	3,899	4,233	4,567	4,901	5,237
215	2,298	2,595	2,895	3,226	3,568	3,915	4,273	4,640	5,008	5,376	5,746
225	2,504	2,829	3,155	3,518	3,892	4,272	4,664	5,066	5,469	5,873	6,278

Contrairement à un tarif de cubage, le *barème de cubage*, expression encore parfois utilisée dans la pratique, n'est pas établi sur la base d'observations directes relatives au volume, mais il s'appuie surtout sur des hypothèses concernant la forme des arbres ou leur appartenance à des types géométriques déterminés.

Le principe de base d'un tarif de cubage repose sur l'hypothèse que des arbres de même essence, de même grosseur, de même hauteur et de même âge, ayant grandi dans des milieux de croissance comparables, ont un volume identique ou qui oscille peu autour d'un volume moyen pouvant être exactement déterminé [COTTA, 1817]. Il est évident qu'un tarif sert avant tout à cuber un ensemble ou un lot d'arbres plutôt qu'un arbre seul.

Pour être complet, on évoquera le questionnement récurrent de forestiers qui :

- se méfient à l'égard des tarifs de cubage *vs* le recours à des méthodes indirectes utilisant des coefficients de défilement ou de décroissance qui exprimeraient mieux la forme d'un arbre ;
- mettent en cause le fait que les seuls diamètres et hauteurs rendraient suffisamment bien compte de la morphologie d'arbres ayant grandi dans des conditions de croissance et de compétition parfois très différentes ayant eu une incidence sur la forme et donc aussi sur le volume.

Ces considérations ne sont guère fondées dès lors que la détermination du volume des arbres destinés à construire un tarif est quasi toujours réalisée à partir de formules de cubage appliquées à des billons (§ 4.4.3) dont on peut faire varier la longueur, ce qui permet d'intégrer les variations de morphologie des tiges bien mieux qu'en recourant à un coefficient « global » lié à leur forme. En outre, rien n'exclut que pour des situations très contrastées des tarifs « locaux » ou spécifiques soient élaborés.

Les tarifs de cubage sont généralement utilisés dans les domaines suivants : la gestion forestière, la commercialisation des produits ligneux et la recherche forestière, principalement celle axée sur les études de productivité. Ils peuvent être conçus en fonction des objectifs poursuivis ou de la précision souhaitée et, de manière très générale, ils se différencient les uns des autres par le nombre *d'entrées* qu'ils comportent, c'est-à-dire par les caractéristiques de l'arbre individuel en fonction desquelles ils fournissent le volume. Dans ces conditions, on distinguera plusieurs types de tarifs de cubage :

- les tarifs nécessitant une seule mesure par arbre (*tarifs à une entrée*) : ceux-ci expriment le volume moyen d'un arbre en fonction d'un seul critère qui est la grosseur à hauteur d'homme [$v = f(d)$]. Leur domaine d'application est d'autant plus limité que le nombre de sujets ayant servi à les construire est restreint et localisé. Parmi les tarifs à une entrée typiques, on trouve les tarifs « aménagement », valables pour une essence donnée au sein d'une unité d'aménagement ou de gestion forestière (quelques dizaines ou centaines

- d'hectares) bien déterminée. Ils ne conviennent pas au cubage d'arbres seuls ni à celui de peuplements pour lesquels une grande exactitude serait exigée ;
- les tarifs nécessitant une mesure par arbre et une mesure ou une observation générale relative au peuplement, telle que sa hauteur dominante [DAGNELIE et al., 1976 ; 2013] ou son âge, par exemple $[v=f(d, h_{dom})]$. Il s'agit de *tarifs à une entrée gradués* en fonction d'un paramètre étranger à l'arbre, ils ont de ce fait un champ d'application plus général ;
 - les tarifs nécessitant deux mesures par arbre (*tarifs à deux entrées*) : ils font intervenir un facteur supplémentaire tel que la hauteur totale $[v=f(d, h)]$ et gagnent donc en précision. Ces tarifs sont d'usage nettement plus général. Leur fiabilité dépend beaucoup plus de la forme des arbres concernés que de l'essence ou des lieux de croissance. En d'autres termes, pour chaque classe diamètre-hauteur, la forme des arbres pour lesquels la table est utilisée doit en principe correspondre à la forme de ceux ayant servi à construire le tarif ;
 - les tarifs nécessitant plus de deux mesures par arbre (*tarifs à plus de deux entrées*) : ils peuvent être envisagés pour obtenir davantage de précision et ont en principe un caractère plus universel en considérant, par exemple, outre la grosseur à hauteur d'homme et la hauteur totale, la grosseur à une hauteur déterminée «*i*», soit $[v=f(d, d_i, h)]$. Sur un plan pratique, l'utilisation de ce type de tarifs est évidemment plus laborieuse. Comme ceux à deux entrées d'ailleurs, ils conviennent mieux au cubage d'arbres pris individuellement, encore que le gain de précision à attendre soit peu élevé, la variabilité biologique naturelle restant difficilement maîtrisable.

Si, dans certains cas, les entrées du tarif correspondent aux variables ou aux termes de la fonction mathématique fournissant le volume comme $v=f(d)$, par exemple, dans d'autres cas, les variables pourront résulter de la transformation mathématique ou de la combinaison des entrées (d^2 , d^3 ou d^2h , par exemple). Il ne faudra donc pas confondre entrées et variables. Pour fixer les idées, l'équation $v=f(d^2, h, d^2h)$, tout en comportant trois variables, relève d'un tarif à deux entrées.

6.3. Construction d'un tarif de cubage

L'élaboration d'un tarif de cubage s'effectue en plusieurs phases parmi lesquelles il convient de citer :

- la récolte des données de base ;
- la préparation des données, comportant leur réduction et le calcul des volumes ;
- le choix et l'application de la méthode de construction proprement dite.

6.3.1. Récolte des données de base

• *Taille de l'échantillon*

Fixer l'importance de l'échantillon d'arbres abattus ou sur pied nécessaire à l'élaboration d'un tarif de cubage est un problème relativement complexe avant tout lié aux objectifs poursuivis et à la précision souhaitée.

Le choix de l'échantillon suppose la prise en compte de plusieurs critères tels que : le nombre de sujets à mesurer, les dimensions de ceux-ci et le choix des peuplements dans lesquels ils sont mesurés. L'utilisation que l'on fera du tarif est évidemment également importante à considérer (cubage en vue de la commercialisation, cubage destiné à des études de production, cubage réalisé à l'échelle locale, régionale ou nationale).

Si le tarif concerne une aire limitée où les conditions de croissance sont relativement homogènes, on peut admettre un échantillon variant de 30 à 100 bois [LOETSCH et al., 1973; RONDEUX, 1973a; SCHMITT et SCHNEIDER, 1959]. Pour un tarif d'application plus large, devant par exemple couvrir une région ou les principaux milieux de croissance d'une essence (stations écologiques, âges, traitements), il est indispensable de mesurer un plus grand nombre de bois.

Si l'on s'en réfère à la littérature existante, les nombres de bois envisagés sont très variables et semblent être le reflet de l'importance quantitative et qualitative des essences mesurées plutôt que du souci d'atteindre une grande précision. On note, de façon générale, que les tarifs intéressant les essences feuillues sont basés sur un plus grand nombre d'arbres, et qu'en moyenne celui-ci est assez bien lié à la grandeur de leurs zones d'application, comme l'indiquent les chiffres approximatifs suivants qui découlent de l'examen d'environ 70 tarifs issus d'une quinzaine de pays :

- peuplement = 30 à 100 arbres ;
- forêt = 400 arbres ;
- région = 1.000 arbres ;
- pays = 2.000 arbres et plus.

Il est toujours possible, en conditions pour lesquelles on ne dispose d'aucune référence connue, de tester l'incidence du nombre de bois en travaillant de manière itérative consistant à identifier un nombre limite à partir duquel la variabilité des volumes en fonction des paramètres d'entrée se stabilise.

• *Choix proprement dit de l'échantillon*

En principe, les arbres destinés à construire un tarif de cubage doivent être représentatifs de la population ou de l'ensemble auquel il est appliqué.

La plupart du temps, la récolte des données se fait à partir d'arbres issus d'éclaircies ou de coupes rases, voire d'arbres abattus pour la circonstance ou plus rarement à partir d'arbres sur pied mesurés au moyen d'appareils adéquats tels que le relascope de BITTERLICH (§ 2.3.2, 4.5.4 et 4.5.5) et, dans une certaine mesure, le LiDAR terrestre (§ 4.5.6).

Dans le cas d'arbres provenant d'éclaircies, les sujets retenus ne constituent généralement pas un échantillon représentatif de la population observée, car ils appartiennent à une population différente ou ont des caractéristiques propres ayant justifié leur élimination [AVERY, 1975]. Cette observation doit cependant être nuancée en fonction du type d'éclaircie pratiquée et du but de l'opération sylvicole. Selon ABADIE et AYRAL [1956], dans le cas où l'estimation des volumes se fait en fonction de la grosseur à hauteur d'homme et de la classe sociale des arbres (dominé, codominant, dominant), il n'y aurait pas de différence significative entre les arbres d'éclaircie et ceux sur pied. Sur la base de placettes d'expérience d'essences diverses, BOUCHON [1974] compare les caractéristiques d'arbres abattus et sur pied (circonférences, hauteurs, positions sociales, houppiers). Il conclut que certains tarifs à une ou à deux entrées, construits à partir de sujets d'éclaircies échantillonnés sur des bases sérieuses, donneraient lieu à des résultats biaisés lors de leur application au cubage d'ensembles d'arbres sur pied et donc aussi de peuplements.

Il est très important de veiller à utiliser un échantillon assurant une bonne dispersion de la distribution des grosseurs. En d'autres termes, il sera souvent préférable de mesurer un nombre plus élevé d'arbres appartenant aux catégories de grosseur extrêmes plutôt que d'accroître l'effectif total. En particulier, on veillera à disposer d'un nombre suffisamment important de gros bois au sein de l'échantillon eu égard à la plus grande variabilité des volumes de ceux-ci.

Ces considérations impliquent que l'on mesure, autant que possible, un nombre pratiquement constant d'arbres dans chaque classe de diamètre.

• *Types de données récoltées*

Les données à récolter sont globalement fonction du type de tarif à construire et du type de volume intéressant l'utilisateur.

Dans ces conditions, on sera évidemment attentif à ce que ces données correspondent aux *entrées* du tarif ou puissent permettre de les déterminer; il en sera de même pour les *sorties* (types de volumes fournis) du tarif. Toutes

les données capables d'expliquer la variabilité du volume d'un arbre, qu'elles concernent l'arbre lui-même, le peuplement auquel il appartient ou le milieu écologique environnant, méritent également d'être prises en compte.

Parmi les mesures couramment effectuées, le plus souvent sur des arbres abattus, on retiendra :

- la grosseur à hauteur d'homme sur écorce ;
- les grosseurs, à divers niveaux de longueur, de billons successifs ;
- la hauteur totale, la hauteur bois fort et la hauteur bois d'œuvre ;
- l'épaisseur de l'écorce (mesures à divers niveaux) ;
- la largeur et la longueur du houppier.

D'autres mesures, moins fréquentes, ont trait aux caractéristiques dimensionnelles des branches en vue de la détermination de leur volume, à l'âge des arbres, à la grosseur et à la longueur des billes de pied (feuillus), à la circonférence (ou diamètres perpendiculaires) des souches (§ 3.5) des arbres abattus faisant partie de l'échantillon.

Certaines des mesures évoquées peuvent également être effectuées sur arbres debout si l'on souhaite disposer d'un échantillon plus étoffé ou plus représentatif, ce qui revient à accepter d'inévitables différences de précision.

Les mesures et observations relatives aux peuplements ou aux stations dont proviennent les sujets échantillonnés pourront concerner la hauteur moyenne ou la hauteur dominante, la surface terrière et le nombre de bois à l'hectare pour les peuplements, et des éléments tels que l'altitude, la pente, l'association pédologique ou phytosociologique pour les milieux de croissance, encore que ces informations n'expliquent pas toujours de manière satisfaisante la variabilité du volume.

Pour fixer les idées, la figure 6.3.1 concerne un exemple de fiche relative à la récolte des données de base.

Afin d'illustrer la technique de construction d'un tarif de cubage, nous avons procédé à la mesure de 50 arbres abattus sélectionnés au sein d'une futaie de hêtres d'environ 30 hectares. Le tableau 6.3.1 concerne les principales données de base à mettre en relation telles que diverses grosseurs et hauteurs, ainsi que les volumes du bois fort de la tige et du bois d'œuvre (découpe située, par convention, à l'endroit de la tige où la circonférence correspond à 50% de la circonférence à 1,5 m) calculés à partir de billons cubés au moyen de la formule de cubage de SIMPSON (§ 4.4.3).

Forêt : _____ Altitude : _____ h_{dom} : _____ Parcelle : _____ Exposition : _____ h_{tot} : _____ N° arbre : _____ Pente : _____ h_{bft} : _____ Essence : _____ Géologie : _____ h_{bo} : _____ Âge : _____ Pédologie : _____ h_{ho} : _____ Souche : _____ Phytosociologie : _____ d_{ho} : _____ Diamètre ou cc : _____ circonférence : _____					
Tige		Branches			
Niveaux de mesure (m)	Circonférences (cm)	L (cm)	c_b (cm)	L (cm)	c_b (cm)
0,5	-----	-----	-----	-----	-----
1,3	-----	-----	-----	-----	-----
1,5	-----	-----	-----	-----	-----
2,5	-----	-----	-----	-----	-----
3,5	-----	-----	-----	-----	-----
4,5	-----	-----	-----	-----	-----
5,5	-----	-----	-----	-----	-----
6,5	-----	-----	-----	-----	-----
7,5	-----	-----	-----	-----	-----
8,5	-----	-----	-----	-----	-----
9,5	-----	-----	-----	-----	-----
11,0	-----	-----	-----	-----	-----
13,0	-----	-----	-----	-----	-----
15,0	-----	-----	-----	-----	-----
17,0	-----	-----	-----	-----	-----
19,0	-----	-----	-----	-----	-----
21,0	-----	-----	-----	-----	-----
23,0	-----	-----	-----	-----	-----
25,0	-----	-----	-----	-----	-----
27,0	-----	-----	-----	-----	-----
29,0	-----	-----	-----	-----	-----
31,0	-----	-----	-----	-----	-----
<i>Légende</i> h_{dom} = hauteur dominante (cm) h_{tot} = hauteur totale (cm) h_{bft} = hauteur bois fort tige (cm) h_{bo} = hauteur bois d'œuvre (cm) h_{ho} = hauteur du houppier (cm) d_{ho} = diamètre du houppier (cm) cc = épaisseur d'écorce (mm) L = longueur d'une branche (cm) c_b = circonférence à la base d'une branche					

Figure 6.3.1 — Exemple de fiche de pointage relative au cubage d'un arbre.

Tableau 6.3.1 — Données dendrométriques relatives à 50 hêtres abattus.

n°	$c_{1,5}$ (cm)	c_7 (cm)	$c_{0,5}$ (cm)	h (cm)	d_{ho} (cm)	v_{bft} (dm ³)	v_{bo} (dm ³)	n°	$c_{1,5}$ (cm)	c_7 (cm)	$c_{0,5}$ (cm)	h (cm)	d_{ho} (cm)	v_{bft} (dm ³)	v_{bo} (dm ³)
1	65	53	45	1.950	420	325	313	26	142	124	96	2.255	915	1.666	1.558
2	70	57	50	2.010	400	376	346	27	144	122	88	2.750	600	1.926	1.818
3	76	59	47	2.460	345	483	437	28	146	127	91	2.800	1.100	2.134	1.973
4	82	67	57	1.980	630	514	474	29	152	125	88	2.850	1.000	2.061	1.979
5	83	71	54	2.750	385	680	626	30	152	124	97	2.960	830	2.228	2.056
6	84	63	44	2.040	350	454	407	31	154	132	90	2.490	875	1.994	1.796
7	88	69	56	2.475	450	629	590	32	155	141	113	2.830	1.185	2.683	2.546
8	92	76	66	2.360	680	732	706	33	156	130	89	2.600	1.200	2.097	1.888
9	94	71	60	2.250	390	624	564	34	161	123	102	2.445	865	1.967	1.839
10	95	83	59	2.350	580	725	700	35	163	146	113	2.940	1.400	2.911	2.706
11	100	87	65	2.780	590	1.102	950	36	164	136	101	2.470	1.200	2.262	2.144
12	102	81	58	2.150	465	761	709	37	174	150	80	2.760	1.200	2.597	2.365
13	105	87	73	2.530	790	1.022	960	38	175	151	110	2.760	870	2.924	2.729
14	105	91	77	2.600	615	1.106	1.041	39	178	157	94	2.755	1.255	2.779	2.593
15	106	90	75	2.780	800	1.140	1.035	40	182	160	123	2.635	1.175	3.248	3.104
16	110	93	78	2.440	400	1.065	997	41	192	166	107	2.900	1.140	2.903	2.725
17	116	99	90	2.480	725	1.288	1.168	42	197	170	118	2.960	1.270	3.531	3.176
18	116	98	69	2.655	680	1.305	1.194	43	205	171	115	2.820	1.150	3.910	3.662
19	117	99	79	2.650	680	1.226	1.116	44	220	187	144	2.960	1.570	4.812	4.386
20	119	104	83	2.540	575	1.345	1.268	45	222	193	124	3.210	1.500	5.170	4.813
21	121	97	61	2.370	740	999	906	46	229	198	143	2.870	1.555	5.304	4.926
22	121	101	84	2.450	700	1.408	1.314	47	229	197	154	2.910	1.480	5.498	5.238
23	130	109	92	2.645	875	1.588	1.512	48	230	202	113	2.890	1.160	4.545	3.948
24	131	113	93	2.900	620	1.711	1.648	49	243	217	123	3.045	1.420	5.671	5.143
25	138	115	82	2.520	800	1.615	1.517	50	248	205	136	2.730	1.570	4.995	4.555
$c_{1,5}$ = circonférence à 1,5 m c_7 = circonférence à 7 m $c_{0,5}$ = circonférence à la moitié de h				h = hauteur totale d_{ho} = diamètre du houppier (mesuré avant abattage) v_{bft} = volume du bois fort de la tige				v_{bo} = volume du bois d'œuvre défini par le volume de la tige jusqu'à la découpe fixée à 50 % de la circonférence							

6.3.2. Préparation des données

Il est très important d'organiser et de pré-traiter les données récoltées sur le terrain (données brutes) en vue de la phase de construction proprement dite du tarif. Dans notre terminologie, *les données dendrométriques brutes* concernent principalement les grosseurs et les longueurs de billons qui permettent, au moyen de formules adéquates (§ 4.4.2 et 4.4.3), de déterminer le volume des arbres échantillonnés.

Au même titre que les grosseurs à hauteur d'homme, les grosseurs à divers niveaux ou encore les différentes hauteurs, les volumes constituent évidemment les principales *données* à partir desquelles la construction du tarif pourra être envisagée. Vues sous cet angle, les données, éventuellement transformées ou combinées, constituent les *variables* à mettre en relation. Parmi celles-ci on distinguera les variables à expliquer ou variables *dépendantes*, c'est-à-dire les volumes, et les variables *explicatives*, c'est-à-dire les grosseurs et les hauteurs ou tout autre variable liée au volume. L'utilisation de tableurs tels que Excel©, par exemple, permet de manipuler très aisément ces lots de données et d'opérer quantité d'opérations souvent fastidieuses.

6.3.3. Construction proprement dite d'un tarif de cubage

La construction d'un tarif peut s'appuyer sur plusieurs méthodes :

- méthode directe ;
- méthode graphique ;
- méthode mathématique.

Il est bien évident que les deux premières méthodes supplantées par la méthode mathématique (§ 6.4) ne présentent plus guère d'intérêt. Elles seront cependant abordées pour des raisons avant tout didactiques.

• *Méthode directe*

Dans cette méthode expéditive, les arbres sont regroupés par classes de grosseur dans le cas d'un tarif à une entrée et par classes de grosseur et de hauteur dans le cas d'un tarif à deux entrées. Dans le premier cas, on calcule alors le volume moyen correspondant à chaque classe de grosseur et dans le second cas, il est nécessaire de calculer le volume pour chaque classe de grosseur à l'intérieur de chaque classe de hauteur.

Cette manière de procéder conduit presque inévitablement au tracé de lignes brisées (Figure 6.3.2), la loi de variation obtenue pour le volume est irrégulière et le tarif résultant est très peu précis pour les combinaisons de variables explicatives qui ne comportent qu'un nombre limité de mesures.

Exemple 6.3.1 — Construction d'un tarif de cubage par la méthode directe

Reprenons les données du tableau 6.3.1, plus spécialement en ce qui concerne les circonférences à 1,5 m et les volumes du bois fort de la tige. Ceux-ci ont été déterminés au moyen de la formule de SIMPSON (§ 4.4.3) appliquée à des billons de 1 m de long. Dans l'optique de l'utilisation de la méthode directe, l'estimation des volumes moyens par classes de circonférence échelonnées de 10 en 10 cm a donné lieu aux résultats suivants (Tableau 6.3.2 et Figure 6.3.2).

Tableau 6.3.2 — Volumes bois fort tige (v_{bft}) moyens par catégories de circonférence.

$C_{1,5}$ (cm)	V_{bft} (dm ³)	$C_{1,5}$ (cm)	V_{bft} (dm ³)	$C_{1,5}$ (cm)	V_{bft} (dm ³)
65	325	135	1.638	195	3.217
75	430	145	1.909	205	3.910
85	569	155	2.213	215	-
95	694	165	2.380	225	5.196
105	1.026	175	2.767	235	4.545
115	1.246	185	3.248	245	5.333
125	1.204				

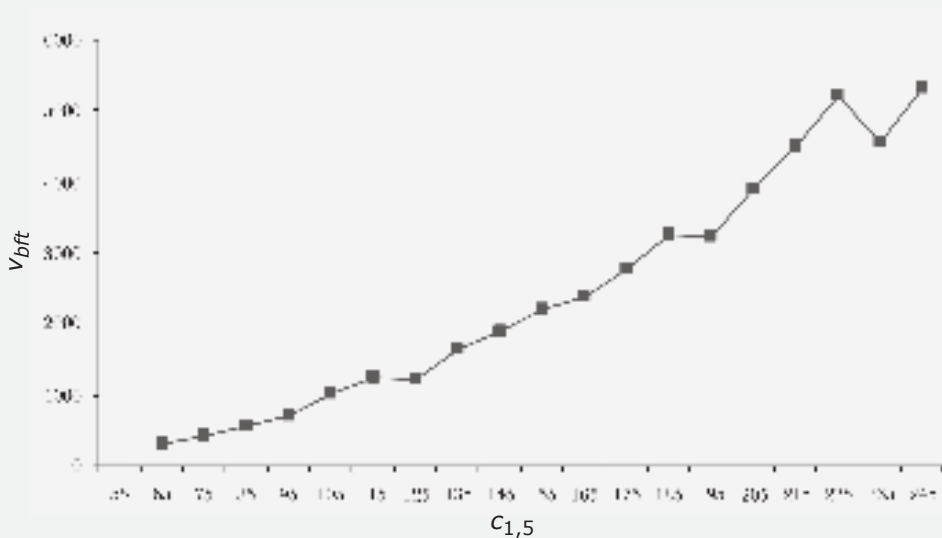


Figure 6.3.2 — Construction d'un tarif de cubage par la méthode directe (v_{bft} en dm³ et en ordonnées, $c_{1,5}$ en cm et en abscisses) (valeurs du tableau 6.3.2).

• *Méthode graphique*

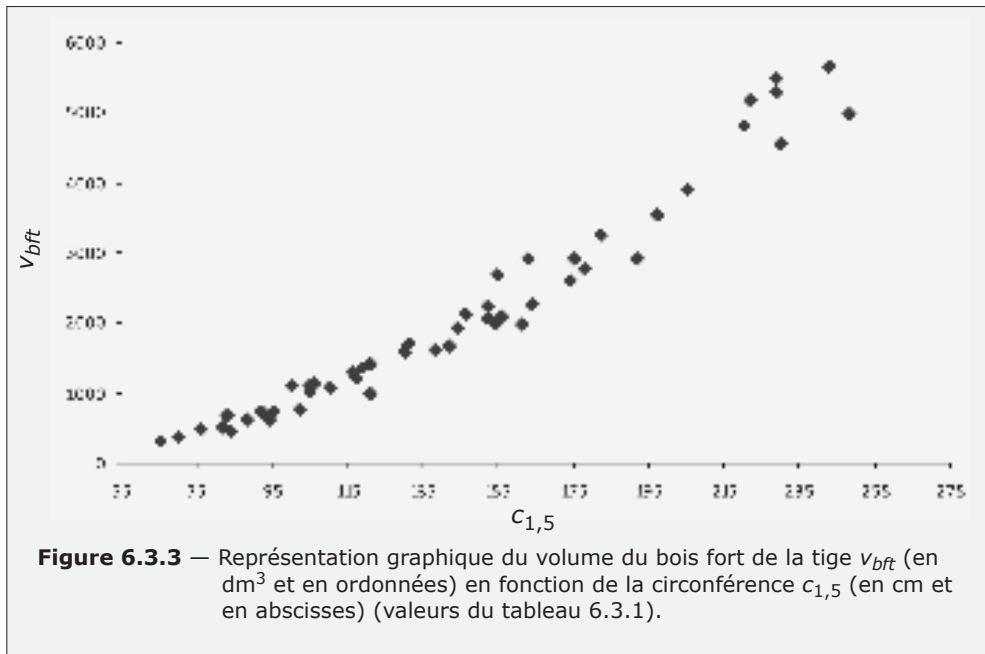
Cette méthode qui peut permettre d'évaluer très rapidement le type de relation existant entre le volume et l'une ou l'autre variable liée n'a de sens que dans la construction de tarifs à une entrée. Comparée à la précédente, elle présente l'avantage de mieux tenir compte de l'allure générale du nuage de points. Tous les arbres de l'échantillon sont placés dans un graphique dont les axes matérialisent respectivement le volume, en ordonnées, et la grosseur à hauteur d'homme, en abscisses. On trace ensuite, à main levée, une courbe continue occupant le mieux possible une position moyenne au sein de tous les points du graphique. Les courbes de ce genre présentent généralement une concavité orientée vers le haut ou sont très tendues au point de se rapprocher d'une ligne droite, en particulier si l'amplitude des catégories de grosseur est assez limitée. De la même manière que dans la méthode directe, rien n'empêche d'appliquer la procédure qui vient d'être décrite à chaque classe de hauteur dans l'optique de la construction de tarifs à deux entrées.

Certaines améliorations ont été apportées à cette méthode en reportant les volumes et les grosseurs sur des échelles logarithmiques. Cette façon de procéder permet de transformer la courbe dont question ci-avant en une courbe à rayon de courbure très grand tourné vers le bas, ce qui facilite la représentation graphique. On cubera à l'aide de ce tarif tous les arbres de l'échantillon ayant servi à le construire et dont le volume réel total est connu v_r , on obtiendra alors un volume total estimé v_e . À chaque application du tarif à un lot donné de bois, on multipliera le volume estimé par le facteur de correction v_r/v_e .

Contrairement à la méthode directe, la méthode graphique impose une évolution régulière des volumes en fonction des grosseurs. Elle ne nécessite pratiquement aucun calcul et peut donc être intéressante à considérer pour répondre rapidement à certains problèmes locaux ou venir en aide aux forestiers complètement dépourvus de moyens de calcul. Le gros inconvénient de cette technique réside dans sa subjectivité, les résultats obtenus dépendent en effet de l'habileté de celui qui trace la courbe et de sa plus ou moins bonne connaissance des lois de variation du volume. En outre, elle ne permet pas d'estimer la précision du tarif de cubage lors de la détermination du volume d'un ensemble d'arbres.

Exemple 6.3.2 — Construction d'un tarif de cubage par la méthode graphique

Utilisons une nouvelle fois les données du tableau 6.3.1 et portons dans un système de coordonnées cartésiennes X, Y les volumes bois fort tige en regard de chaque circonférence individuelle. On obtient le nuage de points représenté dans la figure 6.3.3 auquel nous avons ajusté, à main levée, une ligne occupant le mieux possible une position moyenne. Dans le cas où un grand nombre d'observations devrait être porté en graphique, la probabilité que deux ou plusieurs d'entre elles se situent au même point (occupent la même position) pourrait être élevée. On conseillera alors de tenir compte du « poids » de chacun de ces points en leur surimposant le nombre correspondant d'observations et le tracé de la ligne sera adapté en conséquence.



• *Méthode mathématique*

Les tarifs de cubage sont construits par voie mathématique et se présentent sous la forme d'équations résultant de l'application de la méthode statistique de régression par les moindres carrés [DAGNELIE, 1975c; 1998; DRAPER et SMITH, 1966]. Ce procédé de construction est largement facilité par l'utilisation de logiciels statistiques (SAS©, Minitab©, ...) permettant d'envisager des régressions multiples de diverses formes : linéaires et non linéaires (§ 6.4.1), voire pondérées (§ 6.4.5).

6.4. Tarifs de cubage mathématiques

Nous envisagerons de manière plus approfondie, dans les paragraphes qui suivent, divers points essentiels des méthodes tant de construction que de choix d'équations ou encore d'estimation de la précision.

6.4.1. Principaux types d'équations

La démarche utilisée pour déterminer la forme des équations revient principalement à effectuer un choix parmi les entrées possibles (première phase), puis à sélectionner la formule mathématique la plus adéquate (seconde phase).

En ce qui concerne la *première phase*, le choix des entrées repose avant tout sur la commodité de leur détermination et sur l'intensité de leur liaison avec le volume. Les entrées le plus souvent retenues seront les grosseurs (circonférences ou diamètres) à hauteur d'homme (tarifs à une entrée), associées à des hauteurs totales ou partielles (tarifs à deux entrées).

Dans le cas de tarifs à deux entrées, certains auteurs préconisent d'utiliser le diamètre à 1,3 m et, plutôt que la hauteur, un second diamètre à un niveau compris entre 5 et 9 m [SCHMID et al., 1971] ou à une hauteur relative constante de $0,3h$ [POLLANSCHÜTZ, 1965], voire de $0,1h$ [EVERT, 1969] avec des résultats tout à fait satisfaisants. Un second diamètre apporterait une précision comparable à celle fournie par la hauteur et, à condition de se situer à un niveau ne posant pas de problèmes techniques de mesure, il serait intéressant à considérer en matière de cubage d'essences feuillues. Dans tous les cas, l'objectif est évidemment de maîtriser le mieux possible la forme de l'arbre.

En ce qui concerne la *seconde phase* qui a trait au choix de l'équation de cubage, de nombreux modèles mathématiques sont présentés dans des ouvrages de synthèse tels que ceux de AVERY [1975]; AVERY et BURKHART [2002]; HUSCH et al. [2003]; LOETSCH et al. [1973]; PHILIP [1994] et SPURR [1952]. Plutôt que de fournir une liste exhaustive d'équations identifiées dans la littérature et concernant respectivement des tarifs à une, deux, trois et même plus de trois entrées, nous nous limiterons volontairement à quelques modèles parmi les plus utilisés.

Si l'on souhaite exprimer le volume en fonction d'une seule variable, la première qui vient à l'esprit et qui est la plus nettement liée au volume est la grosseur, plus explicitement le diamètre à 1,3 m, soit d . En général, la relation unissant le volume v et le diamètre d est curvilinéaire et se présente sous la forme :

$$v = a_0 + a_1 d^{a_2}$$

a_0 , a_1 et a_2 étant des paramètres à estimer.

Dans de nombreux cas, on constate que la représentation graphique du volume en fonction du carré du diamètre est linéaire. Cela implique que le coefficient a_2 soit égal à 2 et, dans ces conditions, l'équation se simplifie comme suit :

$$v = a_0 + a_1 d^2$$

Un autre modèle non linéaire : $v = a_0 d^{a_1}$ est souvent utilisé ; il peut être ajusté par régression linéaire après transformation logarithmique, soit :

$$\log v = a'_0 + a'_1 \log d$$

Nous verrons ultérieurement (§ 6.4.2) que les équations logarithmiques, comme toutes celles qui comportent un changement de variable sur le volume, introduisent cependant un biais dans les estimations. Elles posent un

problème d'interprétation dans les comparaisons d'ajustement à des modèles non logarithmiques.

L'utilisation de la méthode par les moindres carrés est entre autres basée sur l'hypothèse que la variance du volume est constante le long du nuage de points, condition qui n'est quasi jamais vérifiée. La régularisation de la variance peut être obtenue par la transformation logarithmique. Cependant, compte tenu du biais engendré par ce type de transformation, nous conseillons de recourir à des méthodes appropriées de pondération (§ 6.4.5).

On pourrait aussi imaginer d'opter pour des équations passant par l'origine : $v = a_1 d^2$, par exemple. En pratique, cependant, le volume « commercial » d'un arbre n'est généralement déterminé qu'à partir du moment où celui-ci atteint le diamètre de 7 cm (résineux) ou de 12-13 cm (feuillus) à hauteur d'homme, ce qui justifierait de prendre ces dimensions et les volumes correspondants comme coordonnées du point de départ des courbes.

Dans le cas d'estimations de biomasse supposant la connaissance du volume « le plus total possible » de tous les arbres en croissance, théoriquement on pourrait cependant admettre d'abaisser ce seuil de mesure jusqu'à la valeur « zéro cm », ce qui est proposé entre autres dans le contexte d'évaluations de la quantité de carbone stockée par les arbres. TOMTER et al. [2012], par exemple, proposent des algorithmes permettant d'extrapoler les volumes à partir de la plage des diamètres généralement pris en compte pour estimer ceux correspondant aux diamètres situés entre un diamètre nul et un diamètre correspondant au seuil dit « d'inventaire » (§ 13.4.3). Deux approches sont retenues : la première consiste à modéliser les proportions de volumes cumulés par classes de diamètres, la seconde se base sur la modélisation du rapport existant entre volumes relatifs aux classes consécutives de diamètres.

On recommandera l'utilisation de l'équation linéaire en d^2 , sachant que le volume est davantage lié à une surface (d^2 , au facteur $\pi/4$ près) qu'à une longueur (d).

Si l'on poursuit ce raisonnement, des équations faisant intervenir les variables d^2 et h (hauteur), au sens d'un tarif à deux entrées, permettent de mieux maîtriser la variabilité du volume.

L'expérience montre que les équations les plus pertinentes sont généralement de la forme :

$$v = a_0 + a_1 d^2 h$$

ou
$$v = a_0 + a_1 d^2 + a_2 d^2 h$$

ou
$$\log v = a_0 + a_1 \log d + a_2 \log h$$

équations auxquelles on pourrait également ajouter d'autres termes issus de la combinaison de la hauteur avec le diamètre ou de combinaisons diverses entre variables (produits, exposants, etc.). C'est par exemple le cas des équations

tions suivantes appliquées à une dizaine d'essences en Belgique [DAGNELIE et al., 2013] :

$$v = a_0 + a_1 d^2 + a_2 h + a_3 d^2 h$$

ou
$$v = a_0 + a_1 d + a_2 d^2 + a_3 d^3 + a_4 h + a_5 d^2 h$$

Quant aux équations exprimant le volume en fonction de plus de deux variables, elles ne nous paraissent pas très utiles à appliquer, eu égard au faible gain de précision qu'apporte une mesure supplémentaire. Parmi celles-ci, les plus fréquentes sont du type :

$$v = f(d, d_i, h)$$

D'autres font intervenir, par exemple, les variables suivantes :

$h_{0,67d}$ via l'équation : $v = a_0 + a_1 d^2 h + a_2 d^2 h_{0,67d}$ [RUSTAGI et LOVELESS, 1990]

h_c et E via l'équation : $v = a_1 d^2 + a_2 d^2 h + a_3 d h^2 + a_4 d^2 h_c + a_5 d h E$ [NASLUND, 1947]

sachant que :

$h_{0,67d}$ = hauteur à laquelle le diamètre représente les 2/3 du diamètre à hauteur d'homme,

h_c = hauteur jusqu'à la base du houppier,

E = épaisseur de l'écorce.

Enfin, les équations de cubage tenant compte d'un paramètre représentatif du peuplement tel que la hauteur dominante peuvent se présenter sous la même forme que les équations relatives aux tarifs à deux entrées. Nous reviendrons ultérieurement de manière plus détaillée sur ce type de tarif à l'occasion de la détermination du volume des peuplements (§ 8.6.1).

Même si le procédé n'est pas très répandu, on pourrait admettre que la construction d'un tarif de cubage puisse concerner plusieurs essences à partir d'une seule équation au lieu d'envisager une équation par essence. Pour ce faire, on peut recourir à des variables qualitatives (§ 10.4.3) dites mortes [« *dummy variables* » ou « 0/1 » (absence/présence)].

Dans le cas de trois essences et pour une équation à une entrée, on pourrait écrire :

$$v = a_0 + a_1 c + a_2 x_1 + a_3 x_2$$

sachant que $x_1 = x_2 = 0$ pour l'espèce A ; $x_1 = 1, x_2 = 0$ pour l'espèce B et $x_1 = 0, x_2 = 1$ pour l'espèce C .

6.4.2. Choix du type d'équation

1° Le choix de tel ou tel type d'équation est souvent conditionné par la prise en compte d'éléments tels que le nombre de variables à récolter, les moyens humains, financiers et techniques disponibles, la précision requise, la variabilité des essences forestières, etc.

Il nous paraît opportun ici d'attirer l'attention sur les inconvénients résultant du degré de complexité du modèle de régression et de la nature des transformations que l'on fait parfois subir à la variable dépendante.

En ce qui concerne le type de modèle, il s'avère fréquemment peu réaliste de vouloir ajuster des équations très compliquées comportant un nombre élevé de coefficients, car plus les variables explicatives sont nombreuses, plus on observe des autocorrélations qui vont à l'encontre de la précision et plus le modèle lui-même se prête mal aux éventuelles extrapolations. En pratique, les modèles simples à deux ou trois coefficients donnent de bons résultats. On peut effectuer un premier choix de la forme du modèle en se basant sur une représentation graphique de formes mathématiques du type suivant :

$$v = f(d) \quad \text{ou} \quad f(d^2)$$

pour un tarif à une entrée, ou encore :

$$v = f(d^2 h)$$

par classe d'une autre variable explicative telle que la hauteur, pour un tarif à deux entrées.

En ce qui concerne les modèles pour lesquels l'ajustement porte sur une variable dépendante transformée, par exemple v^{-1} ou $\log v$, où v représente le volume, le calcul des coefficients par la méthode des moindres carrés n'est pas simple.

Si l'on se trouve en présence d'une équation du type :

$$v = a_0 d^{a_1}$$

d représentant le diamètre à hauteur d'homme, les valeurs de a_0 et a_1 sont obtenues en minimisant la quantité :

$$\sum_{i=1}^n \left(v_i - a_0 d^{a_1} \right)^2$$

n désignant le nombre total d'arbres pris en considération.

Par souci de simplification, on propose généralement de linéariser pareille équation, soit, dans le cas présent, en procédant à une double transformation logarithmique, ce qui donne lieu à l'expression :

$$\log v = \log a_0 + a_1 \log d$$

qui fait elle-même l'objet d'un ajustement par régression linéaire. La droite résultante ne passe plus par la moyenne des valeurs du volume, mais bien par la moyenne des logarithmes de ces valeurs ou encore, après retour aux variables initiales, par la moyenne géométrique des volumes. Comme la moyenne géométrique est plus petite que la moyenne arithmétique, la transformation logarithmique a donc pour effet de sous-estimer systématiquement les volumes. Généralement, ce biais n'est pas très important et peut être corrigé [BASKERVILLE, 1972] mais, quoi qu'il en soit, il nous paraît que le recours aux tarifs du type logarithmique ne devrait être envisagé que dans les situations où l'on se

trouve confronté à des problèmes d'ajustement, par exemple non linéaire, de modèles simples dans lesquels le volume n'est pas transformé.

L'utilisation de la méthode des moindres carrés est entre autres basée sur l'hypothèse que les volumes doivent être distribués normalement et que la variance de ceux-ci doit être constante le long du nuage de points. Pour remplir cette dernière condition d'homogénéité des variances, pratiquement jamais rencontrée, les équations logarithmiques sont plus compatibles. Mais comme elles donnent lieu à des biais d'estimation, nous préférons utiliser des méthodes de pondération (§ 6.4.5).

Exemple 6.4.1 — Construction d'un tarif de cubage par voie mathématique

Reprenons les données du tableau 6.3.1 et voyons comment appliquer la méthode statistique de régression à la construction d'un tarif de cubage exprimant le volume en fonction de la circonférence à 1,5 m. Nous nous référerons exclusivement à des exemples simples ne faisant pas intervenir le calcul matriciel indispensable dès que l'on aborde la régression multiple. Nous présenterons donc, à titre didactique, la progression « manuelle » des calculs à effectuer, puis nous proposerons un exemple de présentation de résultats.

Afin d'orienter le choix de tel ou tel type de relation mathématique, nous avons tenu compte de l'allure générale du nuage de points matérialisé par les volumes du bois fort tige exprimés en fonction de la circonférence à 1,5 m (Figure 6.3.3).

Sur la base de ces diverses données, on a réalisé l'ajustement d'une série d'équations de régression par la méthode des moindres carrés. Dans l'optique d'équations simples mettant en œuvre le volume du bois fort tige et la circonférence à 1,5 m, à titre indicatif et ultérieurement de comparaison, nous avons d'abord ajusté une droite de la forme :

$$v = a_0 + a_1 c$$

Pour réaliser cet ajustement et déterminer les coefficients de l'équation résultante, il faut calculer les valeurs moyennes [DAGNELIE, 1973] :

$$\bar{c} = \left(\sum_{i=1}^n c_i \right) / n = 7.179/50 = 143,6 \text{ cm}$$

et

$$\bar{v} = \left(\sum_{i=1}^n v_i \right) / n = 106.039/50 = 2.120,78 \text{ dm}^3$$

ainsi que les sommes des carrés des écarts SCE et la somme des produits des écarts SPE :

$$SCE_c = \sum_{i=1}^n c_i^2 - (\sum c_i)^2 / n = 121.130,18$$

$$SCE_v = \sum_{i=1}^n v_i^2 - (\sum v_i)^2 / n = 111.625.408$$

et

$$SPE_{cv} = \frac{\sum_{i=1}^n c_i v_i - \left(\frac{\sum_{i=1}^n c_i}{n} \frac{\sum_{i=1}^n v_i}{n} \right)}{n} = 3.579.998,38$$

d'où l'on déduit le coefficient de régression :

$$a_1 = \frac{SPE_{cv}}{SCE_c} = \frac{3.579.998}{121.130} = 29,5550$$

L'équation de régression s'écrit alors :

$$\hat{v} = \bar{v} + a_1 (c_i - \bar{c})$$

ou encore :

$$\hat{v} = 2.120,78 + 29,5550(c_i - 143,6)$$

Quant à l'ordonnée à l'origine, elle est égale à :

$$a_0 = \bar{v} - a_1 \bar{c}$$

ou encore à :

$$a_0 = 2.120,78 - 29,5550(143,6) = -2.122,73$$

Dans ces conditions, il vient que :

$$\hat{v} = -2.122,73 + 29,5550c$$

Pour une circonférence c de 117 cm, on obtiendrait donc un volume v égal à :

$$-2.122,73 + 29,5550(117) = 1.335 \text{ dm}^3$$

L'apparition dans l'équation d'une constante a_0 aussi élevée est déjà un signe de la non-pertinence de ce type d'ajustement.

En toute logique, compte tenu de l'allure générale du nuage de points matérialisé dans la figure 6.3.3, il est plus indiqué d'ajuster une courbe à concavité tournée vers le haut. À cet effet, nous avons ajusté au nuage de points, une équation de la forme :

$$v = a_0 + a_1 c^2$$

qui donne lieu à la nouvelle relation suivante :

$$v = -74,8510 + 0,09531c^2$$

si le volume v est exprimé en dm^3 et la circonférence c en cm.

Nous avons également construit un tarif à deux entrées. L'équation de régression multiple que nous avons retenue était de la forme :

$$v = a_0 + a_1 c^2 + a_2 h$$

et elle a donné lieu au résultat ci-après :

$$v = -1.388,32 + 0,08807c^2 + 0,56621h$$

si v est exprimé en dm^3 et c ainsi que h en cm .

À titre d'information nous avons aussi, sur la base des données traitées ci-avant, procédé à un ajustement au moyen d'une équation allométrique du type :

$$v = a_0 c^{a_1}$$

qui a donné lieu au résultat suivant :

$$v = 0,0466 c^{2,1326}$$

Il est intéressant de constater que l'exposant de la circonférence est très proche de 2, ce qui confirme l'hypothèse formulée au point 6.4.1.

2° L'essentiel des résultats, pour ce qui concerne plus particulièrement les équations $v=f(c)$ et $v=f(c^2)$ se présente, par exemple, sous la forme des tableaux 6.4.1 et 6.4.2 suivants issus du logiciel statistique Minitab®.

Tableau 6.4.1 — Résultats relatifs à l'ajustement de l'équation $v = a_0 + a_1 c$ (présentation conforme à celle fournie par Minitab®).

The regression equation is $v = -2.123 + 29,6 c$					
Predictor	Coef	Stdev	t-ratio	$P^{(1)}$	
Constant	-2.122,7	151,8	-13,98	0,000	
c	29.555,0	1.000,0	29,54	0,000	
$s = 348,170$	$R-sq = 94,8\%$		$R-sq (adj) = 94,7\%$		
Analysis of variance					
SOURCE	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	105.806.731	105.806.731	872,83	0,000
Error	48	5.818.677	121.222		
Total	49	111.625.408			

⁽¹⁾ Niveaux de probabilité correspondants.

Pour chaque terme ou coefficient de l'équation de régression, le logiciel fournit l'écart-type (*Stdev*) et le niveau de signification. Celui-ci est donné par les valeurs de la variable t de STUDENT [DAGNELIE, 1975c] associée au test de conformité de ces coefficients (*t-ratio*) et par les niveaux de probabilité correspondants (P).

Tableau 6.4.2 — Résultats relatifs à l'ajustement de l'équation $v = a_0 + a_1c^2$ (présentation conforme à celle fournie par Minitab®).

The regression equation is $v = -74,8 + 0,0953 c^2$					
Predictor	Coef	Stdev	t-ratio	P	
Constant	-74,85	65,72	-1,14	0,260	
c^2	0,095305	0,002369	40,22	0,000	
$s = 258,848$	$R-sq = 97,1\%$		$R-sq (adj) = 97,1\%$		
Analysis of variance					
SOURCE	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	108.409.295	108.409.295	1.617,99	0,000
Error	48	3.216.113	67.002		
Total	49	111.625.408			

La valeur $P^{(2)}$ correspond au résultat d'un test indiquant le niveau de probabilité sur lequel la décision de rejeter l'hypothèse nulle est basée. Cette hypothèse nulle correspond à la supposition selon laquelle il n'y aurait pas de différence entre un résultat observé et un résultat attendu. Cette probabilité est aussi appelée «niveau de signification» (non significatif, significatif, hautement significatif). Si, par convention, P est plus grand que 0,05 la différence par rapport à la valeur zéro est considérée comme non significative et l'hypothèse nulle est acceptée (niveau de signification : non significatif pour $P > 0,05$). Par contre, cette même différence est considérée comme significative pour $0,01 \leq P < 0,05$ et hautement significative pour $P < 0,01$. Dans ces conditions, l'hypothèse nulle est rejetée. Plus la probabilité (P) est faible, plus le rejet de l'hypothèse nulle est élevé.

En matière de régression, l'hypothèse nulle est l'«absence de relation entre variables» ou encore le «coefficient de régression nul». Dans le cas du tableau 6.4.2, par exemple, la variable expliquerait de manière hautement significative la variabilité du volume. On observe également que les valeurs de P sont fournies pour chaque coefficient de l'équation (ordonnée à l'origine ou constante et pente) et montrent que la constante ne serait pas significativement différente de zéro pour l'équation $v = f(c^2)$ ($P = 0,260$; Tableau 6.4.2) alors qu'elle serait hautement significativement différente de zéro pour l'équation $v = f(c)$ ($P = 0,000$; Tableau 6.4.1).

Les quantités s et $R-sq$ représentent respectivement l'écart-type résiduel⁽³⁾ du volume et le coefficient de détermination (carré du coefficient de corrélation (§ 6.4.3) entre la variable dépendante v et la variable explicative c ou c^2). L'écart-type résiduel se réfère aux résidus⁽⁴⁾, soit aux différences entre les volumes observés et les volumes calculés par l'équation de cubage.

⁽²⁾ *p-value* ou *p-test*.

⁽³⁾ *residual standard deviation*.

⁽⁴⁾ *residuals*.

L'analyse de la variance permet également de tester la signification du coefficient de régression. Dans le cas d'une régression simple, cette analyse est strictement équivalente au test de signification du coefficient de régression [$F=(t\text{-ratio})^2$]. Le rapport entre carrés moyens $MS^{(5)}$ [qui sont égaux aux sommes des carrés des écarts $SS^{(6)}$ divisés par les nombres de degrés de liberté correspondants $DF^{(7)}$] relatifs à la régression d'une part et à la variation résiduelle (Error) d'autre part, fournit la valeur observée de la distribution de SNEDECOR soit (Tableau 6.4.1) :

$$F = \frac{105.806.731}{121.222} = 872,83$$

qui, comparée à la valeur théorique relative à cette même distribution avec 1 et 48 degrés de liberté, soit $F_{0,95} = 4,04$, amène à accepter l'hypothèse que le coefficient de régression est significativement différent de zéro.

3° On peut évidemment aussi tester quantité d'autres modèles encore plus sophistiqués intégrant d'autres variables explicatives que la seule grosseur à hauteur d'homme ou des variables transformées (carré, cube, logarithme, etc.).

À titre d'exemple, le tableau 6.4.3 fournit les résultats de quelques ajustements non pondérés réalisés sur les données du tableau 6.3.1. Les équations testées comportent les variables suivantes :

- circonférences : c, c^2, c^3 ;
- circonférence à 7 m : c_{7m} ;
- hauteur totale : h ;

combinées de diverses façons. L'intérêt de ce tableau, qui ne fournit cependant aucune information sur l'analyse des résidus, est de montrer la part prise dans l'explication du volume par ces variables. Dans l'absolu, pour l'ensemble des équations testées, la plus «performante» est celle qui intègre *toutes* les variables brutes et combinées, à l'exception de c^3 , reprises dans le tableau 6.4.3. Cette équation comporte la variable c_{7m} . Reste évidemment, sur un plan pratique, la question de devoir mesurer la circonférence (ou diamètre) à la hauteur de 7 m.

Entre le modèle le plus simple $v=f(c)$ de l'équation 1 et le plus sophistiqué $v=f(c, c^2, c^3, c_{7m}, h, c^2h)$ de l'équation 12, on peut constater un gain de 3,6% du coefficient de détermination et une diminution, en valeur relative, de 42,7% de l'écart-type résiduel s du volume. Ces valeurs sont respectivement égales à 3,6% et à 43,3% pour l'équation 13, soit la plus performante de celles évoquées ci-avant (R^2 le plus élevé, s le plus faible) (§ 6.4.3).

⁽⁵⁾ mean square.

⁽⁶⁾ sum of squares of deviates.

⁽⁷⁾ degrees of freedom.

Enfin, sur le plan de l'analyse des résidus, des calculs non présentés ici révèlent, par exemple, une variabilité bien contrôlée par l'équation 9 : $v=f(c^2, c^2h)$, ce qui évite de devoir procéder à une pondération.

Tableau 6.4.3 — Liste d'équations de cubage [$v=f(X_1, \dots, X_n)$] construites à partir des données du tableau 6.3.1.

Éq	Terme indépendant b_0	Coefficients de régression b_i relatifs aux variables						R^2 (coeff. dét.)*	s (écart-type résiduel)
		c	c^2	c^3	c_{7m}	h	c^2h		
1	-2.122,7	29,55						94,7	348,170
2	-74,8		0,0953					97,1	258,848
3	-131,1	0,79	0,0928					97,0	261,509
4	419,0	-11,60	0,1786	-1,84E-4				97,0	263,473
5	-1.968,8	6,43			26,01			95,1	333,209
6	-545,2		0,0724		8,20			97,2	251,766
7	130,5	-27,27	0,0967		30,22			97,7	228,821
8	-2.713,4	28,30				0,295		94,7	346,622
9	140,4		-0,0097				3,5E-5	98,1	206,844
10	-1.150,7	-6,86	0,1083			0,674		97,7	227,828
11	-152,2	2,51	-0,0119	-3,7E-5		0,024	3,6E-5	98,1	209,184
12	41,8	-13,25	0,0056	-3,0E-5	17,17	-0,011	3,0E-5	98,3	199,557
13	-32,6	-11,11	-0,0098		17,18	-0,021	3,1E-5	98,3	197,303

(*) Coefficient de détermination ajusté

6.4.3. Critères de sélection du modèle

• Méthodes non statistiques

Lorsque les ajustements sont réalisés exclusivement par voie graphique, pour juger de la qualité de ceux-ci, on peut utiliser des paramètres basés sur la comparaison des volumes observés v_i et des volumes calculés ou estimés \hat{v}_i . Ces paramètres [BRUCE, 1920; SPURR, 1952] sont calculés comme suit :

$$\text{déviation globale}^{(8)} = \frac{\sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)}{\sum_{i=1}^n \hat{v}_i}$$

$$\text{et déviation moyenne}^{(9)} = \frac{\sum_{i=1}^n |v_i - \hat{v}_i|}{\sum_{i=1}^n \hat{v}_i}$$

n étant le nombre d'arbres de l'échantillon.

La première expression traduit le biais global éventuel du tarif de cubage et n'excède pas d'habitude 1 %, tandis que la seconde indique essentiellement

⁽⁸⁾ aggregate deviation.

⁽⁹⁾ average deviation.

la variabilité inhérente aux données utilisées dans la construction du tarif et peut souvent être supérieure à 10% [SPURR, 1952].

Dans le cas d'un ajustement réalisé par voie statistique, en l'absence de transformation de la variable dépendante, la déviation globale est évidemment nulle ; les écarts positifs situés au-dessus de la ligne ou de la surface de régression compensant les écarts négatifs situés au-dessous. Si l'on applique aux données du tableau 6.3.1 et de l'exemple 6.4.1 la deuxième formule envisagée ci-avant, dans l'hypothèse du volume bois fort tige estimé par l'équation :

$$v = -2\,122,73 + 29,5550c$$

on obtient une déviation moyenne de :

$$\frac{12,677}{106,036} = 0,1196 = 12\%$$

matérialisant donc la variabilité propre aux volumes observés.

• *Méthodes statistiques*

Les coefficients de détermination et de corrélation

Le coefficient de détermination⁽¹⁰⁾ traduit la part de variation de la variable dépendante *expliquée* par la régression. Des valeurs de ce coefficient sont fournies dans les tableaux 6.4.1 et 6.4.2. Il peut s'agir soit du carré du coefficient de corrélation⁽¹¹⁾ (mesurant la netteté de la liaison existant entre la variable dépendante et la (les) variable(s) explicative(s)), soit d'une valeur calculée à partir des variances estimées résultant de l'expression :

$$r^2 = \left(\hat{\sigma}_v^2 - \hat{\sigma}_{v.x}^2 \right) / \hat{\sigma}_v^2$$

dans laquelle :

r^2 = coefficient de détermination corrigé ou ajusté (cf *R-sq (adj)* des tableaux 6.4.1 et 6.4.2),

$\hat{\sigma}_v^2$ = variance totale du volume,

$\hat{\sigma}_{v.x}^2$ = variance résiduelle.

Il est parfois tentant d'apprécier la qualité d'une régression au vu du seul coefficient de corrélation. Cette approche est à déconseiller car à un coefficient de corrélation élevé pourrait correspondre un mauvais ajustement. Il suffit pour cela de se trouver en présence d'un modèle biaisé, d'un échantillon non homogène ou encore d'arbres de dimensions anormales.

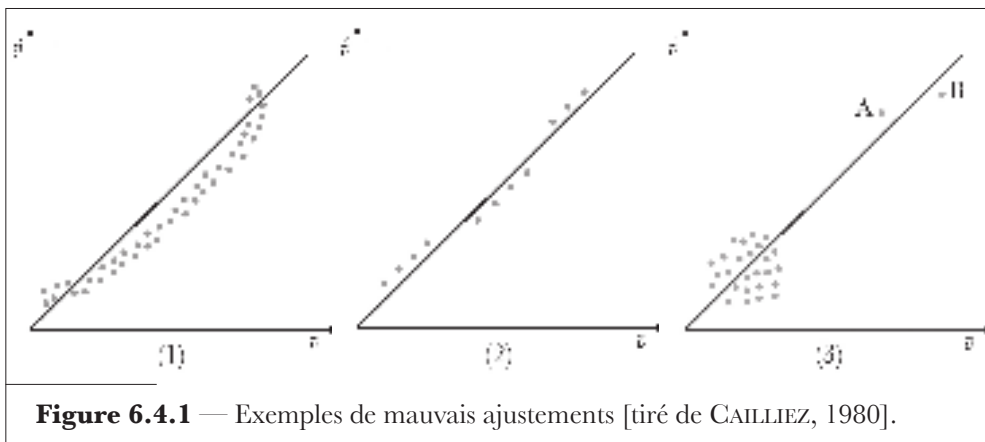
⁽¹⁰⁾ *coefficient of determination.*

⁽¹¹⁾ *coefficient of correlation.*

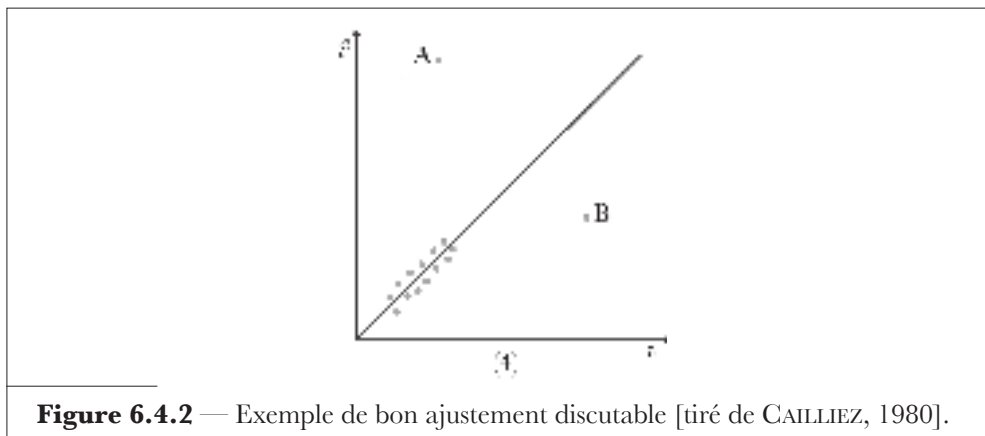
De manière générale, un coefficient de détermination élevé ou un écart-type résiduel faible témoigne d'un bon ajustement.

Pour bien fixer les idées on peut se trouver devant un coefficient de corrélation élevé entre le volume ajusté \hat{v} et le volume observé v et avoir cependant un mauvais ajustement. La figure 6.4.1 montre trois situations contrastées [CAILLIEZ, 1980] que l'on peut interpréter comme suit :

- (1) : modèle biaisé ;
- (2) : échantillon hétérogène ;
- (3) : arbres anormaux (A et B) augmentant artificiellement la valeur du coefficient de corrélation.



A contrario, la figure 6.4.2 (situation 4) montre que l'on peut aussi observer un coefficient de corrélation faible pour un ajustement jugé satisfaisant mais néanmoins très discuté car lié à la présence de 2 arbres «anormaux» A et B qu'il conviendrait en principe d'éliminer de l'échantillon.



L'erreur quadratique moyenne (*RMSE*)⁽¹²⁾

L'expression correspondant à ce critère statistique s'écrit :

$$RMSE = \sqrt{\sum (v_i - \hat{v}_i)^2 / n - p}$$

- si : v_i = valeur observée (mesurée) de la variable dépendante (ici volume),
 \hat{v}_i = valeur estimée de cette variable,
 n = nombre total d'observations,
 p = nombre de paramètres du modèle.

Elle se présente parfois sous d'autres modalités dont celle ne tenant pas compte du facteur p . Cette valeur est fournie par le tableau d'analyse de la variance associée à la régression [voir par exemple les tableaux 6.4.1 et 6.4.2, *Analysis of variance*, *RMSE* est dans ce cas égale à la racine carrée de la valeur MS correspondant à *Error*].

Le critère Akaike

Ce critère connu sous le nom «*Akaike's information criterion differences (AICd)*» [BURNHAM et ANDERSON, 1998; DIÉGUEZ-ARANDA et al., 2006] répond à la formule suivante :

$$AICd = n \log \hat{\sigma}^2 + 2k - \min (n \log \hat{\sigma}^2 + 2k)$$

- avec : $k = p + 1$,
 p = nombre de paramètres du modèle,
 n = nombre d'observations.

et

$$\hat{\sigma}^2 = \left[\sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2 \right] / n$$

L'ajustement à une équation est d'autant meilleur que cette valeur est élevée.

Les paramètres basés sur la valeur des résidus

Ceux-ci peuvent être utilisés sous différentes formes dans le but de comparer plusieurs ajustements [PALM et RONDEUX, 1976]. Nous pensons à :

- l'écart-type résiduel estimé ;
- la moyenne quadratique des résidus absolus et relatifs.

L'écart-type résiduel estimé est une mesure de la dispersion des résidus représentés par les différences qui existent entre les volumes observés v_i et les volumes estimés \hat{v}_i .

⁽¹²⁾ *Root Mean Square Error.*

Dans ces conditions, l'écart-type estimé des résidus [$e_i = v_i - \hat{v}_i$] s'écrit :

$$\hat{\sigma}_{v.x_1 \dots x_p} = \sqrt{\frac{1}{n-p-1} \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2}$$

où n = nombre total d'arbres,

p = nombre de variables explicatives intervenant dans le calcul de v_i .

Dans le cas plus simple d'une seule variable explicative x , l'estimation de cet écart-type résiduel devient :

$$\hat{\sigma}_{v.x} = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2}$$

Il est généralement d'autant plus élevé que les arbres sont plus gros et d'autant plus petit que les arbres sont plus petits.

On utilise fréquemment la notion de *coefficient de variation résiduelle* qui n'est rien d'autre que l'écart-type défini ci-avant exprimé en pourcentage de la moyenne générale de la variable dépendante, soit :

$$CVR = \widehat{CV}_{v.x} = \left[100 \hat{\sigma}_{v.x} \right] / \bar{v}$$

Eu égard à l'absence d'homogénéité de la variance des volumes pour les différentes catégories de grosseur, ces paramètres, comme nous le verrons ultérieurement (§ 6.5.2), laissent fortement à désirer.

Il faut souligner que les coefficients de variation résiduelle n'ont pas la même signification selon qu'ils s'adressent à des variables dépendantes exprimées sous la forme logarithmique ($y' = \log y$) ou non logarithmique (y) [WIAAT, 1979]. En termes statistiques, pour une variable logarithmique, le coefficient de variation, exprimé en pourcentage, s'écrit dans le cas de logarithmes décimaux [DAGNELIE, 1973] :

$$\widehat{CV} = 231 \hat{\sigma}_{y'.x}$$

Dans le cas d'équations logarithmiques ou de transformations logarithmiques permettant d'atténuer l'hétérogénéité de la variance, le coefficient de variation résiduelle de la variable initiale (non transformée) concerne chacune des valeurs fournies par l'équation (erreur relative constante), tandis que dans le cas d'équations non logarithmiques, ce même coefficient traduit l'erreur susceptible d'être commise sur la valeur moyenne de la variable dépendante.

Pour la *moyenne quadratique des résidus absolus* S_a et *relatifs* S_r , nous aurions tendance à recommander le calcul systématique, pour chaque ajustement [PALM, 1981], des expressions suivantes, soit respectivement :

$$S_a = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (v_i - \hat{v}_i)^2} \quad \text{et} \quad S_r = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{v_i - \hat{v}_i}{\hat{v}_i} \right)^2}$$

On notera au passage que :

$$S_a = \hat{\sigma}_{v.x_1 \dots x_p} \sqrt{\frac{n-p-1}{n}}$$

Dans l'hypothèse où une transformation de variables aurait été effectuée, ces critères seraient appliqués après retour aux variables initiales. La moyenne quadratique des résidus relatifs S_r est un critère intéressant à considérer car le fait de diviser par la quantité \hat{v}_i^2 contribue à homogénéiser la variance.

Exemple 6.4.2 — Calcul de la moyenne quadratique des résidus absolus et relatifs

L'exemple des 50 arbres traité pour construire plusieurs types de tarifs de cubage (Tableau 6.3.1) peut être réutilisé ici dans la perspective du calcul de résidus absolus et relatifs concernant le volume du bois fort de la tige calculé soit en fonction de la circonférence à 1,5 m, soit du carré de celle-ci.

Dans le cas du tarif exprimé par l'équation :

$$v = -2.122,73 \quad \text{et} \quad v = -74,8510 + 0,09531c^2$$

on obtient les résidus absolus et relatifs suivants :

$$\begin{aligned} S_a &= \sqrt{\frac{(325 - 201)^2 + \dots + (4.995 - 5.207)^2}{50}} \\ &= \sqrt{\frac{5.822.365}{50}} = 341,2438 \end{aligned}$$

et

$$S_r = \sqrt{\frac{83,3606}{50}} = 1,2756$$

Dans le cas du tarif exprimé par l'équation :

$$v = -74,8510 + 0,09530c^2$$

les résidus absolus et relatifs entre volumes observés et calculés sont égaux à :

$$S_a = \sqrt{\frac{(325 - 328)^2 + \dots + (4.995 - 5.987)^2}{50}}$$

$$= \sqrt{\frac{3.216.737}{50}} = 253,64$$

et

$$S_r = \sqrt{\frac{1,2340}{50}} = 0,1577$$

On constatera la nette réduction des moyennes quadratiques S_a et S_r des résidus, ce qui plaide en faveur de l'équation $v = f(c^2)$.

Exemple 6.4.3 — Calcul de l'écart-type résiduel et du coefficient de détermination

Si nous reprenons les données du tableau 6.3.1 et l'ensemble des calculs effectués dans l'exemple 6.4.1, nous pouvons mettre en évidence deux caractéristiques permettant de juger globalement de la qualité de l'ajustement réalisé :

- le coefficient de détermination : r^2 ,
- l'écart-type résiduel estimé $\hat{\sigma}_{v,c}$ ou le coefficient de variation résiduelle estimé $\widehat{CV}_{v,c}$.

Le coefficient de corrélation r calculé dans le cas de l'équation $v = a_0 + a_1c$, s'obtient au moyen de l'expression [DAGNELIE, 1973] :

$$r = SPE_{cv} / \sqrt{SCE_v SCE_c}$$

$$= 3.579.998 / \sqrt{(111.625.408)(121.130)}$$

$$= 0,9736$$

valeur pouvant d'ailleurs aussi être obtenue à partir des résultats fournis dans le tableau 6.4.1 ($r = \sqrt{R - sq} = \sqrt{0,948}$).

Quant au coefficient de détermination, il est égal à :

$$r^2 = (0,9736)^2 = 0,9479$$

ce qui signifie aussi qu'environ 5% de la variation du volume en fonction de la circonférence resterait inexpliquée, mais ce coefficient de détermination élevé ne justifie cependant pas nécessairement un ajustement satisfaisant.

Quant à l'écart-type résiduel, il correspond à la part de variance totale non expliquée par la régression ; on peut le calculer par l'intermédiaire d'une analyse de la variance à un critère de classification (Tableau 6.4.1) présentée de la manière ci-après :

– la première somme des carrés des écarts *liée à la régression* s'obtient comme suit :

$$SCE_I = SPE_{cv}^2 / SCE_C \\ = (3.579.998,38)^2 / 121.130,18 = 105.806.731$$

– la seconde somme des carrés des écarts (*SCE résiduelle*) est égale à :

$$SCE_{v.c} = SCE_v / SCE_I \\ = 111.625.408 - 105.806.731 = 5.818.677$$

On en déduit l'écart-type résiduel estimé, qui correspond aussi à la racine carrée du carré moyen résiduel, soit :

$$\hat{\sigma}_{v.c} = \sqrt{\frac{5.818.677}{48}} = 348,17$$

ou encore en termes de coefficient de variation résiduelle :

$$\widehat{CV}_{v.c} = \frac{(348,17) 100}{2.120,78} = 16,4\%$$

Cette dernière valeur est une mesure de la dispersion des volumes de chacun des arbres mesurés autour de la droite de régression ; en réalité ce n'est pas strictement le cas à cause de l'hétérogénéité de la variance. Pour ce qui regarde l'ajustement proprement dit d'une équation de régression simple aux données exploitées ci-avant, une équation de la forme :

$$v = a_0 + a_1 c^2$$

donne de meilleurs résultats (Tableau 6.4.2) ; on constate en effet une augmentation (+2,3%) du coefficient de détermination simple et une diminution sensible (-4,2%) du coefficient de variation résiduelle :

$$r^2 = 0,9712$$

$$\hat{\sigma}_{v.c^2} = \sqrt{67.002} = 258,85$$

$$\widehat{CV}_{v.c^2} = \frac{(258,85) 100}{2.120,78} = 12,2\%$$

En ce qui concerne l'équation de régression multiple mettant aussi en œuvre la hauteur totale des arbres, les calculs, non présentés ici, ont montré que les paramètres déjà évoqués étaient respectivement égaux à :

$$R^2 = 0,9775$$

$$\hat{\sigma}_{v.c^2,h} = 230,92$$

$$\widehat{CV}_{v.c^2,h} = \frac{(230,92) 100}{2.120,78} = 10,9\%$$

Dans le cas particulier de l'exemple qui a été traité, on constate que la qualité de l'ajustement n'est guère améliorée en ajoutant la variable h (= hauteur) dans le modèle. Cela s'explique par le fait que les hauteurs d'arbres de même circonférence varient peu.

L'indice de FURNIVAL

Dans le but de rendre comparables les tests portant sur la qualité des ajustements réalisés à partir de variables dépendantes ayant subi une transformation, FURNIVAL [1961] propose un indice d'ajustement basé sur le concept du maximum de vraisemblance et valable quel que soit le type d'équation utilisé.

L'équation générale caractérisant l'indice de FURNIVAL s'écrit :

$$IF = [f'(v)]^{-1} \sigma$$

expression dans laquelle $f'(v)$ correspond à la dérivée première de $f(v)$ par rapport à v , σ représente l'écart-type résiduel relatif à v et les *crochets* indiquent qu'il faut prendre en considération la *moyenne géométrique* de la dérivée, soit via un retour aux variables initiales :

$$[f'(v)] = \exp \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln f'(v_i) \right]$$

On constate immédiatement que pour des équations non logarithmiques ayant le volume comme variable dépendante, l'indice de FURNIVAL se confond avec l'écart-type résiduel classique, puisque dans ces conditions $f'(v) = 1$. Dans le cas d'une variable dépendante $\ln v$, on peut écrire que :

$$f'(\ln v) = 1/v$$

et

$$[f'(v)]^{-1} = \exp \left[-\frac{\sum_{i=1}^n \ln 1/v_i}{n} \right] = \left\{ \exp \left[\frac{\sum_{i=1}^n \ln 1/v_i}{n} \right] \right\}^{-1}$$

d'où :

$$IF = \exp \left(\frac{\sum_{i=1}^n \ln v_i}{n} \right) \sigma_{(\ln v)} = m_g(v) \sigma_{(\ln v)}$$

si $m_g(v)$ représente la moyenne géométrique du volume (ici $\ln v$).

Exemple 6.4.4 — Comparaisons d'ajustements d'équations de cubage au moyen de l'indice de FURNIVAL

Si nous nous référons aux données de l'exemple 6.4.1 et aux deux ajustements qui ont été réalisés, à savoir :

$$v = a_0 + a_1 c \quad \text{et} \quad v = a_0 + a_1 c^2$$

nous avons obtenu des écarts-types résiduels valant respectivement 348,2 dm³ et 258,9 dm³ (Exemple 6.4.3). Nous avons ensuite ajusté aux mêmes données le modèle logarithmique :

$$\ln v = a_0 + a_1 \ln c$$

qui a fourni, outre les valeurs de -3,0665 pour a_0 et de 2,1325 pour a_1 , un écart-type résiduel $\sigma_{(\ln v)}$ égal à 0,1180.

Pour les deux premiers cas envisagés, l'indice de FURNIVAL est égal à l'écart-type résiduel. Pour l'équation logarithmique, les calculs montrent que l'inverse de la moyenne géométrique de la dérivée du volume, intervenant dans le calcul de l'indice, est égal à :

$$[f'(v)]^{-1} = \exp \left\{ \left[\frac{\sum_{i=1}^n \ln [f'(v_i)]}{n} \right] \right\}^{-1}$$

et sachant que $f'(v_i) = 1/v_i$, cela se réduit à l'expression :

$$\exp \left[\frac{\sum_{i=1}^n \ln v_i}{n} \right] = \exp(369,9182/50) = 1.633,31$$

On en déduit que l'indice de FURNIVAL est égal à :

$$IF = (1.633,31)(0,1180) = 192,7 \text{ dm}^3$$

Dans ces conditions, on peut conclure à la supériorité de l'équation logarithmique sur les deux autres équations et à la supériorité de l'équation linéaire en c^2 sur l'équation linéaire puisque $192,7 < 258,9 < 348,2$.

Paramètres basés sur le signe des résidus

Plutôt que de tenir compte des valeurs des résidus, on peut n'envisager que le signe des résidus, ce qui revient à attribuer un poids unitaire à chaque résidu quel que soit l'ajustement opéré [PALM, 1981].

En l'absence de biais, les nombres de résidus positifs doivent en principe compenser les nombres de résidus négatifs et la succession des signes doit se faire de manière aléatoire lorsque les arbres sont classés par grosseurs croissantes ou décroissantes. Les tests des signes [DAGNELIE, 1975a] et des suites [SIEGEL, 1956] permettent en principe de vérifier ces deux hypothèses. PALM [1981] considère cependant que ces tests ne sont pas à l'abri de critiques,

dans la mesure où il faut opérer une répartition des arbres par catégories de grosseur et que le choix des limites de classes peut avoir une incidence sur le résultat des tests.

Une autre méthode consiste à réaliser un test d'égalité des proportions de résidus positifs et négatifs observés dans chaque catégorie de grosseur. L'absence de biais est observée en cas d'égalité de ces proportions pour chaque catégorie, l'écart par rapport à cette égalité est alors mesuré par la valeur χ^2_{obs} relative à une variable de PEARSON.

6.4.4. Choix des critères de sélection

Les différents critères de sélection envisagés antérieurement (§ 6.4.3) permettent tous d'apprécier la validité des ajustements et *a priori* rien ne permet de dire que l'un est préférable à l'autre. Leur détermination est souvent justifiée car, dans beaucoup de circonstances, une confrontation des résultats auxquels ils donnent lieu permet de prendre position de manière plus tranchée.

Il convient cependant aussi d'attirer l'attention sur l'intérêt d'une procédure déterminante qui permet de juger réellement la qualité d'une régression ou encore la pertinence d'un modèle. Elle consiste à analyser la représentation graphique des résidus en fonction des volumes soit observés, soit ajustés ou en fonction d'une autre variable explicative telle que la grosseur ou la hauteur des arbres.

On peut résumer les objectifs de pareille analyse comme suit [ALDER, 1980] :

- vérifier que les résidus sont distribués normalement avec une variance homogène (dans le cas où les résidus, exprimés en fonction des volumes estimés, sont uniformément répartis autour de zéro, le modèle ne présente pas, à première vue, des caractéristiques indésirables);
- déceler un éventuel défaut d'ajustement se traduisant par une tendance systématique dans le nuage des résidus;
- étudier la forme des relations entre les résidus et les variables explicatives éventuellement non encore introduites dans le modèle.

Cette méthode est surtout d'application dans le cas de tarifs à une entrée. Lorsque le volume estimé est exprimé en fonction du diamètre d et de la hauteur h , on pourra utiliser la variable explicative d^2h pour permettre la représentation graphique [CAILLIEZ, 1980].

Exemple 6.4.5 — Analyse graphique des résidus

Dans le cas du tarif répondant à l'équation : $v = a_0 + a_1c$ et traité dans l'exemple 6.4.1, nous avons représenté graphiquement les résidus ($v_i - \hat{v}_i$) en fonction de la circonférence à 1,5 m (Figure 6.4.3). On peut constater non seulement que la variance est hétérogène, mais aussi que les résidus présentent des variations à caractère systématique, les valeurs observées du volume pour des circonférences inférieures à 105 cm seraient supérieures aux valeurs calculées; il en irait de même pour les volumes correspondant à des circonférences supérieures à 190 cm tandis que les volumes observés pour les circonférences allant de 105 à 190 cm seraient systématiquement inférieurs aux volumes calculés.

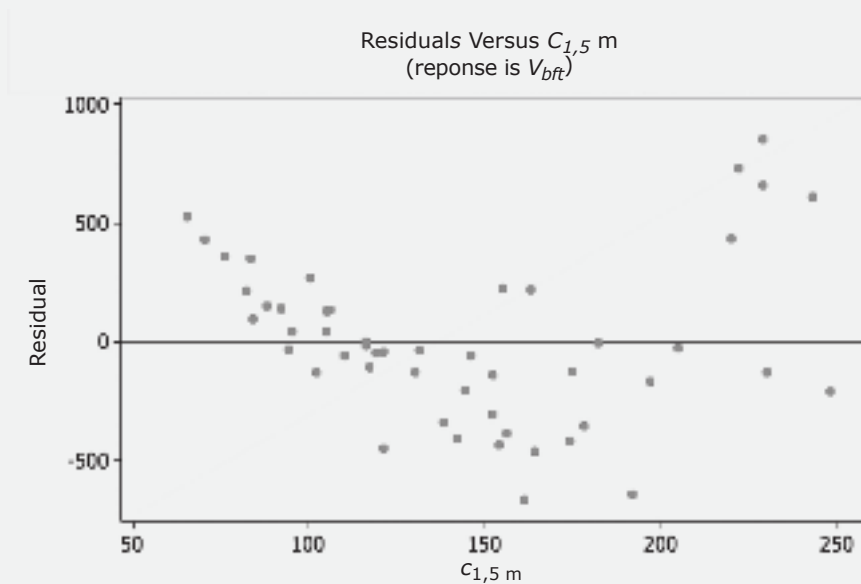
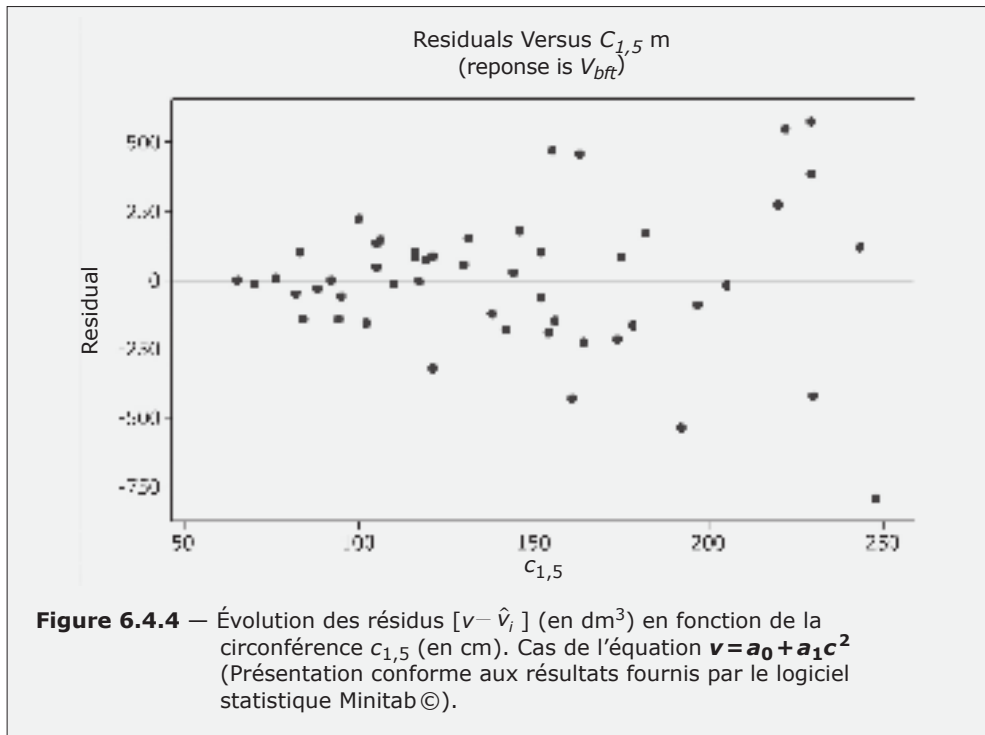


Figure 6.4.3 — Évolution des résidus [$v - \hat{v}_i$] (en dm^3) en fonction de la circonférence $c_{1,5}$ (en cm). Cas de l'équation $v = a_0 + a_1c$ (Présentation conforme aux résultats fournis par le logiciel statistique Minitab ©).

En utilisant l'équation que nous avons déjà retenue du fait de la qualité de son ajustement, soit :

$$v = a_0 + a_1c^2$$

on constate immédiatement (Figure 6.4.4) une répartition nettement mieux équilibrée des résidus, sans apparition nette de biais, autour de l'axe matérialisant les circonférences.



6.4.5. Tarifs pondérés

L'ajustement par la méthode des moindres carrés classique suppose le respect de plusieurs hypothèses. En principe, seules des estimations non biaisées des volumes (ou encore des coefficients des équations de régression et pour autant que le modèle retenu soit valide) peuvent être obtenues par les moindres carrés si les deux conditions ci-après sont satisfaites [GERRARD, 1966] :

- les données qui servent à construire le tarif doivent résulter d'échantillons distribués de manière représentative au sein de la population à laquelle les estimations se rapportent. En pratique, on s'astreint à maîtriser par échantillonnage la diversité des situations rencontrées en proportion de leur fréquence ;
- le modèle de régression ajusté doit fournir une approximation satisfaisante de la relation entre variables considérées au niveau de la population.

Pour déterminer les limites de confiance des paramètres estimés ou encore apprécier la qualité de l'ajustement du modèle aux données observées, deux autres conditions doivent être respectées :

- les erreurs d'échantillonnage doivent être indépendantes et distribuées normalement (ce qui est en principe admis lorsque les données ont été récoltées de manière aléatoire sur le terrain) ;

– pour toutes les classes de grosseur, les volumes doivent être distribués normalement et la variance de ceux-ci doit être constante le long du nuage de points.

C'est surtout la dernière condition qui doit retenir notre attention et plus spécialement l'homogénéité des variances. Celle-ci n'est en effet pratiquement jamais vérifiée. Or, pour un échantillon déterminé d'arbres, la variance des volumes tend à augmenter avec les grosseurs et habituellement en fonction directement proportionnelle à la quantité $(d^2h)^2$, soit au carré du produit du carré du diamètre d par la hauteur h [CUNIA, 1964].

La variance de la variable dépendante autour de la ligne ou de la surface de régression étant plus élevée pour les gros arbres que pour les petits, il est évident qu'une observation relative à une petite catégorie de grosseur donne une meilleure information quant à la localisation de la ligne ou de la surface de régression. Il en résulte que les observations présentant une variance faible devraient avoir plus de poids. Les écarts en volume, par rapport au modèle de régression, pour les arbres les plus gros, ont donc un effet disproportionné sur l'estimation des coefficients de régression par le fait même que cet effet est proportionnel au carré des écarts.

Dans pareilles conditions, on peut améliorer l'estimation des paramètres en utilisant la méthode des moindres carrés pondérés⁽¹³⁾, qui accorde aux résidus des poids inversement proportionnels à leur variance. En principe, une régression accordant des poids différents aux observations doit être réalisée chaque fois que la variance du volume dépend des variables explicatives; ce sera une condition nécessaire à l'estimation de la précision des volumes obtenus. Si le calcul de la précision n'est pas indispensable et que seul un bon ajustement est souhaité (absence de biais et faibles résidus), la pondération n'est pas strictement nécessaire [CAILLIEZ, 1980].

Le choix et la détermination de poids adéquats n'obéissent pas à l'application de règles universelles. Pour éviter les calculs inhérents à une régression pondérée, il est souvent fait appel aux transformations de variables et à des transformations fondées sur les observations. Dans l'un et l'autre cas on cherchera à stabiliser le plus possible les variances.

On peut procéder à une transformation de la variable dépendante, en l'occurrence ici le volume, par utilisation du logarithme, par exemple, ou de la fonction arc sinus (préconisées dans le cas de pourcentages) ou encore de la racine carrée [FREESE, 1964]. Ce type de transformation est généralement considéré lorsque la variable à estimer suit une distribution de probabilités dont la variance est une fonction de la moyenne de cette distribution [TOMASSONE et al., 1983].

Les équations de régression pondérées se présentent sous la forme classique :

$$y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n$$

où les coefficients a sont obtenus en minimisant la somme pondérée des carrés des écarts :

$$\sum_{i=1}^n w_i (y_i - \hat{y}_i)^2$$

avec : $w_i = 1/\sigma_i^2$ correspondant aux poids accordés aux résidus.

⁽¹³⁾ *weighted least squares.*

Les paramètres a_0 et a_1 , dans le cas de l'équation $v = a_0 + a_1 d^2$, découlent des relations suivantes :

$$a_0 = \frac{\sum_{i=1}^n w_i (v_i - a_1 d_i^2)}{\sum_{i=1}^n w_i}$$

$$a_1 = \frac{\sum_{i=1}^n w_i d_i^2 v_i - \left(\sum_{i=1}^n w_i d_i^2 \right) \left(\sum_{i=1}^n w_i v_i \right) / \sum_{i=1}^n w_i}{\sum_{i=1}^n w_i d_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n w_i d_i^2 \right) / \sum_{i=1}^n w_i}$$

Si l'on ne disposait pas de programmes de calcul de régression pondérée, un ajustement par la méthode classique pourrait être envisagé en minimisant la somme pondérée des carrés des écarts :

$$\sum_{i=1}^n w_i (v_i - a_0 - a_1 d_i^2)^2$$

c'est-à-dire aussi :

$$\sum_{i=1}^n \left[v_i \sqrt{w_i} - a_0 \sqrt{w_i} - a_1 d_i^2 \sqrt{w_i} \right]^2$$

ce qui revient, si l'on pose $z_i = \sqrt{w_i}$, à ajuster l'équation suivante passant par l'origine :

$$v_i z_i = a_0 z_i + a_1 d_i^2 z_i$$

Si par exemple, l'écart-type des volumes est proportionnel au diamètre, ce qui peut s'écrire :

$$\sigma_{v_i}^2 = k^2 (d_i)^2$$

il vient que :

$$w_i = 1/\sigma_{v_i}^2 \cong 1/d_i^2$$

Dans l'hypothèse de l'équation de cubage $v = a_0 + a_1 d$, pour tenter de stabiliser les variances on multipliera les volumes par l'inverse des diamètres d_i . En effet, comme :

$$z_i = \sqrt{1/d_i^2}$$

il en résulte un nouveau modèle : $v_i/d_i = a_0/d_i + a_1$, le terme constant de l'équation initiale devenant le coefficient de régression de l'autre et réciproquement.

En ce qui concerne l'utilisation d'équations de régression pondérées proprement dites, toutes les techniques préconisées ont en commun la détermination des variances par classes de grosseur, certains auteurs envisagent explicitement les variances conditionnelles [GERRARD, 1966] ou les variances résiduelles [FURNIVAL, 1961], l'utilisation de ces dernières ne se justifiant évidemment qu'après l'ajustement préalable aux données d'un modèle de régression non pondéré.

Si l'on dispose des données de base destinées à la construction du tarif, une première opération consiste à analyser la variance des volumes.

À cet effet, l'échantillon de données est ventilé par classes de grosseur ou par classes de grosseur et de hauteur [BOUCHON, 1974] de telle manière que l'on puisse calculer une variance pour chaque classe [$\sigma_i^2 = SCE/n_i - 1$], chaque classe devant contenir au moins deux observations. À partir de ces couples ou triplets d'observations et en tenant compte du nombre d'individus de chaque classe, on peut calculer, par régression, la relation existant entre la variance du volume et les autres variables (explicatives), par exemple :

$$\sigma^2 = f(d) \quad \text{ou} \quad f(d, h)$$

Ce procédé relatif à l'analyse des variances permet de mettre en évidence les variables ou combinaisons de variables qui expliquent la variabilité croissante des volumes en fonction des diamètres (Exemple 6.4.6).

GEDNEY et JOHNSON [1959], sur base de l'étude de la relation entre la variance σ^2 et le diamètre à hauteur d'homme, mettent, par exemple, en évidence l'expression ci-après :

$$\log \sigma^2 = a_0 + a_1 \log d$$

ce qui donne lieu à un poids égal à :

$$w_i = 1/10^{(a_0 + a_1 \log d)}$$

Selon CUNIA [1964] et SCHREUDER et WILLIAMS [1998], les facteurs de pondération (d^2h) sont très intéressants à considérer en matière de tarifs de cubage. Le choix de ce poids part du principe que la variance des coefficients de forme reste très constante d'une classe de grosseur à l'autre, fait confirmé par EVERT [1969].

Comme le coefficient de forme, la variance du volume s'accroît proportionnellement au carré de d^2h .

En effet, si :

$$\frac{1}{(d^2h)^2} \sigma^2(v) = k^2$$

et pour autant que d^2h soit constant dans chaque classe diamétrale, on peut écrire :

$$\sigma^2(v) = k^2 (d^2h)^2$$

et les poids w_i correspondent à $1/\sigma_{v_i}^2$.

Après détermination de l'équation de régression, CUNIA suggère alors de réaliser une nouvelle estimation de la variance (résiduelle) de la population et de calculer de nouveaux coefficients de régression. Ce procédé itératif peut être utilisé plusieurs fois, mais il s'avère souvent qu'une seule itération suffit, de petites modifications dans le poids ayant peu d'effet sur les estimations des coefficients de régression.

Toutes les méthodes utilisées partent d'une analyse de valeurs distribuées préalablement en classes, ce qui suppose que les observations soient assez nombreuses pour

justifier un nombre suffisant de classes et permettre une estimation valable de la variation résiduelle. Pour remédier à cet inconvénient, PALM [1981] propose une méthode basée sur l'hypothèse que les résidus sont normaux et de moyenne nulle et que leur écart-type σ_i est lié au volume estimé \hat{v}_i par la relation :

$$\sigma_i = k \hat{v}_i^\lambda$$

En prenant les valeurs \hat{v}_i issues de la régression non pondérée comme estimations préliminaires, la méthode du maximum de vraisemblance [DAGNELIE, 1973] permet d'estimer les deux paramètres k et λ tels que les résidus $e_i = v_i - \hat{v}_i$ appartiennent à des distributions normales de moyennes nulles et d'écart-types $\sigma_i = k \hat{v}_i^\lambda$.

On procède ensuite par itérations successives jusqu'à obtenir des valeurs de k et de λ suffisamment stabilisées.

La régression pondérée peut être réalisée en utilisant la sous-commande «weights» du logiciel Minitab©.

Exemple 6.4.6 — Ajustement par régression pondérée

Reprenant les données de l'exemple 6.4.1 fournies dans le tableau 6.3.1, nous avons réalisé un ajustement par la méthode des moindres carrés pondérés portant sur la relation entre le volume bois fort tige et la circonférence à 1,5 m du sol.

Les arbres échantillonnés utilisés pour construire le tarif ont été répartis en 11 groupes au sein desquels les circonférences relèvent de classes d'amplitude sensiblement identique de 10 cm. En pratique, quelques groupes d'arbres ont été choisis de manière telle que \bar{c}^2 ne varie pas trop au sein d'un groupe. On a de ce fait éliminé 10 arbres qui ne rentraient pas dans les classes envisagées.

Le tableau 6.4.4 montre comment les classes ont été constituées et fournit les valeurs moyennes des circonférences par classe, \bar{c} et \bar{c}^2 , ainsi que les valeurs des variances conditionnelles $\hat{\sigma}_{v/c}^2$ du volume.

Dans la perspective d'établir une relation unissant le volume aux carrés des circonférences, on a d'abord tenté de voir, par l'intermédiaire d'une représentation graphique, comment variait la variance estimée $\hat{\sigma}^2$ du volume (exprimé en m³) en fonction de \bar{c}^2 .

Suite à cette analyse, nous avons retenu la régression logarithmique suivante :

$$\ln \hat{\sigma}_{v/c}^2 = -23,760 + 2,0884 \ln \bar{c}^2$$

qui, après retour aux variables initiales, peut aussi se mettre sous la forme :

$$\hat{\sigma}_{v/c}^2 = \left[4,7992/10^{11} \right] (\bar{c}^2)^{2,0884}$$

et montre que la variance du volume est approximativement proportionnelle à $(\bar{c}^2)^2$.

Tableau 6.4.4 — Circonférences moyennes et variances conditionnelles du volume bois fort tige (valeurs calculées à partir des données du tableau 6.3.1).

Classes (n° tiges)	Groupe	Nombre de tiges	c (cm)	c ² (cm ²)	$\hat{\sigma}_{v/c}^2$ (m ³)
4-5-6-7	1	4	84,3	7.106,49	0,0137
8-9-10	2	3	93,7	8.779,69	0,0037
11-12-13-14-15	3	5	103,6	10.732,96	0,0239
17-18-19	4	3	116,3	13.525,69	0,0017
20-21-22	5	3	120,3	14.472,09	0,0485
25-26-27-28	6	4	142,5	20.306,25	0,0582
29-30-31-32	7	4	153,3	23.500,89	0,0963
33-34-35-36	8	4	161,0	25.921,00	0,1755
37-38-39-40	9	4	177,3	31.435,29	0,0758
41-42-43	10	3	198,0	39.204,00	0,2587
46-47-48	11	3	229,3	52.578,49	0,2537

Dans ces conditions, on admettra, pour simplifier, que le poids à utiliser, affectant chaque arbre, ou chaque résidu, est égal à $1/c^4$.

L'équation initiale :

$$v = a_0 + a_1 c^2$$

s'écrira dès lors, dans l'hypothèse d'un ajustement à réaliser par la méthode des moindres carrés classique :

$$v/\sqrt{c^4} = a_0/\sqrt{c^4} + a_1 c^2/\sqrt{c^4}$$

ou encore :

$$v/c^2 = a_0/c^2 + a_1$$

donnant lieu à l'équation finale :

$$v/c^2 = 0,09603 - 87,5422/c^2$$

c'est-à-dire aussi à :

$$v = -87,5422 + 0,09603 c^2$$

équation que l'on obtiendra également par ajustement direct des coefficients a_0 et a_1 en utilisant un poids égal à $1/c^4$.

L'équation non pondérée, dans les conditions de l'exemple traité, n'était guère différente. En effet, elle s'écrivait :

$$v = -74,8510 + 0,09531 c^2$$

6.4.6. Relations entre divers types de volume

Il peut s'avérer parfois utile de pouvoir, à partir d'un volume déterminé, le plus souvent le volume total d'une tige, estimer un autre volume via un modèle mathématique approprié, correspondant, par exemple, à une découpe en grosseur définie. Ce dernier type de volume peut évidemment aussi être estimé via une équation propre ou à partir de fonctions de défilement (§ 4.2.3) résultant de la mesure de nombreux arbres abattus.

Le problème tel que posé ici est plutôt de voir comment relier entre eux deux volumes correspondant à des limitations prédéterminées de grosseur. La littérature [VAN LAAR et AKÇA, 2007] fait état de nombreuses formulations utiles à considérer.

TURNBULL et HOYER [1965] proposent, par exemple, l'équation suivante :

$$v_t/v_m = b_1 + b_2 e^{-b_3 d}$$

sachant que :

v_t = volume total de la tige,

v_m = volume jusqu'à diverses limitations en diamètre,

d = diamètre à hauteur d'homme.

HONER [1967] suggère une simple équation du second degré en vue d'estimer la proportion v_m/v_t :

$$v_m/v_t = b_0 + b_1 x + b_2 x^2$$

dans laquelle :

$$x = \frac{d_f}{d_0} \left(1 - \frac{h_0}{h} \right)$$

avec :

d_f = diamètre supérieur (limite diamétrale choisie),

d_0 = diamètre de la souche,

h_0 = hauteur de la souche,

h = hauteur totale de l'arbre.

STRUB et al. [1986] ont développé un modèle permettant de prédire la probabilité, pour un arbre considéré individuellement (cas du *Pinus taeda* ou *loblolly pine*), de présenter une qualité *marchande*. Ils mettent en relation la proportion d'arbres *marchands* avec chacune des variables suivantes : le diamètre à hauteur d'homme, l'âge du peuplement, la hauteur moyenne des arbres dominants et le nombre de tiges à l'hectare. Il s'avère que seul le diamètre à hauteur d'homme est le plus hautement corrélé. Le volume des arbres est considéré comme nul pour des diamètres inférieurs à 7,55 pouces (19,2 cm) et augmente exponentiellement avec le diamètre pour atteindre une asymptote égale à 1.

L'équation résultante s'écrit :

$$g(d, a_1) = 1 - e^{-a_1(7,55-d)} \quad \text{pour } d > 7,55 \text{ pouces}$$

et
$$g(d, a_1) = 0 \quad \text{pour } d \leq 7,55 \text{ pouces}$$

avec $g(d, a_1)$ = proportion d'arbres de diamètre d qui sont réputés *marchands*, ce qui exprime aussi la probabilité qu'un arbre de diamètre d le soit, a_1 représente le paramètre estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Des investigations complémentaires ont conduit les auteurs à considérer un modèle logistique à trois paramètres :

$$g'(d, h, a_1, a_2, a_3) = \frac{1 - e^{-a_1(7,55-d)}}{1 + e^{-a_2 + a_3 h}} \quad \text{pour } d > 7,55 \text{ pouces}$$

et
$$g'(d, h, a_1, a_2, a_3) = 0 \quad \text{pour } d \leq 7,55 \text{ pouces}$$

ALEMDAG [1988] a procédé à l'ajustement d'équations utilisant soit un diamètre marchand relatif, soit une hauteur marchande relative comme variable explicative pour prédire la proportion de volume marchand v_m/v_t .

Dans le premier cas l'équation retenue est de la forme :

$$v_m/v_t = 1 + b_1 \left(\frac{d_x}{d} \right)^{b_2}$$

et dans le second :

$$v_m/v_t = e \left[b_1 \left(1 - \frac{h_x}{h} \right)^{b_2} \right]$$

avec :

d_x et h_x = diamètres et hauteurs à des limites x ,

d et h = diamètre à hauteur d'homme et hauteur totale.

La meilleure fonction de défilement compatible correspondante s'est avérée être :

$$d_x = d \left(\frac{e \left(c_1 \left(1 - \frac{h_x}{h} \right)^{c_2} - 1 \right)}{b_1} \right)^{1/b_2}$$

D'autres modèles très comparables ont aussi été développés par BURKHART [1977] et par MATTNEY et SULLIVAN [1982].

Faisons l'hypothèse d'un volume qui serait exprimé à partir de l'équation suivante :

$$v = f(d, h)$$

et que ce volume soit utilisé pour estimer, via un facteur correctif q , le volume jusqu'à un diamètre supérieur fixé x , c'est-à-dire que :

$$v_x = qv$$

sachant que : v = volume de la tige,

v_x = volume jusqu'à un diamètre d fixé,

d = diamètre à hauteur d'homme,

h = hauteur totale,

q = proportion de volume jusqu'à la limite diamétrale x (soit aussi facteur correctif).

Le facteur q peut être estimé à partir de plusieurs types d'équations, utilisant soit le seul diamètre ou le diamètre et la hauteur totale comme variables explicatives. Dans le cas du seul diamètre, BURKHART [1977] propose la relation suivante :

$$q = 1 + b_0 \frac{d^{b_1}}{d^{b_2}}$$

Si la hauteur totale est aussi prise en compte, MATTNEY et SULLIVAN [1982] suggèrent une équation répondant à l'expression :

$$q = b_0 \frac{d_x}{d} + b_1 \left(\frac{d_x}{d} \right)^2 h_x$$

Des modèles incluant la hauteur comme variable explicative peuvent être transformés pour déterminer la hauteur à laquelle un diamètre fixé d_x se situe.

Le lecteur intéressé trouvera pareils modèles pour déterminer q et h_x dans PRODAN et al. [1997].

6.5. Précision des tarifs de cubage

6.5.1. Généralités

Il ne faut pas perdre de vue qu'un tarif de cubage est construit à partir d'un échantillon d'arbres plus ou moins représentatif des peuplements ou des milieux auxquels il est destiné et qu'il fournit par conséquent des valeurs moyennes dont il est opportun de pouvoir estimer les marges d'erreur. À ce titre, la construction d'un tarif par voie mathématique est mieux adaptée. Cependant, les conditions d'application des méthodes de régression ne doivent pas être sous-estimées si l'on veut interpréter valablement les résultats auxquels elles donnent lieu. En principe, si ce n'est pour les régressions pondérées, on supposera que les différentes valeurs conditionnelles de la variable dé-

pendante sont normales (volumes correspondant à une catégorie de grosseur donnée), indépendantes et de même variance, et que les variables explicatives sont connues sans erreur de mesure ou d'observation.

Lors de l'utilisation d'un tarif de cubage, l'erreur globale observée, pour un arbre donné, correspond à la différence entre le volume réel de cet arbre et son volume estimé par le tarif.

Cette erreur de cubage peut être importante et résulter de plusieurs sources :

- erreurs de mesure relatives aux arbres destinés à la construction du tarif, de même qu'aux arbres à cuber au moyen du tarif : les principales erreurs portant sur les arbres échantillonnés concernent les mesures affectant les grosseurs et les hauteurs [SCHMID et al., 1971]. Ces erreurs, aussi bien dues aux opérateurs qu'aux appareils utilisés, ont également trait aux mesures intéressant les arbres à cuber au moyen du tarif. On suppose qu'il n'y a pas *a priori* d'erreurs de ce type ;
- variabilité naturelle des sujets à cuber : elle est mesurée au moyen de la variance résiduelle des volumes ; en d'autres termes, pour une même grosseur et une même hauteur, la variation du volume correspondant n'est pas toujours totalement expliquée ;
- variabilité liée à l'échantillonnage : elle s'explique par le fait que le tarif construit sur base d'un échantillon est appliqué à l'entière d'une population, l'imprécision de l'estimation fournie par le tarif diminue avec l'augmentation du nombre d'arbres échantillonnés en vue de construire le tarif ;
- inadéquation du tarif utilisé pour la région de croissance de l'essence étudiée.

6.5.2. Détermination de la précision

Comme nous l'avons déjà vu (§ 6.4.3), l'écart-type résiduel $\sigma_{Y.x}$ s'identifie à l'écart-type des résidus $[y_i - \hat{y}_i]$ et mesure la dispersion des points observés (volumes) autour de la ligne ou de la surface de régression.

Dans l'hypothèse d'un écart-type résiduel constant pour toutes les valeurs de x (variable explicative), approximativement dans 2/3 des cas (68%), en moyenne, le volume réel d'un arbre se situera au sein d'un intervalle de $\pm \sigma_{Y.x}$ autour du volume estimé.

L'erreur due à l'application du tarif sur le volume moyen d'un ensemble de N arbres, résulte de l'expression :

$$e(\bar{y}) = \pm t \sigma_{Y.x} / \sqrt{N}$$

Ce type de calcul ne donne cependant qu'un ordre de grandeur de l'erreur commise, il ne tient pas compte de l'allure générale de la relation unissant le volume et les variables liées et il fournit des erreurs trop élevées pour les arbres de petites dimensions, ce qui justifie, entre autres, l'utilisation de régressions pondérées (§ 6.4.5).

Une manière plus cohérente de chiffrer la précision est de déterminer *l'intervalle de confiance des valeurs estimées* au moyen de l'équation de régression. Dans le cas de l'utilisation de l'écart-type résiduel estimé, on mesure la dispersion des points observés de part et d'autre de la courbe de régression ; l'erreur commise dans l'appréciation des volumes est identique quel que soit le volume des arbres, ce qui s'accommode évidemment mal de la réalité, étant donné l'inégalité présumée des variances des volumes. Cette méthode ne fournit à ce titre qu'un ordre de grandeur de l'erreur commise.

Plutôt que d'apprécier globalement la précision du tarif, il est plus réaliste d'estimer les valeurs de la variable dépendante y (ici le volume) qui correspondent à diverses valeurs de la variable explicative x (ici le diamètre) et de déterminer la précision correspondante en termes d'intervalle de confiance. Par exemple, étant donné un diamètre fixé x_i , on souhaite estimer, via une équation de cubage spécifique, la moyenne conditionnelle correspondante du volume y ainsi que ses limites de confiance. On peut aussi vouloir savoir à quelle valeur individuelle du volume on peut s'attendre et entre quelles limites elle se situe. En réalité les deux questions se confondent le plus souvent car dans les deux cas les valeurs estimées sont identiques.

Dans l'hypothèse d'une équation de régression linéaire simple, l'estimation de la moyenne conditionnelle m_{y/x_i} découle de la relation :

$$\hat{m}_{Y/x_i} = \bar{y}(x_i) = \bar{y} + b(x_i - \bar{x}) = y(x_i)$$

et celle d'une valeur individuelle de :

$$\hat{y}_{x_i} = \bar{y} + b(x_i - \bar{x}) = y(x_i)$$

Pour autant que la variance de Y autour de la ligne de régression (variance résiduelle) soit la même pour toutes les valeurs de x , les limites de confiance de la moyenne conditionnelle estimée sont calculées à partir de l'expression [DAGNELIE, 1975a; FREESE, 1978b] :

$$\bar{y}(x_i) \pm t_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{\sigma}_{Y.x}^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{SCE_x} \right]}$$

où $\hat{\sigma}_{Y.x}^2$, représente la variance résiduelle estimée et t la variable de STUDENT à $n-2$ degrés de liberté.

La variance liée à l'estimation d'une moyenne conditionnelle du volume et qui mesure la variabilité liée à l'équation, est égale à :

$$\text{var } \bar{y}(x_i) = \hat{\sigma}_{Y.x}^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{SCE_x} \right]$$

On pourrait cependant s'intéresser à l'estimation d'une valeur individuelle du volume et vouloir connaître les limites de confiance correspondantes. Dans ce cas, outre la variance liée à la valeur moyenne $\bar{y}(x_i)$, il faut aussi tenir compte de la variance propre de la valeur individuelle $y(x_i)$, ce qui se traduit par l'expression :

$$\text{var } y(x_i) = \text{var } \bar{y}(x_i) + \text{var } e_i \quad (e_i = \text{résidus})$$

ou encore :

$$\text{var } y(x_i) = \hat{\sigma}_{Y.x}^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{SCE_x} \right] + \sigma_{Y.x}^2$$

et les limites de confiance découlent dès lors de l'expression :

$$y(x_i) \pm t_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{\sigma}_{Y.x}^2 \left[\frac{n+1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{SCE_x} \right]}$$

Outre le problème de détermination de la précision au sens dont il vient d'être question, c'est-à-dire largement conditionné par le choix de l'échantillon, il convient aussi d'être attentif à la précision de l'estimation du volume d'un ensemble d'arbres à cuber, autres que ceux composant l'échantillon. Ce problème est peu abordé dans la littérature forestière. BOUCHON [1974] et PALM [1981] y font néanmoins explicitement allusion, le dernier nommé simulant les résultats à attendre d'un cubage de 10, 100 et 1.000 arbres dont les circonférences seraient réparties selon 13 distributions théoriques.

Dans le calcul de la variance du volume total d'un ensemble d'arbres, il faut tenir compte de la corrélation existant entre les volumes estimés, ceux-ci résultant de la même équation de cubage.

De ce fait, si l'on envisage m arbres, la variance de la somme de leurs volumes n'est pas égale à la somme des variances des estimations, et se met sous la forme :

$$\text{var} \left(\sum_{i=1}^m y_i \right) = \hat{\sigma}_{Y.x}^2 \left[\frac{1}{n} + \sum_{i=1}^m \frac{(x_i - \bar{x})^2}{SCE_x} \right] + \sum_{i=1}^m \hat{\sigma}_{Y.x}^2$$

Quant à la variance de la moyenne des volumes, elle est égale à :

$$\text{var} \bar{y} = \frac{1}{m^2} \text{var} \left(\sum_{i=1}^m y_i \right)$$

On observera que la première composante de la variance relative à une valeur individuelle mesure la variabilité liée à l'équation et est fonction du nombre d'arbres faisant partie de l'échantillon, de la distribution des arbres par catégories de grosseur ainsi que de la variance résiduelle. Quant à la seconde composante $\hat{\sigma}_{Y.x}^2$, elle représente la variation résiduelle des arbres et est plutôt liée au type de tarif calculé et à l'essence étudiée. Les deux composantes ne sont pas indépendantes.

Exemple 6.5.1 — Intervalle de confiance de valeurs estimées par un tarif de cubage

Reprenons les 50 arbres déjà traités dans l'exemple 6.4.1 et faisant l'objet du tableau 6.3.1.

Afin de rencontrer la condition essentielle d'utilisation (égalité des variances résiduelles) des formules fournissant l'intervalle de confiance d'une valeur estimée, nous avons considéré l'ajustement réalisé au moyen de l'équation :

$$v/c^2 = 0,0960 - 87,5422/c^2$$

soit aussi, en posant $y = v/c^2$ et $x = 1/c^2$

$$y = 0,0960 - 87,5422x$$

donnant elle-même lieu à l'équation pondérée :

$$v = -87,5422 + 0,0960c^2$$

résultant de la multiplication de chaque terme par c^2 .

Suite aux calculs inhérents à cet ajustement, on sait que :

$$\begin{aligned} x &= 0,0000695 \\ \hat{\sigma}_{Y.x}^2 &= 0,0001039 \\ SCE_x &= 1,2736 (10^{-7}) \end{aligned}$$

valeurs servant à calculer le demi-intervalle de confiance L , grâce à l'expression :

$$L = t_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{\sigma}_{y,x}^2 \left[K + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{SCE_x} \right]}$$

où $K = 1/n$, pour une moyenne conditionnelle,
 $K = (n + 1)/n$, pour une valeur individuelle.

Dans les calculs, les valeurs de t sont fixées à 1 (degré de confiance de 68%). Le tableau 6.5.1 fournit le demi-intervalle de confiance L_1 ou L_2 selon qu'il s'agit de valeurs moyennes ou individuelles (pour la variable y , puis pour le volume $v = yc^2$), en proportion des volumes estimés, soit L_1/\hat{v} pour le volume moyen conditionnel (v moyen) et L_2/\hat{v} pour un volume individuel (v indiv.).

Si ces deux volumes sont en réalité identiques pour une circonférence c_i de 140 cm, par exemple, il en va tout autrement pour les intervalles de confiance exprimés en proportion du volume (L/\hat{v}) qui valent 1,7% dans le cas du volume moyen et 11,3% dans le cas du volume individuel et qui donnent lieu à des limites de confiance supérieures et inférieures respectivement égales à :

$1.794 \pm 1.794(0,017) = 1.825 \text{ dm}^3$ et 1.763 dm^3 (volume moyen)

$1.794 \pm 1.794(0,113) = 1.997 \text{ dm}^3$ et 1.591 dm^3 (volume individuel)

Tableau 6.5.1 — Données utilisées dans le calcul de limites de confiance relatives à l'estimation d'un volume moyen conditionnel et d'un volume individuel.

c_i (cm)	\hat{v} (dm ³)	$\frac{(x_i - \bar{x})^2}{SCE_x}$	L_1 [y moyen]	L_1 [v moyen] (dm ³)	L_1/\hat{v}	L_2 [y indiv.]	L_2 [v indiv.] (dm ³)	L_2/\hat{v}
80	527	0,059089	0,002867	18,3	0,035	0,010589	67,8	0,129
100	873	0,007304	0,001684	16,8	0,019	0,010331	103,3	0,118
120	1.295	0,000002	0,001442	20,8	0,016	0,010295	148,2	0,114
140	1.794	0,002681	0,001535	30,1	0,017	0,010308	202,0	0,113
160	2.370	0,007274	0,001683	43,1	0,018	0,010331	264,5	0,112
180	3.023	0,011721	0,001815	58,8	0,020	0,010354	335,5	0,111
200	3.753	0,015548	0,001922	76,9	0,021	0,010373	414,9	0,111
220	4.559	0,018728	0,002006	97,1	0,022	0,010389	502,8	0,110
240	5.442	0,021345	0,002073	119,3	0,022	0,010402	599,1	0,110

En conclusion, la détermination des intervalles de confiance des volumes estimés donne une idée de la précision d'un tarif de cubage. Il reste cependant que le vrai problème est celui de l'utilisation d'un tarif pour déterminer le volume d'arbres, au sein de peuplements ou de zones fixés. Dans l'hypothèse où la construction d'un tarif repose sur la mesure de plusieurs dizaines ou centaines d'arbres appartenant à des lots déterminés, on peut tester la qualité du tarif «moyen» obtenu en comparant le volume réel v_r des arbres par lot avec le volume estimé v_e par le tarif et en déduire l'erreur relative :

$$e = \frac{v_e - v_r}{v_r}$$

De la même manière, on peut effectuer des contrôles de qualité ou de validité sur des lots indépendants de ceux qui ont servi à établir le tarif [DUPLAT et TRAN-HA, 1974].

6.6. Limites de validité d'un tarif de cubage

Lorsque l'on dispose d'un tarif de cubage et que l'on a fixé les grandes lignes de son utilisation, il convient encore de le tester. En toute rigueur, les tarifs sont uniquement utilisables pour l'essence, la région et l'amplitude des caractéristiques dimensionnelles des arbres ayant servi à le construire.

Dans la plupart des cas, on a généralement recours à trois méthodes pour tester, en pratique, si un tarif peut être appliqué de manière satisfaisante ou non à une zone forestière donnée [BOUCHON, 1974].

1° méthode

Si le tarif a été construit par la méthode des moindres carrés pondérés, on peut déterminer les intervalles de confiance pour les cubages individuels. On vérifie alors si, parmi les arbres cubés, on en trouve bien 68% à l'intérieur de l'intervalle $\bar{v} \pm \sigma$.

2° méthode

Le tarif ne comporte aucun renseignement permettant de calculer sa précision. Dans ces conditions, une façon de procéder est de comparer des cubages exacts d'arbres réalisés dans la zone étudiée, aux cubages de ces mêmes arbres effectués par l'intermédiaire de l'équation à tester.

On vérifie alors, soit la nullité des écarts entre les deux méthodes, soit la comparabilité par un test χ^2 des distributions observées (cubes exacts) et théoriques (cubes issus du tarif). Un procédé semblable a entre autres été appliqué par LAMONT et al. [1966] et PITA CARPENTIER [1967].

Une autre manière de procéder, plus expéditive et généralement satisfaisante pour les besoins de la pratique [GEVORKIANTZ et OLSEN, 1955], est de vérifier si la moyenne des écarts relatifs, éventuellement calculés par classes de grosseur, entre les volumes mesurés et les volumes estimés par l'équation est supérieure à l'expression :

$$\frac{t \text{ CVR}}{\sqrt{n}}$$

sachant que :

t = variable de STUDENT ($\cong 2$),
 CVR = coefficient de variation résiduelle (relative au tarif utilisé),
 n = nombre d'arbres mesurés pour tester la validité du tarif.

3° méthode

Plusieurs tarifs ont été établis au sein de plusieurs régions et on souhaite voir s'il existe des différences entre eux ou si l'on peut accepter pour une région donnée un tarif construit dans une autre région. Une approche pragmatique simple peut être envisagée si l'on veut éviter d'entrer dans une longue procédure de calculs. Elle consiste à comparer les tarifs sur la base sommaire de leur représentation graphique (au moyen de papier transparent, par exemple) ou sur la base des valeurs individuelles et de leurs écarts-types.

En réalité, le problème se ramène essentiellement à tester l'existence de différences significatives entre coefficients de régression d'équations de cubage établies séparément pour plusieurs stations écologiques, par exemple [DAGNELIE et al., 1969].

Il peut être résolu par analyse de la covariance, méthode explicitée dans des ouvrages de statistique ou de biométrie [DAGNELIE, 1975c; DRAPER et SMITH, 1966]. Des exemples d'application au domaine forestier, plus spécialement à celui des tarifs de cubage, peuvent être trouvés dans KOZAK [1970], ainsi que dans DECOURT [1971] qui compare les coefficients de forme de peuplements d'épicéa dans cinq régions françaises différentes.

Une équation unique ou plusieurs équations ?

La question posée mérite que l'on s'y attarde car il peut parfois s'avérer très utile, pour des questions d'efficacité ou de coûts, de vérifier si une équation unique établie pour une essence donnée ou pour une région phytogéographique donnée, par exemple, est applicable à d'autres essences ou à d'autres régions. Nous pensons entre autres aux forêts tropicales où la confection de tarifs de cubage spécifiques devient très vite une opération lourde et fastidieuse eu égard au nombre extraordinaire d'essences en jeu. Le problème comme indiqué ci-avant a été étudié sous l'angle général de la comparaison d'équations de régression par KOZAK [1970] et DECOURT [1971].

DAGNELIE et al. [1969] ont traité ce sujet à l'occasion de la construction de tarifs pour le frêne en utilisant les données de cinq peuplements provenant de stations écologiques différentes. Cinq équations de même forme mathématique ont été comparées entre elles au triple point de vue de l'égalité des variances résiduelles, l'égalité des ordonnées à l'origine (ou égalité des termes indépendants), du parallélisme (égalité des coefficients de régression). Ces hypothèses ont été testées par l'analyse de la variance et de la covariance. Le logiciel Minitab©, entre autres, permet de calculer toutes les variances nécessaires à l'application de ces tests.

Exemple 6.6.1 — Comparaison entre équations de régression : choix d'un modèle unique ou de modèles séparés (exemple tiré de KOZAK [1970])

À titre d'illustration, nous avons utilisé les données figurant dans l'étude de KOZAK [1970] relatives à trois équations du type suivant :

$$\log V = \log a + \log D + \log H$$

établies pour trois essences natives de Colombie britannique : *Pinus contorta* (PC), *Pinus monticola* (PM) et *Pinus ponderosa* (PP).

Les données de base sont reprises dans le tableau 6.6.1 au sein duquel le diamètre D est exprimé en pouces, la hauteur H en pieds et le volume V en pieds-cubes.

Les trois équations obtenues après ajustement se présentent de la manière suivante :

$$\text{pour PC : } \log V = -2,5675 + 1,5806 \log D + 1,2113 \log H$$

$$\text{pour PM : } \log V = -2,7042 + 1,7828 \log D + 1,1562 \log H$$

$$\text{pour PP : } \log V = -2,5945 + 1,2166 \log D + 0,8146 \log H$$

La question posée par KOZAK est : « ces trois équations – sous-entendu de même forme mathématique – peuvent-elles être combinées ou confondues, des groupes d'entre elles peuvent-ils l'être ou ces trois équations doivent-elles rester séparées et, en conséquence, être chacune appliquée à l'essence correspondante ? ».

KOZAK décompose l'hypothèse nulle globale (= coïncidence entre les trois équations) en deux hypothèses partielles (parallélisme, soit identité des coefficients de régression et égalité des ordonnées à l'origine, soit aussi coïncidence, lorsqu'il y a parallélisme). Parallélisme et égalité des coefficients à l'origine justifient bien entendu l'hypothèse d'une équation unique pour les trois essences. Contrairement à KOZAK, nous avons préféré réaliser des tests de coïncidence globale, l'hypothèse nulle étant « les modèles peuvent-ils être confondus ? ». Les modèles ont été analysés deux à deux afin de vérifier s'ils pouvaient être confondus ou si chaque essence devait être considérée séparément, voire encore si, par contre, deux d'entre elles pourraient être prises en charge par une même équation.

On peut donc aussi comparer globalement et directement les trois équations séparées et une seule équation commune et, en cas de non coïncidence globale, analyser les équations deux à deux. Si la méthodologie en séquence proposée par KOZAK apporte plus d'information sur la nature des éventuelles différences constatées, elle n'apporte cependant rien de plus sauf si l'on trouvait intéressant d'utiliser des équations ayant les mêmes coefficients de régression mais pas les mêmes termes indépendants ! Bien entendu, si les variables quantitatives sont réellement des covariables dont on souhaite éliminer l'effet dans le cadre d'une comparaison de moyennes de populations, il est alors préférable de procéder aux tests d'« égalité des coefficients de régression » et d'« égalité des ordonnées à l'origine ».

Tableau 6.6.1 — Données dendrométriques relatives à trois essences [tirées de KOZAK, 1969]. Le diamètre D est exprimé en pouces, la hauteur H en pieds et le volume V en pieds³.

<i>Pinus contorta</i> (PC) (n = 17)			<i>Pinus monticola</i> (PM) (n = 21)			<i>Pinus ponderosa</i> (PP) (n = 18)		
D	H	V	D	H	V	D	H	V
7,8	54,2	8,79	21,2	127,0	134,81	26,8	121,7	232,41
8,0	49,6	6,97	20,2	119,3	104,66	17,3	90,4	50,52
9,9	59,1	16,26	24,6	134,8	177,67	14,4	84,0	40,72
6,9	51,9	6,98	23,0	131,8	144,97	8,6	38,5	5,64
5,1	51,5	4,15	27,2	130,0	206,37	5,7	24,8	1,84
18,1	91,6	65,35	18,6	129,8	107,26	24,0	110,5	125,33
20,9	112,9	98,35	17,3	109,9	67,08	19,8	83,6	62,15
13,2	83,7	35,69	10,0	74,6	14,84	18,1	78,3	44,77
12,4	79,6	29,96	19,7	109,8	97,53	15,6	82,4	34,09
17,0	108,9	76,61	22,3	124,5	144,90	10,7	47,7	12,75
19,1	119,7	94,00	5,8	54,8	5,08	20,0	105,2	92,67
23,4	122,9	119,92	16,8	120,1	78,07	11,3	58,1	14,14
16,2	99,7	59,98	15,9	109,4	60,74	12,2	57,1	16,96
11,5	95,6	32,92	13,1	116,1	49,77	22,1	107,6	121,69
14,5	106,6	52,45	12,6	108,3	41,91	21,1	110,3	95,96
15,4	102,8	52,99	14,4	107,0	47,98	29,5	122,3	220,16
10,5	91,4	25,56	11,1	95,3	27,31	16,7	82,0	45,87
			24,1	141,0	149,96	28,9	119,2	250,52
			7,0	55,8	6,90			
			8,3	70,2	11,38			
			6,0	50,6	4,50			

Les calculs s'appuient sur une analyse de la variance qui a pour objet de vérifier si à une régression moyenne correspond une somme de carrés d'écart approximativement égale au total des sommes de carrés d'écart relatives aux régressions individuelles [DAGNELIE, 1998]. Ils portent sur :

- l'ajustement d'un modèle unique aux trois essences ;
- des ajustements de modèles séparés pour les trois essences ;
- la détermination des variances (carrés moyens) résiduelles pour le modèle unique ($VarA$) et de la somme des variances obtenues estimées pour chaque ajustement séparé ($VarS$) ;
- la détermination de la valeur F de Snedecor résultant de la division de la différence des carrés moyens résiduels ($VarA - VarS$) par la somme des carrés moyens résiduels des ajustements séparés.

Dans le cas traité les résultats suivants ont pu être mis en évidence :

$$VarA = SCE_r = 0,1096 \text{ (avec 53 dl) (modèle unique)}$$

$$VarS = SCE'_r = 0,0145 + 0,0198 + 0,0469 \text{ (regroupement des trois modèles)}$$

$$= 0,0812 \text{ (avec 47 dl)}$$

$$CM'_r = 0,0812/47 = 0,0017$$

$$\text{Différence des } SCE_r = 0,1096 - 0,0812 = 0,0284$$

$$\text{Différence des } CM'_r = 0,0284/(53 - 47) = 0,0047$$

$$\text{et } F_{obs} = 0,0047/0,0017 = 2,765$$

$$P = 0,022$$

$$F_{1-\alpha} \text{ à 6 et 47 dl} = 2,299$$

On rejette donc l'hypothèse d'une « coïncidence globale » entre équations. En reconsidérant les essences deux à deux : essences PC et PM, essences PC et PP, essences PM et PP, il résulte des calculs menés comme explicité ci-avant, que :

- la coïncidence globale n'est pas acceptée pour les essences PC et PM :
 $F_{obs} = 3,36$; $p = 0,031$; $F_{1-\alpha}$ à 3 et 32 dl = 2,90 (modèles non confondus) ;
- la coïncidence globale n'est pas acceptée pour les essences PC et PP :
 $F_{obs} = 3,56$; $p = 0,026$; $F_{1-\alpha}$ à 3 et 29 dl = 2,93 (modèles non confondus) ;
- la coïncidence globale est acceptée par les essences PM et PP :
 $F_{obs} = 1,23$; $p = 0,314$; $F_{1-\alpha}$ avec 3 et 33 dl = 2,89 (modèles confondus).

Alors que l'essence PC nécessite une équation spécifique comme montré par KOZAK, une équation commune peut donc être acceptée pour les essences PM et PP. Cette équation est en conséquence celle résultant d'un ajustement opéré sur l'ensemble des données relatives à ces deux essences. Elle s'écrit :

$$\log V = -2,8090 + 1,7833 \log D + 1,2075 \log H$$

Dans l'hypothèse où l'on aurait souhaité, pour ces mêmes essences, décomposer l'analyse globale, les calculs montrent que l'on aurait obtenu les résultats suivants :

• Test de parallélisme

Origine variation	Degrés de liberté	SCE	Carrés moyens	F (Snedecor)
Erreur résiduelle (ajustement équations « parallèles »)	35	0,0740		
Erreur résiduelle (ajustement équations séparées)	33	0,0668	0,0020	
Différence (= « non-parallélisme »)	2	0,0072	0,0036	1,8

L'hypothèse de parallélisme ou d'égalité des coefficients de régression est acceptée puisque l'hypothèse : $F_{obs} = 1,8 < F_{th} = 3,28$ (avec 2 et 33 dl).

Le test suivant peut dès lors porter sur l'égalité des ordonnées à l'origine. Il révèle que les deux modèles peuvent être confondus, il n'y aurait pas de différence significative entre ordonnées à l'origine : $F_{obs} = 0,095 < F_{th} = 4,12$ (avec 1 et 35 dl).

• Test d'égalité des ordonnées à l'origine

Origine variation	Degrés de liberté	SCE	Carrés moyens	F (Snedecor)
Erreur résiduelle (ajustement équation unique)	36	0,0742		
Erreur résiduelle (ajustement équations « parallèles »)(**)	35	0,0740	0,0021	
Différence (= différence d'ordonnées à l'origine)	1	0,0002	0,0002	0,095

(**) valeur pouvant être obtenue en utilisant la procédure GLM du logiciel Minitab© ou via un programme de régression multiple et le recours à des variables « artificielles » (*dummy variables* 0/1) pour introduire les essences dans une équation ajustée sur les données regroupées des deux essences. Le test d'égalité des ordonnées à l'origine s'assimile alors à un test de signification de la variable « essence ».

6.7. Présentation d'un tarif de cubage

Comme nous l'avons déjà exposé au cours des différents paragraphes traitant des tarifs de cubage, ceux-ci peuvent se présenter sous la forme de tableaux chiffrés, d'abaques, d'équations de régression ou de formules simplifiées à partir desquelles il est possible d'estimer rapidement un volume en tenant compte d'un très grand nombre de paramètres. Beaucoup de tarifs de cubage construits et publiés de par le monde sont souvent muets ou peu explicites en ce qui concerne des informations pourtant très utiles en vue de leur utilisation correcte. À titre indicatif, il est opportun de mentionner :

- l'essence ou le groupe d'essences auquel le tarif se réfère ;
- la zone de validité (région, localisation des peuplements échantillonnés) ;
- la définition des variables dépendantes (volume bois fort limité à telle ou telle découpe, sur ou sous écorce) et explicatives (circonférence ou diamètre sur ou sous écorce et leur niveau de mesure, hauteur totale, bois fort, bois d'œuvre, etc.) ;
- les unités de mesure utilisées ;
- le nombre d'arbres échantillonnés ;

- la méthode de calcul des volumes individuels des arbres échantillonnés;
- la méthode de construction utilisée (graphique, mathématique, avec ou sans pondération, etc.);
- la précision du tarif, exprimée en termes aussi stricts que possible et relative, par convention, aux données utilisées pour la construction du tarif en dissociant l'erreur due au tarif de l'erreur résiduelle.

7

CARACTÉRISATION DES PEUPELEMENTS FORESTIERS

7.1. Introduction

Un peuplement forestier⁽¹⁾ est constitué d'un ensemble d'arbres de même âge (peuplement équienne⁽²⁾) ou d'âges différents (peuplement inéquienne⁽³⁾) se développant sur une étendue déterminée. D'un point de vue dendrométrique, il peut être caractérisé ou représenté par des grandeurs moyennes ou ramenées à l'unité de surface. Les premières concernent essentiellement des grosseurs et des hauteurs alors que les secondes ont surtout trait aux nombres de bois, aux surfaces terrières et aux volumes observés à l'hectare.

Nous verrons d'abord les diverses manières d'exprimer la grosseur moyenne des arbres d'un peuplement (§ 7.2), puis nous analyserons leur mode de répartition, élément lié à la sylviculture et permettant de préciser la structure d'un peuplement (§ 7.3). Nous envisagerons ensuite les différentes modalités d'expression de la hauteur moyenne (§ 7.4) dont l'intérêt apparaîtra plus nettement ultérieurement en matière de cubage de peuplements ou de caractérisation de la productivité forestière. Nous traiterons aussi de la densité d'un peuplement (§ 7.5). Cette notion est particulièrement intéressante à considérer en matière de traitement sylvicole des peuplements et d'estimation de leur production. Les deux derniers paragraphes seront respectivement consacrés à l'âge d'un peuplement (§ 7.6) et à sa composition spécifique (§ 7.7).

⁽¹⁾ *stand.*

⁽²⁾ *evenaged stand.*

⁽³⁾ *unevenaged stand.*

7.2. Grosseur moyenne d'un peuplement

7.2.1. Généralités

La grosseur moyenne d'un peuplement peut être traduite de différentes manières. Elle est souvent le reflet de plusieurs autres valeurs dendrométriques moyennes des peuplements, elle intervient dans la définition de leur structure (distribution des nombres de bois par catégories de grosseur) et permet, dans certaines limites, d'apprécier la sylviculture pratiquée.

7.2.2. Valeurs moyennes de la grosseur

Toutes les valeurs moyennes de la grosseur (diamètre ou circonférence) d'un peuplement peuvent être calculées à partir de la mesure de tous les arbres le constituant. Pour des questions de rapidité et si le nombre d'arbres à mesurer est très élevé, elles seront plutôt calculées à partir de la distribution de fréquences des nombres de bois par catégories de grosseur. Elles définissent ce que l'on a coutume d'appeler des «arbres moyens» ou des «tiges moyennes». Afin de mieux expliciter ces notions, nous mettrons à profit les données relatives à l'inventaire d'un peuplement équienné d'épicéa (*Picea abies*) faisant l'objet de mesures suivies dans le cadre d'une expérimentation relative à diverses modalités d'inventaire par échantillonnage (Tableau 7.2.1). Elles concernent les nombres de bois exprimés en valeurs absolues et cumulées, les surfaces terrières (m²) en valeurs absolues et cumulées ainsi que les hauteurs totales moyennes (m) par catégories de circonférence (cm) à 1,3 m, ces catégories étant représentées par les points centraux de classes échelonnées de 10 en 10 cm. La catégorie des 75 cm, par exemple, comporte des arbres dont les circonférences vont de 70 à 79,9 cm, celle des 125 cm concerne les circonférences allant de 120 à 129,9 cm.

Les valeurs moyennes exprimées ci-après se réfèrent à un peuplement. Il est bien entendu qu'elles peuvent aussi concerner d'autres populations d'arbres et être calculées à partir d'échantillons d'arbres sans référence à l'étendue qu'ils occupent.

• *La tige de diamètre moyen arithmétique*

Cette valeur moyenne⁽⁴⁾ résulte du calcul de l'expression suivante :

$$\bar{d} = \sum_{i=1}^n d_i / n$$

⁽⁴⁾ *arithmetic mean diameter.*

où n = nombre total d'arbres mesurés,
 d_i = diamètre de l'arbre i .

Tableau 7.2.1 — Inventaire d'un peuplement équienné d'épicéas de 3 ha âgé de 70 ans.

Catégories de circonférence $c_{1,3}$ (cm)	Nombres de bois		Surfaces terrières		Hauteurs moyennes h (m)
	absolus n_i	cumulés n'_i	absolues g_i (m ²)	cumulées g'_i (m ²)	
45	1	1	0,0161	0,0161	-
55	-	1	-	0,0161	-
65	12	13	0,4035	0,4196	21,30
75	26	39	1,1638	1,5834	24,58
85	34	73	1,9548	3,5382	25,12
95	45	118	3,2318	6,7700	26,61
105	81	199	7,1065	13,8765	27,97
115	111	310	11,6817	25,5582	28,45
125	160	470	19,8943	45,4525	28,82
135	154	624	22,3346	67,7871	30,26
145	91	715	15,2253	83,0124	29,96
155	63	778	12,0446	95,0570	31,33
165	16	794	3,4664	98,5234	32,35
175	9	803	2,1933	100,7167	32,85
185	6	809	1,6341	102,3508	33,13
195	1	810	0,3026	102,6534	32,75
205	2	812	0,6688	103,3222	32,00
215	1	813	0,3678	103,6900	32,25
Totaux	813		103,6900		

Implicitement, cette valeur moyenne est observée lorsque les arbres sont sélectionnés avec une probabilité égale à leur fréquence (cas d'une sélection via des placettes à surface définie) (§ 13.3). Pour un peuplement comportant \mathcal{N} tiges dont on connaît la répartition par classes de diamètre, il est possible de déterminer le diamètre moyen avec une approximation souvent très bonne, liée à la répartition même des tiges au sein de ces classes :

$$\bar{d} = \frac{n_1 d_1 + n_2 d_2 + \dots + n_j d_j}{n_1 + n_2 + \dots + n_j} = \sum_{i=1}^j \frac{n_i d_i}{\mathcal{N}}$$

où n_i = nombre de bois inclus dans la classe de diamètre i ($i = 1, j$),
 \mathcal{N} = nombre total de bois du peuplement,
 d_i = classe de diamètre i (point central).

Nous noterons que dans le cas d'un peuplement pour lequel la répartition des arbres par catégories de diamètre affecte une courbe voisine de la distribution normale, celle-ci est complètement définie si l'on connaît la moyenne

arithmétique des diamètres des arbres et l'écart-type de ceux-ci (§ 7.3.2). Cette valeur moyenne est évidemment fortement influencée par les interventions sylvicoles pratiquées (éclaircies).

Exemple 7.2.1 — Détermination de la tige de circonférence moyenne arithmétique

Pour le peuplement considéré dans le tableau 7.2.1, la tige de circonférence moyenne arithmétique est déterminée de la manière ci-après en exploitant les valeurs figurant dans les deux premières colonnes :

$$c = [(1 \times 45) + (12 \times 65) + \dots + (1 \times 215)] / 813 \\ = 101.105 / 813 = 124,36 = 124,4 \text{ cm}$$

• *La tige de surface terrière moyenne*

Connaissant la surface terrière d'un peuplement, on peut en déduire la surface terrière moyenne et le diamètre qui lui correspond. Cette définition implique la détermination préalable de la surface terrière G du peuplement, ramenée à l'hectare, par sommation des surfaces terrières des N arbres le constituant, soit :

$$G = \frac{\pi}{4} \sum_{i=1}^N d_i^2$$

Elle peut aussi être obtenue avec une bonne approximation en appuyant les calculs sur des classes de diamètre (d_1, d_2, \dots, d_j comportant n_1, n_2, \dots, n_j tiges), soit :

$$G = n_1 \frac{\pi}{4} d_1^2 + n_2 \frac{\pi}{4} d_2^2 + \dots + n_j \frac{\pi}{4} d_j^2 \\ = \frac{\pi}{4} \sum_{i=1}^j n_i d_i^2 = \sum_{i=1}^j n_i g_i$$

Sur la base de G et de N , on peut alors calculer la surface terrière moyenne :

$$\bar{g} = G / N$$

et en déduire le diamètre correspondant, soit aussi le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne⁽⁵⁾ (d_g) :

$$d_g = \sqrt{\frac{4G/N}{\pi}} = \sqrt{\frac{G/N}{0,00007854}}$$

⁽⁵⁾ diameter of the tree of mean basal area (also termed quadratic mean diameter).

si d_g est exprimé en cm et G en m^2 . L'expression ci-avant peut évidemment aussi s'écrire :

$$d_g = \sqrt{\frac{4\bar{g}}{\pi}} = \sqrt{\left(\sum d_i^2\right) / N}$$

Pour généraliser, ce diamètre peut également être estimé à partir de mesures effectuées sur n arbres au sein d'échantillons (placettes à surfaces définies où chaque arbre a la même probabilité d'être sélectionné). Il s'agira dès lors d'un diamètre moyen quadratique (d_q).

$$d_q = \sqrt{\left(\sum d_i^2\right) / n}$$

Sensu stricto, cette expression n'est donc égale au diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne d_g qu'à la condition de porter sur des arbres se référant à une surface de référence (hectare).

En peuplement équiennne, la tige de surface terrière moyenne a des dimensions très proches de celles de la tige de volume moyen (point suivant), ce qui lui confère un incontestable intérêt et lui vaut d'être recommandée dans la pratique. Elle est d'ailleurs la plus couramment utilisée à travers le monde. On observera que le diamètre moyen arithmétique, comme le diamètre moyen quadratique, peut être calculé à partir d'un nombre déterminé d'arbres sans référence à une surface, ce qui veut dire qu'il est possible de les déterminer sur la base d'un nombre n de bois les plus proches, par exemple, de points de sondage choisis aléatoirement au sein d'un peuplement.

CURTIS et MARSHALL [2000] fournissent plusieurs raisons pratiques justifiant l'utilisation de ce diamètre quadratique : simulation d'itinéraires sylvicoles, expression de la densité d'un peuplement, relation étroite avec le volume en peuplement équiennne, recherches en sylviculture, etc.

On notera, au passage, que le diamètre moyen arithmétique \bar{d} est toujours inférieur au diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne d_g . En effet, dans le cas d'un diamètre moyen arithmétique, on peut, via un simple artifice de calcul et si les N tiges d'un peuplement sont réparties en j catégories de diamètre, écrire que :

$$G = \frac{\pi}{4} \sum_{i=1}^j n_i \left[\bar{d} + (d_i - \bar{d}) \right]^2$$

et comme :

$$s_d^2 = \frac{\sum_{i=1}^j n_i (d_i - \bar{d})^2}{N}$$

il vient que :

$$G = N \frac{\pi}{4} \left(\bar{d}^2 + s_d^2 \right)$$

et on en déduit que :

$$d_g = \sqrt{\bar{d}^2 + s_d^2}$$

Cette relation montre que le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne est lié au diamètre moyen arithmétique par l'intermédiaire de la variance de la distribution des arbres autour de celui-ci, soit :

$$s_d^2 = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^j n_i d_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^j n_i d_i \right)^2}{N} \right]$$

Dans le cas de la circonférence c on appliquera les formules suivantes :

$$G = \frac{1}{4\pi} \sum_{i=1}^j n_i c_i^2$$

et

$$c_g = \sqrt{\bar{c}^2 + s_c^2}$$

où

$$s_c^2 = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^j n_i c_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^j n_i c_i \right)^2}{N} \right] = \pi^2 s_d^2$$

Exemple 7.2.2 — Détermination de la tige de surface terrière moyenne

Appliquons les relations ci-avant aux données du tableau 7.2.1, on obtient :

$$\bar{g} = 103,6900/813 = 0,1275 \text{ m}^2 = 1.275 \text{ cm}^2$$

et

$$c_g = \sqrt{4\pi\bar{g}} = \sqrt{16.022,16} = 126,6 \text{ cm}$$

On peut également vérifier la relation qui existe entre la tige de circonférence moyenne arithmétique et celle de surface terrière moyenne. En effet :

$$\begin{aligned} s_c^2 &= \frac{1}{813} \left[13.030.125 - \frac{(101.105)^2}{813} \right] \\ &= 456.667,4/813 = 561,7065 = 561,71 \end{aligned}$$

et

$$c_g = \sqrt{\bar{c}^2 + s_c^2}$$

$$= \sqrt{(124,36)^2 + 561,71} = 126,6 \text{ cm}$$

• *La tige de volume moyen*

Cette tige moyenne est telle que son volume correspond au rapport entre le volume total V d'un peuplement et le nombre de bois N qu'il comporte :

$$v_m = V/N$$

• *Autres tiges moyennes*

Parmi les autres tiges moyennes, par ailleurs beaucoup moins utilisées, nous citerons la tige de surface terrière médiane, la tige de WEISE et les tiges de HOHENADL.

La *tige de surface terrière médiane*⁽⁶⁾ est telle que de part et d'autre de sa surface terrière, on trouve 50 % de la surface terrière totale. Elle se calcule donc d'une manière très comparable à celle de la tige de surface terrière moyenne, puisqu'il suffit de déterminer le diamètre qui correspond, dans la distribution des fréquences cumulées, à la moitié de la surface terrière. La grosseur de la tige de surface terrière médiane est moins sensible que les précédentes aux interventions sylvicoles ; un passage en éclaircie, par exemple, engendre un déplacement instantané beaucoup moins accentué de cette valeur moyenne. Cependant sa détermination est beaucoup moins rapide.

Elle répond à la formule :

$$c_m = c_{\text{inf}} + w \left[\frac{G/2 - \sum n_i g_i}{g_k} \right]$$

dans laquelle :

c_{inf} = limite inférieure de la classe de circonférence k contenant l'arbre de surface terrière médiane,

w = amplitude de classe de circonférence,

$\sum n_i g_i$ = surface terrière cumulée sous la limite inférieure de la classe de circonférence k ,

g_k = surface terrière de la classe de circonférence k ,

G = surface terrière totale.

Elle est approximativement représentée par le 70^e percentile de l'ensemble des circonférences.

La *tige moyenne de WEISE* se situe à 60 % du nombre de tiges comptées à partir des plus petits diamètres. Pour des peuplements purs équiennes modérément éclaircis, caractérisés par une distribution des tiges par catégories de diamètre déportée vers la droite, le diamètre de cette tige moyenne est très proche du diamètre de la tige de volume moyen.

⁽⁷⁾ *basal area central girth.*

Les tiges moyennes de *HOHENADL*, plus spécialement utilisées en Allemagne, correspondent aux tiges moyennes dont les diamètres d_1 et d_2 sont respectivement égaux à :

$$d_1 = \bar{d} - s \quad \text{et} \quad d_2 = \bar{d} + s$$

s représentant l'écart-type des diamètres autour de la valeur moyenne \bar{d} .

Ces tiges moyennes seraient particulièrement utiles en matière de détermination du volume d'un peuplement [PRODAN, 1965].

Exemple 7.2.3 – Détermination de la tige de surface terrière médiane

À partir des données déjà utilisées (Tableau 7.2.1 et Exemple 7.2.2), il vient que :

$$G/2 = 103,6900/2 = 51,8450 \text{ m}^2$$

et sachant qu'à la limite supérieure de la classe des 125 cm de circonférence (soit 129,9 cm) correspond une surface terrière cumulée de 45,4525 m², on peut déterminer la circonférence de la tige de surface terrière médiane par interpolation entre les surfaces terrières cumulées relatives aux catégories de 125 et 135 cm de circonférence. Dans ces conditions, on écrira que :

$$\begin{aligned} c_{G/2} &= 129,9 + \frac{[(51,8450 - 45,4524)10]}{(67,7870 - 45,4524)} \\ &= 129,9 + \frac{(6,3925)10}{22,3346} \\ &= 129,9 + 2,9 = 132,8 \text{ cm} \end{aligned}$$

Exemple 7.2.4 – Détermination de la tige moyenne de WEISE

Retournons aux données du tableau 7.2.1. La circonférence correspondant à 60% du nombre total de bois ou encore à la 488^e tige est égale à :

$$c_W = 129,9 + \frac{[(488 - 470)10]}{(624 - 470)} = 131,1 \text{ cm}$$

Compte tenu des caractéristiques du peuplement utilisé pour illustrer la détermination des circonférences moyennes, en pratiquant des interpolations sur les nombres de bois, on peut montrer que la circonférence moyenne arithmétique est située à 47,0% des bois comptés à partir des plus petits, la circonférence de l'arbre de surface terrière moyenne à 51,3%, et la circonférence de l'arbre de surface terrière médiane à 63,3%, ce qui permet de préciser les positions respectives de ces diverses moyennes au sein de la distribution de fréquences des circonférences.

7.3. Distribution des tiges par catégories de grosseur

7.3.1. Généralités

Lorsque, dans un peuplement, on procède au regroupement de toutes les tiges recensables par catégories de grosseur, on définit une distribution de fréquences. Celle-ci présente un grand intérêt en matière de gestion forestière car elle est une expression de la «structure» du peuplement. Elle traduit aussi la réaction de celui-ci aux conditions de croissance et aux opérations sylvicoles pratiquées. On distingue en général, au sein des peuplements forestiers, deux grandes structures typiques : la structure *équienne* et la structure *inéquienne* rencontrée en forêt d'âges multiples (ou d'allure jardinée) et en taillis sous futaie.

La structure équienne est caractéristique d'un peuplement qui est issu d'une plantation ou qui a pris naissance sur une période de temps limitée (5-10 ans). En principe, dans pareille structure, tous les arbres ont le même âge et des hauteurs dont la faible variabilité s'explique principalement par la position sociale (dominant, co-dominant, dominé). Les grosseurs, par contre, présentent une beaucoup plus grande variabilité, tout en respectant, du point de vue de leurs fréquences par classes, une distribution typique s'apparentant souvent à une courbe de GAUSS. Selon les circonstances, cette distribution peut devenir dissymétrique et, suite aux effets du traitement, elle peut même être bimodale. De très nombreuses études concernent la représentation mathématique des distributions des nombres de bois par catégories de grosseur en peuplement équienne et tendent à montrer que le diamètre moyen est le paramètre le plus important à estimer car il explique souvent très bien d'autres paramètres traduisant la dissymétrie des distributions [HUSCH et al., 1982].

La structure inéquienne, propre aux futaies d'âges multiples, est caractéristique de peuplements issus d'une juxtaposition d'arbres ou de groupes d'arbres de tous âges et de toutes dimensions. Elle subit des modifications continues liées au cycle des régénérations. À l'inverse de ce qui est observé en structure équienne, les hauteurs sont très différentes d'arbre à arbre. La distribution des diamètres présente une allure très typique, caractérisée par un grand nombre de bois de petits diamètres et par un nombre restreint de bois de gros diamètres. L'allure générale de pareille distribution peut être matérialisée par une courbe en «J» inversé.

La recherche de modèles mathématiques s'ajustant à la distribution des nombres de bois par catégories de grosseur relève de plusieurs types de préoccupations, qu'elles émanent du sylviculteur ou de l'aménagiste :

- la construction et l'utilisation d'outils de gestion tels que des tables de production (Chapitre 11) ou des modèles de croissance (Chapitre 12);

- l'étude de la structure des peuplements tant équiennes qu'inéquiennes ;
- l'estimation de la quantité de matériel ligneux par assortiments (types de produits) ou par catégories de grosseur ;
- la caractérisation de normes de traitement sylvicole ;
- l'appréciation de l'équilibre d'une forêt [RUBIN et al., 2006].

Selon les circonstances, on pourra être amené soit à définir une représentation mathématique correspondant à un objectif déterminé, soit à exprimer le mieux possible l'évolution, observée ou probable, des nombres de tiges par catégories de grosseur.

Le premier cas est typique de la recherche, en peuplement jardiné, d'un équilibre tel que les nombres de tiges décroissent d'une catégorie de grosseur à l'autre selon un rapport constant ou encore que l'accroissement courant puisse être périodiquement prélevé tout en maintenant la composition du peuplement constante.

Le second cas concerne, par exemple, l'étude de l'impact de la sylviculture sur la distribution des grosseurs et donc aussi des volumes produits. Si l'on peut admettre une distribution dont les constantes seraient liées, de manière satisfaisante, à des paramètres de densité du peuplement eux-mêmes fonction de modalités préfixées d'éclaircies, il est parfaitement possible d'estimer le matériel ligneux correspondant à telle ou telle spécification de grosseur.

Pour une analyse plus détaillée, vue sous l'angle mathématique, de la structure des peuplements, nous renverrons le lecteur intéressé aux travaux de BAILEY et DELL [1973], HAFLEY et SCHREUDER [1977] et HYINK [1979].

7.3.2. Caractérisation des distributions en peuplement équienne

Des distributions unimodales sont caractéristiques de peuplements équiennes et s'apparentent plus ou moins à la distribution normale au sens statistique du terme. Durant la vie d'un peuplement, l'évolution des nombres de bois par catégories de grosseur donne lieu à un ensemble de courbes dissymétriques, la dissymétrie étant souvent gauche (courbe présentant une extension vers la droite) dans le jeune âge pour devenir en principe droite (courbe présentant une extension vers la gauche) aux âges avancés (Figure 7.3.1). La forme de ces distributions est évidemment largement tributaire de la sylviculture pratiquée. Si la vigueur des coupes est forte dès le jeune âge, on peut logiquement s'attendre, par la suite, à observer des courbes présentant une dissymétrie gauche. Afin de mieux fixer les idées, et à titre d'exemple, sur la base des données présentées dans le tableau 7.2.1, et de diverses données complémentaires, nous montrerons comment leur ajuster une distribution normale, une distribution Bêta et une

distribution de WEIBULL. Pour être complet et à titre indicatif, nous fournirons aussi les résultats des tests d'ajustement basés sur les distributions χ^2 de PEARSON et destinés à comparer les distributions théoriques et les distributions observées.

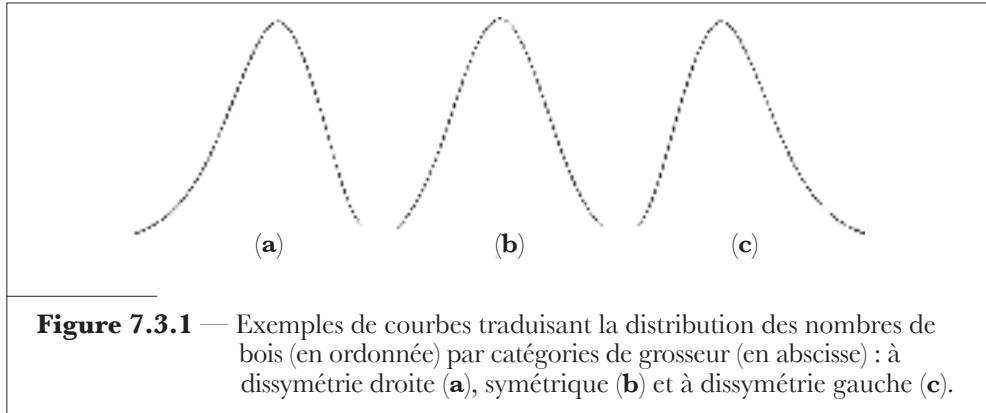


Figure 7.3.1 — Exemples de courbes traduisant la distribution des nombres de bois (en ordonnée) par catégories de grosseur (en abscisse) : à dissymétrie droite (a), symétrique (b) et à dissymétrie gauche (c).

• *La distribution normale*

Très souvent, on assimile la distribution des tiges par catégories de grosseur à une courbe normale symétrique. Dans cette hypothèse, la définition de la distribution nécessite l'estimation de deux paramètres : la moyenne arithmétique et l'écart-type des grosseurs.

La densité de probabilité y de pareille distribution, mise sous sa forme réduite (variable u de moyenne nulle et d'écart-type égal à 1), est fournie par l'expression suivante dans laquelle $u = (x - m) / s$:

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}$$

où x = diamètre (circonférence),

$m = \bar{x}$ = valeur moyenne du diamètre (circonférence),

s = écart-type de la population assimilé à l'écart-type des diamètres (circonférences) de l'échantillon d'arbres considéré.

Par utilisation de la fonction de répartition $F(u)$ qui s'écrit :

$$F(u) = \int_{-\infty}^u y \delta u$$

il est possible de réaliser l'ajustement des nombres de bois par catégories de grosseur à une distribution normale [DAGNELIE, 1975a].

Exemple 7.3.1 — Ajustement à une distribution normale

Si nous considérons les données du tableau 7.2.1, plus spécialement les nombres de bois et les circonférences $c_{1,3}$ ventilées par catégories de 10 en 10 cm, tous les éléments nécessaires à la réalisation de l'ajustement figurent au tableau 7.3.1 en regard soit des points centraux des classes de circonférence (85 cm, par exemple), soit des limites supérieures de celles-ci (89,95 cm, par exemple). Les calculs successifs à effectuer se présentent comme suit :

– détermination de la variable normale réduite :

$$u = \frac{x - \bar{x}}{s} \quad (\text{colonne 3})$$

la circonférence moyenne \bar{x} étant égale à 124,36 cm (Exemple 7.2.1) et l'écart-type s des circonférences à 23,70 ou $\sqrt{561,71}$ (Exemple 7.2.2), on peut, par conséquent écrire que :

$$u = (x - 124,36) / 23,70$$

ce qui donne lieu, pour la limite supérieure de la première classe, à la valeur :

$$u = (49,95 - 124,36) / 23,70 = -3,1397$$

– calcul de la valeur correspondante de la fonction de répartition $F(u)$ par utilisation de la table de la distribution normale réduite [DAGNELIE, 1973] fournissant le résultat de l'intégrale ou encore la proportion des arbres inférieurs à x cm de circonférence, soit pour la première classe :

$$P(U < -3,1397) = 1 - P(U < 3,1397) = 0,0008 \quad (\text{colonne 4})$$

– détermination des fréquences théoriques attendues P_i , pour chaque classe de circonférence i , par différences successives entre probabilités cumulées $F(u)$ (colonne 5) ;

– calcul des nombres de bois théoriques (colonne 6) par multiplication des fréquences attendues P_i avec le nombre total n de bois observés (total colonne 2).

La mesure de la qualité de l'ajustement à la distribution normale est réalisée par le test χ^2 , nécessitant le calcul de l'expression :

$$\sum_{i=1}^p \frac{n_i^2}{nP_i} - n$$

dans laquelle p représente le nombre de classes.

On aura préalablement pris soin de s'assurer que les fréquences attendues nP_i sont toutes au moins égales à 5 ou proches de 5 en regroupant éventuellement certaines classes de circonférences entre elles [DAGNELIE, 1975a]. Ce sera le cas des trois premières ($nP_i=8,78$) et des quatre dernières classes ($nP_i=7,73$). Dans ces conditions, on écrira donc :

$$\begin{aligned} \chi_{obs}^2 &= \frac{(13)^2}{8,78} + \frac{(26)^2}{16,02} + \dots + \frac{(10)^2}{7,73} - 813 \\ &= 854,23 - 813 = 41,23 \end{aligned}$$

or : $\chi_{0,95}^2 = 18,30$ pour $13 - 3 = 10$ degrés de liberté, ce qui amène à rejeter l'hypothèse de normalité de la distribution puisque $\chi_{obs}^2 > \chi_{0,95}^2$.

La courbe normale qui a été ajustée à l'histogramme de la distribution observée est représentée dans la figure 7.3.2.

Tableau 7.3.1 — Calculs relatifs à l'ajustement à une distribution normale.

$c_{1,3}$	n_i		u	$F(u)$	P_i	nP_i	
45	1	13	-3,1397	0,0008	0,0008	0,65	8,78
49,95	0						
55	0						
59,95			-2,7177	0,0033	0,0025	2,03	
65	12				0,0075	6,10	
69,95			-2,2958	0,0108			
75	26				0,0197	16,02	
79,95			-1,8738	0,0305			
85	34				0,0428	34,80	
89,95			-1,4519	0,0733			
95	45				0,0782	63,58	
99,95			-1,0300	0,1515			
105	81				0,1201	97,64	
109,95			-0,6080	0,2716			
115	111				0,1546	125,69	
119,95			-0,1861	0,4262			
125	160				0,1670	135,77	
129,95			0,2359	0,5932			
135	154				0,1515	123,17	
139,95			0,6578	0,7447			
145	91				0,1152	93,66	
149,95			1,0797	0,8599			
155	63				0,0735	59,76	
159,95			1,5017	0,0334			
165	16				0,0394	32,03	
169,95			1,9236	0,9738			
175	9				0,0177	14,39	
179,95			2,3456	0,9905			
185	6	10	2,7675	0,9972	0,0067	5,45	7,73
189,95							
195	1						
199,95			3,1895	0,9993	0,0021	1,71	
205	2				0,0005	0,41	
209,95			3,6114	0,9998			
215	1				0,0002	0,16	
Total	813					813,00	

$c_{1,3}$ = points centraux et limites supérieures de classes de circonférence (cm)

n_i = nombres de bois observés par classes de circonférence

u = variable normale réduite

$F(u)$ = fonction de répartition de la distribution normale réduite

P_i = fréquences théoriques attendues

nP_i = nombres de bois théoriques par classes de circonférence

Lorsque la distribution des tiges par catégories de grosseur présente une dissymétrie gauche nette, il est plus opportun de lui ajuster une distribution log-normale. PRODAN [1965] et VAN LAAR [1979] exposent en détail la manière d'effectuer les calculs.

• **La distribution « Bêta »**

La distribution Bêta s'assimile à la distribution de PEARSON (Type I) et présente l'avantage d'un ajustement relativement simple et rapide convenant à une gamme très large de répartitions de tiges par classes de grosseur : courbes de type normal, à dissymétrie gauche ou droite, courbes de type exponentiel, etc.

La fonction Bêta s'écrit sous la forme :

$$B(\alpha, \gamma) = \int_a^b (x-a)^\alpha (b-x)^\gamma dx$$

où α, γ = premier et second paramètre de la fonction Bêta,
 a, b = limites inférieure et supérieure de la variation de la fonction, fixées par les valeurs situées à une demi-amplitude de classe en deçà de la limite inférieure de la première classe concernée et au-delà de la limite supérieure de la dernière classe,
 x = variable dont la distribution de fréquence est étudiée (diamètre ou circonférence, ici),
 $B(\alpha, \gamma)$ = aire sous la courbe de distribution.

La distribution Bêta peut être transformée en une fonction de densité de probabilité qui s'écrit :

$$F(x) = k (x-a)^\alpha (b-x)^\gamma$$

où k représente une constante, correspondant à un facteur de modification de l'échelle des ordonnées, telle que la somme des fréquences attendues n_i soit égale au nombre total de tiges, c'est-à-dire :

$$\sum n_i = N = k \int_a^b (x-a)^\alpha (b-x)^\gamma dx$$

Il existe plusieurs méthodes d'ajustement ou de calcul des coefficients de la fonction Bêta [ZÖHRER, 1970a]. Nous retiendrons celle qui nécessite la connaissance de la moyenne, de la variance et des limites d'intégration et qui est exposée, de manière fouillée, par ZÖHRER [1970b].

À cette fin, on utilise les expressions suivantes :

$$\bar{x}_{rel} = \frac{\bar{x} - a}{b - a} \quad (\text{moyenne «relative»})$$

$$s_{rel}^2 = \left(\frac{s}{b - a} \right)^2 \quad (\text{variance «relative»})$$

avec $a = x_i - \frac{w}{2}$ et $b = x_s + \frac{w}{2}$

où x_i , x_s et w représentent respectivement la limite inférieure de la première classe, la limite supérieure de la dernière classe et l'amplitude de classe.

La variance «relative» ne correspond pas ici au carré du coefficient de variation. L'écart-type s se réfère à la différence $(b - a)$, soit à l'amplitude couverte par la fonction β sur l'axe des x .

Les exposants α et γ découlent alors des relations :

$$\alpha = z(\gamma + 1) - 1$$

où
$$z = \frac{\bar{x}_{rel}}{1 - \bar{x}_{rel}}$$

et
$$\gamma = \left(\frac{\frac{z}{\frac{s_{rel}^2 (z + 1)^2}{z + 1}} - 1}{z + 1} \right) - 1$$

La phase suivante consiste à transformer la courbe ainsi obtenue en distribution de fréquences. Pour ce faire, on déterminera la valeur de la constante k et on calculera, pour chaque x , le nombre de bois correspondant.

Exemple 7.3.2 — Ajustement à une distribution Bêta (peuplement équienne)

Si nous appliquons la fonction Bêta aux données du tableau 7.2.1, déjà traitées dans l'exemple 7.3.1, nous obtenons pour les différents paramètres à estimer, les valeurs suivantes :

$$k = 7,7955 \left(10^{-21} \right); \alpha = 5,2632 \quad \text{et} \quad \gamma = 6,1006$$

sachant que les limites a et b ont été respectivement fixées à 35 et à 225 cm.

Les résultats de cet ajustement font l'objet du tableau 7.3.2 et sont aussi présentés sous forme graphique dans la figure 7.3.2.

Si l'on effectue un test d'ajustement χ^2 on obtient :

$$\chi_{obs}^2 = \frac{(13,00)^2}{4,50} + \dots + \frac{(10)^2}{5,81} - n = 884,48 - 813 = 71,48$$

alors que : $\chi_{0,95}^2 = 18,3$ pour $13 - 3 = 10$ degrés de liberté

ce qui amène à rejeter l'hypothèse que l'ajustement d'une fonction Bêta aux données observées est satisfaisant. Il le serait moins que celui d'une distribution normale.

Tableau 7.3.2 — Ajustement des données du tableau 7.2.1 aux distributions normale, Bêta et de WEIBULL.

Catégories de circonférence $c_{1,3}$ (cm)	Nombres de bois observés n_i		Distributions				
			normale \hat{n}_i	Bêta \hat{n}_i		WEIBULL \hat{n}_i	
45	1	13	0,65	0,00	4,50	0,12	9,39
55	0		2,03	0,41		1,79	
65	12		6,10	4,09		7,48	
75	26		16,02	16,00		19,43	
85	34		34,80	38,83		38,88	
95	45		63,58	69,82		65,08	
105	81		97,64	101,13		94,15	
115	111		125,68	123,30		118,82	
125	160		135,77	129,39		130,33	
135	154		123,17	117,88		122,78	
145	91		93,66	93,03		97,55	
155	63		59,75	62,72		63,89	
165	16		32,03	35,11		33,59	
175	9		14,39	15,48		13,76	
185	6	10	5,45	4,87	5,81	4,24	5,35
195	1		1,71	0,89		0,95	
205	2		0,41	0,05		0,15	
215	1		0,16	0,00		0,01	
Totaux	813		813,00	813,00		813,00	

• *La distribution de WEIBULL*

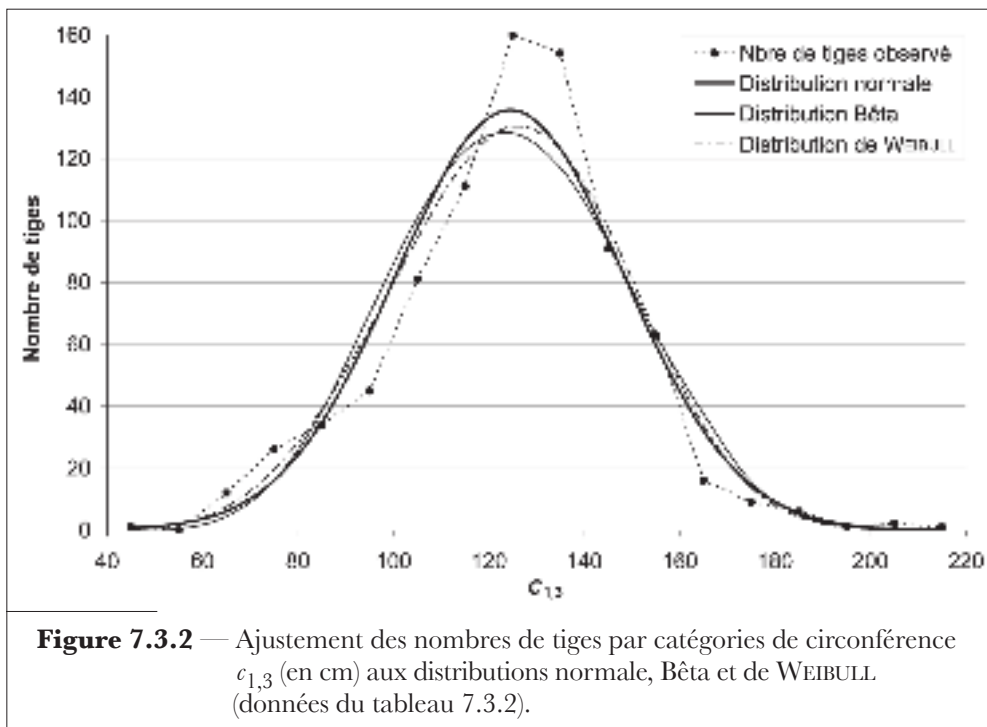
Il est évident que la structure des peuplements peut être décrite et analysée au moyen d'autres distributions telles que la distribution de WEIBULL assez couramment citée dans la littérature forestière spécialisée [BAILEY et DELL, 1973; BURK et NEWBERRY, 1984; SHIFLEY et LENTZ, 1985; YANG et al., 1978].

Cette distribution, sensiblement plus complexe que celles utilisées ci-avant, se caractérise par une grande souplesse d'emploi. Sa fonction de densité de probabilité se présente sous la forme suivante :

$$f(x) = \frac{c}{b} \left(\frac{x-a}{b} \right)^{c-1} \exp \left[- \left(\frac{x-a}{b} \right)^c \right]$$

où :

x = diamètre (circonférence) des arbres,
 a = paramètre d'origine (ou de position),
 b = paramètre d'échelle ou de taille,
 c = paramètre de forme.



La distribution de WEIBULL peut prendre de nombreuses formes selon la valeur du paramètre c :

- $c \leq 1$: courbe en J inversé,
- $c = 1$: courbe exponentielle,
- $1 < c < 3,6$: courbe en cloche à dissymétrie gauche,
- $c = 3,6$: approximation de la courbe de GAUSS (loi normale),
- $c > 3,6$: courbe en cloche à dissymétrie droite.

Quant à sa fonction de répartition, utile en matière de modélisation de la production des peuplements et d'estimation de nombres de tiges compris entre tel et tel diamètres (§ 12.4), elle s'écrit :

$$F(x) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{x-a}{b} \right)^c \right]$$

Il existe plusieurs façons d'envisager l'ajustement d'une fonction de WEIBULL, liées à la fixation ou non d'une limite inférieure ou d'une limite supérieure, voire des deux ou d'aucune. Tout dépendra de l'objectif poursuivi. Nous nous en tiendrons ici au cas de l'ajustement à des données réelles issues d'inventaires prenant les arbres en compte à partir d'un seuil minimum de grosseur et jusqu'à une grosseur maximum déterminée.

Ce modèle à trois paramètres a , b et c peut aussi se présenter sous la forme particulière à deux paramètres où a est supposé être nul, ainsi que sous une forme à un paramètre où a est nul et le paramètre de forme c est supposé être connu.

Les paramètres peuvent être estimés directement à partir de la liste des nombres de bois par classes de diamètre. Dans beaucoup de situations, le paramètre de localisation a est supposé connu, soit égal à la plus petite valeur observable de la distribution (ou limite inférieure de la première classe de diamètre). Les deux autres paramètres peuvent être estimés en utilisant des méthodes de prédiction de paramètres ou d'estimations de percentiles [ZARNOCK et DELL, 1985]. La première méthode implique la prédiction directe des paramètres à partir de caractéristiques du peuplement telles que : âge, indice de productivité, diamètre moyen, densité, surface terrière totale [BAILEY et DELL, 1973].

Exemple 7.3.3 — Ajustement de la distribution de WEIBULL (peuplement équienne)

L'ajustement de la distribution de WEIBULL à la distribution observée des nombres de bois (Tableau 7.2.1 et Figure 7.3.2), dans les limites de circonférences allant de 40 à 220 cm, a donné lieu aux paramètres suivants : $a = 40$; $b = 92,9$ et $c = 3,9$.

L'ajustement n'est pas plus satisfaisant que ceux relatifs à une distribution normale ou à une distribution Bêta puisque la valeur $\chi_{obs}^2 = 42,8$ alors que $\chi_{obs}^2 = 16,9$ pour $13 - 4 = 9$ degrés de liberté.

7.3.3. Caractérisation des distributions en peuplement inéquienne

En peuplement inéquienne, la distribution des nombres de bois par catégories de grosseur prend la forme d'une courbe d'allure décroissante. L'analyse proprement dite de la structure inéquienne, au travers de cette courbe, est une préoccupation essentielle en matière d'aménagement et de production [ADAMS et EK, 1974; HANN et BARE, 1979; HYINK et MOSER, 1979]. Nous nous limiterons, dans les lignes qui suivent, à la réalisation de l'ajustement d'une distribution exponentielle, largement utilisée, et nous présenterons, à titre de comparaison, les résultats relatifs à l'ajustement d'une distribution Bêta et à celui d'une distribution de WEIBULL.

• *Distribution exponentielle*

En ce qui concerne la forêt inéquienne ou d'allure jardinée éventuellement équilibrée (c'est-à-dire pour laquelle le prélèvement périodique de l'accroissement courant peut être effectué sans avoir d'effet sur l'allure de la répartition des bois par catégories de diamètre, ni sur le volume total, la continuité de la régénération étant assurée), la distribution exponentielle, relativement simple à ajuster, a eu et continue d'avoir la faveur de nombreux auteurs [DE LIOCOURT, 1898; MEYER, 1952; MOSER, 1976; MURPHY et FARRAR, 1982].

La fonction de densité de probabilité d'une distribution exponentielle peut se mettre sous la forme :

$$y = f(x) = ke^{-ax}$$

sachant que x représente la grosseur, k et a étant des constantes à estimer, la première caractérisant la densité relative du peuplement et la seconde la vitesse de diminution du nombre d'arbres de catégorie à catégorie. Dans l'hypothèse où l'on utiliserait une distribution doublement tronquée limitée vers le bas par la limite inférieure i de la première classe de grosseur et vers le haut par la limite supérieure s de la dernière classe de grosseur, on peut démontrer que le paramètre a estimé par la méthode du maximum de vraisemblance est égal, en première approximation, à :

$$\hat{a} = \frac{1}{\bar{x} - i}$$

et que k est égal à :

$$\hat{k} = \frac{a}{e^{-ai} - e^{-as}}$$

La connaissance de ces deux paramètres permet de définir la fonction de répartition relative à la distribution exponentielle doublement tronquée, soit :

$$F(x) = \frac{k}{a} \left(e^{-ax} - e^{-ai} \right)$$

Celle-ci sera appliquée à la détermination des nombres théoriques de bois par classes de circonférence en suivant la même procédure que celle qui a été exposée pour la distribution normale (Exemple 7.3.1).

Dans la littérature [HUSCH et al., 1982; PRODAN, 1965], on propose fréquemment de réaliser l'ajustement, par régression, de l'équation :

$$y = ke^{-ax}$$

Cette manière de procéder n'est cependant pas rigoureuse, car, tel que le problème est posé, il ne s'agit pas d'une régression au sens strict entre une variable dépendante et une variable explicative. En vue d'appliquer cette méthode, pour des raisons de facilité, on linéarise la fonction en recourant à une transformation logarithmique, ce qui donne lieu à l'équation :

$$\ln y = \ln k - ax$$

ou

$$\ln y = a_0 + a_1 x$$

en posant :

$$a_0 = \ln k$$

et

$$a_1 = -a$$

Si l'on retourne à l'équation non linéaire de base, disposant des coefficients ci-avant, on observe que :

$$k = \exp(a_0) \quad \text{et} \quad a = -a_1$$

k et a étant des indicateurs respectivement de la densité relative du peuplement et de la vitesse de diminution du nombre de tiges en fonction de la grosseur.

Pour autant que l'amplitude de classe w et que la constante a ne soient pas trop élevées, on admettra que le nombre de bois relatif à une classe de grosseur représentée par son point central x_i puisse être estimé par l'équation :

$$n_i = y_i = ke^{-ax_i}$$

Dans ces conditions, le rapport entre les nombres de bois de deux classes de grosseur successives est égal à :

$$q = \frac{ke^{-a(x_i - w)}}{ke^{-ax_i}} = \frac{n_{i-1}}{n_i} = e^{wa}$$

Cette valeur, qui correspond en réalité à la raison d'une progression géométrique décroissante, est aussi connue sous le nom de «coefficient de LIOCOURT».

Exemple 7.3.4 — Ajustement à une distribution exponentielle (peuplement d'allure jardinée)

Un inventaire complet a été effectué dans une futaie feuillue d'allure jardinée de 8,3 ha comportant essentiellement du hêtre (*Fagus sylvatica*) et du chêne sessile (*Quercus sessilis*). À l'examen des résultats, on a constaté que la répartition des nombres de bois (n_i) par catégories de circonférence à 1,3 m (c_i) présentait une allure nettement décroissante, s'apparentant à celle d'une courbe exponentielle (Tableau 7.3.3).

Afin de pouvoir utiliser l'équation générale :

$$y = ke^{-ax}$$

y et x représentant respectivement les nombres de bois et les circonférences correspondant aux points centraux des classes, nous avons d'abord déterminé la moyenne arithmétique générale qui est égale à :

$$\begin{aligned}\bar{c} &= [(45)(205) + \dots + (255)(2)]/1.115 \\ &= 96.475/1.115 = 86,5 \text{ cm}\end{aligned}$$

et l'on en déduit que :

$$\hat{a} = \frac{1}{(86,5 - 40)} = 0,0215$$

et que :

$$\hat{k} = 0,0215 / \{e^{-(0,0215)(40)} - e^{-(0,0215)(260)}\} = 0,0513$$

En appliquant la fonction de répartition :

$$F(x) = 2,3860 \{e^{-0,0215i} - e^{-0,0215x}\}$$

à la limite supérieure de chacune des classes (i étant la limite inférieure de la première classe), on détermine, par différences successives, les fréquences théoriques attendues et les nombres de bois estimés par classe.

Pour la classe des 45 cm de circonférence, par exemple, on peut écrire que :

$$F(x) = 2,3860 \{e^{-(0,215)(40)} - e^{-(0,0215)(49,95)}\} = 0,1945$$

ce qui signifie que 19,45% du nombre total de bois seraient inférieurs à 49,95 cm ou compris entre 40 et 49,95 cm. Par application du même raisonnement, 15,78% de ce même nombre seraient compris entre 50 et 59,95 cm, etc.

Les résultats de l'ajustement sont présentés dans le tableau 7.3.3 et, sous une forme graphique, dans la figure 7.3.3.

La réalisation du test χ^2 de PEARSON donne lieu aux résultats ci-après :

$$\begin{aligned}\chi_{obs}^2 &= \left[\frac{(205)^2}{216,87} + \frac{(180)^2}{175,94} + \dots + \frac{(6)^2}{4,46} \right] - 1.115 \\ &= 1.123,99 - 1.115 = 8,9\end{aligned}$$

Or $\chi^2_{0,95} = 28,9$ pour $21 - 3 = 18$ degrés de liberté; dans ces conditions, l'hypothèse d'une distribution exponentielle ne doit donc pas être rejetée.

À titre indicatif, si l'on raisonne en termes de régression par les moindres carrés, on met en évidence l'équation suivante :

$$\ln y = 6,2559 - 0,0204x$$

si l'on pose : $a = -a_1 = 0,0204$

il vient que : $k = \exp(a_0) = \exp(6,2559) = 521,08$

et : $y = 521,08 e^{(-0,0204x)}$

Le coefficient de LIOUCOURT s'écrira dès lors :

$$\exp [(10) (0,0204)] = 1,226$$

valeur que l'on retrouve aussi en divisant entre elles deux valeurs successives des nombres de bois de la dernière colonne du tableau 7.3.3. En consultant ce même tableau, on constatera que les résultats observés par cette voie sont légèrement différents de ceux relatifs à la méthode plus rigoureuse développée en premier lieu. Le test montre également qu'il n'y a pas de différence significative entre les nombres de bois observés et les nombres de bois attendus.

En effet, $\chi^2_{obs} = 6,3$ alors que $\chi^2_{0,95} = 28,9$ pour $21 - 3 = 18$ degrés de liberté.

Tableau 7.3.3 — Distribution des nombres de bois par catégories de circonférence : ajustement à une distribution exponentielle.

Catégories de circonférence $C_{1,3}$ (cm)	Nombres de bois observés n_i	Distribution exponentielle	
		\hat{n}_i (via fct de répartition)	\hat{n}_i (via régression)
45	205	216,87	208,08
55	180	175,94	169,68
65	145	141,83	138,37
75	113	114,29	112,83
85	93	92,32	92,01
95	71	74,37	75,03
105	55	60,10	61,19
115	46	48,39	49,89
125	34	39,02	40,69
135	28	31,44	33,18
145	27	25,42	27,06
155	25	20,52	22,06
165	20	16,50	17,99
175	16	13,27	14,67
185	15	10,82	11,96
195	12	8,59	9,76
205	8	7,02	7,96
215	7	5,69	6,49
225	5	4,35	5,29
235	4	3,79	4,31
245	4	3,01	3,52
255	2 6	1,45 4,46	2,87 6,39
Totaux	1.115	1.115,00	1.114,89

• *Distribution Bêta*

Exemple 7.3.5 — Ajustement à une distribution Bêta (peuplement d'allure jardinée)

Si l'on ajuste aux données du tableau 7.3.3 une distribution Bêta, on obtient les valeurs reprises dans le tableau 7.3.4 et sous une forme graphique dans la figure 7.3.3.

La réalisation du test χ^2 donne lieu au rejet de l'hypothèse d'acceptation de pareille distribution car $\chi_{\text{obs}}^2 = 36,8$ contre $\chi_{0,95}^2 = 27,6$ pour $20 - 3 = 17$ degrés de liberté.

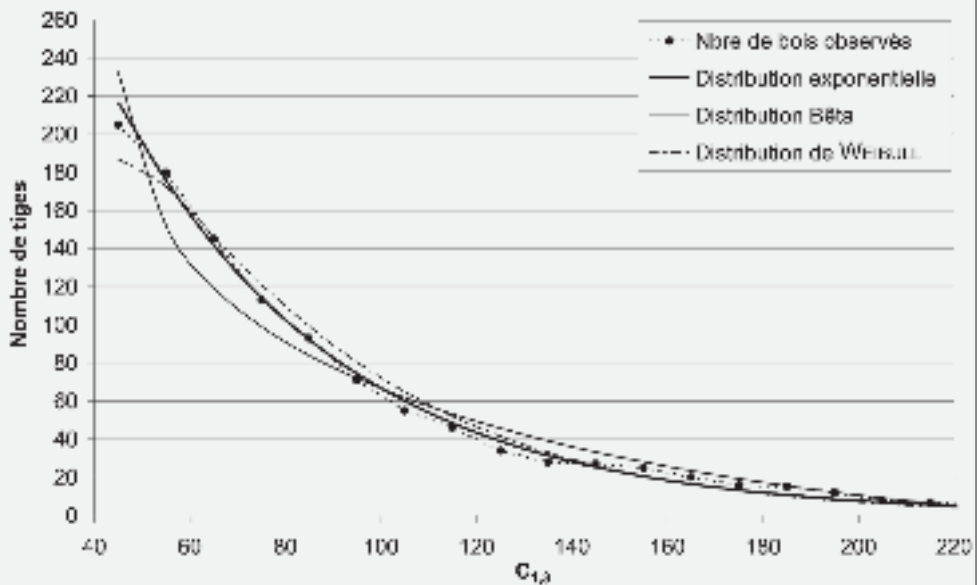


Figure 7.3.3 — Ajustement des nombres de tiges par catégories de circonférence $C_{1,3}$ (en cm) aux distributions exponentielle (valeurs du tableau 7.3.3, 3^e colonne), Bêta et de WEIBULL (valeurs du tableau 7.3.4).

• *Distribution de WEIBULL*

Exemple 7.3.6 — Ajustement à une distribution de WEIBULL (peuplement d'allure jardinée)

L'ajustement des données observées à une distribution de WEIBULL doublement tronquée vers le bas à la limite inférieure de la première classe de circonférence (soit 40 cm) et vers le haut à la limite supérieure de la dernière classe (soit 260 cm) donne lieu aux valeurs reprises dans le tableau 7.3.4 et sous une forme graphique dans la figure 7.3.3.

Les résultats obtenus sont sensiblement meilleurs que ceux relatifs à la distribution Bêta ; les valeurs estimées des paramètres sont respectivement : $a = 40,0$; $b = 48,0$ et $c = 1,1$. La réalisation du test χ^2 montre que l'hypothèse d'une distribution de WEIBULL ne doit donc pas être rejetée car $\chi_{obs}^2 = 18,2$ contre $\chi_{0,95}^2 = 26,3$ pour $20 - 4 = 16$ degrés de liberté.

Tableau 7.3.4 — Distribution des nombres de bois par catégories de circonférence : ajustement à la distribution Bêta et à la distribution de WEIBULL.

Catégories de circonférence $c_{1,3}$ (cm)	Nombres de bois observés n_i	Distributions	
		Bêta \hat{n}_i	WEIBULL \hat{n}_i
45	205	232,66	186,99
55	180	152,18	172,64
65	145	119,77	146,38
75	113	99,13	121,31
85	93	83,92	99,24
95	71	71,88	80,50
105	55	61,81	64,88
115	46	53,23	52,04
125	34	45,78	41,55
135	28	39,13	33,07
145	27	33,25	26,24
155	25	28,06	20,76
165	20	23,41	16,39
175	16	19,19	12,90
185	15	15,43	10,15
195	12	12,12	7,96
205	8	9,17	6,23
215	7	6,57	4,88
225	5	4,38	3,81
235	4	2,53	2,96
245	4 10	1,14 3,92	2,32 7,08
255	2	0,25	1,80
Totaux	1.115	1.114,99	1.115,00

7.4. Hauteur moyenne d'un peuplement

7.4.1. Généralités

La hauteur moyenne⁽⁷⁾ d'un peuplement est une caractéristique dendrométrique importante. Elle est une des composantes du volume et, dans certaines conditions, elle constitue un critère d'appréciation très utile de la productivité forestière. De manière générale, les hauteurs moyennes sont définies sur la base de la distribution de fréquences des hauteurs des arbres ou découlent soit de relations unissant les hauteurs aux grosseurs, soit de « courbes hauteurs-grosseurs »⁽⁸⁾. Dans ce dernier cas, on peut donc définir autant de hauteurs moyennes qu'il existe d'expressions de la grosseur moyenne d'un peuplement.

Avant d'analyser les divers types de hauteurs moyennes, nous envisagerons les courbes de hauteurs et la manière de les établir.

7.4.2. Courbes de hauteurs

En *structure équienne*, les relations qui unissent la hauteur à la grosseur se présentent le plus souvent sous la forme parabolique. Elles dépendent largement de l'essence, de la position sociologique des arbres dans le peuplement, de la fertilité des milieux et de l'âge. Les courbes évoluent donc dans le temps et ce n'est qu'à partir d'un âge avancé que les différences entre celles-ci s'estompent de plus en plus.

En *structure inéquienne*, les courbes sont généralement plus tendues qu'en structure équienne. PRODAN [1944] a montré que dans le cas particulier d'une forêt jardinée équilibrée, la courbe des hauteurs se modifie peu parce que la position sociologique des arbres reste pratiquement constante au sein des classes de diamètre.

Les données de base nécessaires à l'élaboration de courbes de hauteurs proviennent de mesures effectuées sur des arbres choisis au sein des peuplements selon des modalités à déterminer.

Dans le cas où l'on mesure la grosseur de tous les arbres d'un peuplement (inventaire complet), on repère au sein de chaque classe de grosseur, éventuellement par un processus systématique, un nombre limité d'arbres (au moins trois) de telle manière que l'on dispose d'un échantillon aléatoire de hauteurs couvrant toute la population.

⁽⁸⁾ *mean height.*

⁽⁹⁾ *height curves.*

Dans le cas où l'on effectue des mesures selon un plan d'échantillonnage reposant sur un certain nombre d'unités (surfaces) de quelques ares, par exemple, les mesures de hauteurs porteront uniquement sur un sous-échantillon comportant les n arbres les plus proches du centre de l'unité ou appartenant à chaque catégorie de grosseur ou étant identifiés sur la base de leur situation au sein de la répartition par catégories de grosseur.

KER et SMITH [1957] ainsi que STIELL [1965] ont, entre autres, étudié le problème de pareil échantillonnage en testant plusieurs modalités de sélection des arbres à mesurer. Les premiers cités montrent l'intérêt de ne considérer que les hauteurs d'un nombre limité d'arbres parmi les plus gros et parmi les plus petits. Selon notre propre expérience, il s'avère que pour un peuplement déterminé, la prise en compte d'au moins une trentaine d'arbres au total choisis à raison d'un nombre pratiquement constant dans cinq à six grandes catégories de grosseur est très souvent satisfaisante même si le peuplement échantillonné n'est pas très homogène. On sera particulièrement attentif à mesurer un nombre suffisant d'arbres (trois à cinq) dans les classes de grosseur extrêmes. Dans le cas d'échantillons permanents tels que des placettes de production permanentes, nous conseillons de mesurer la hauteur de chaque arbre ou, à défaut, de constituer un sous-échantillonnage permanent.

La méthode graphique est souvent utilisée dans l'établissement des courbes de hauteurs eu égard à sa rapidité et surtout à sa possibilité de « corriger » l'une ou l'autre anomalie provenant d'une mauvaise représentation de sujets au sein de l'échantillon, voire de l'impossibilité d'en mesurer. Il ne faut pas pour autant oublier l'approche consistant à ajuster une équation mathématique qui devrait idéalement comporter les propriétés suivantes :

- passer par l'origine (non justifié cependant pour un peuplement équienne);
- être facilement ajustable par les méthodes de régression classiques;
- présenter une pente positive en tout point et tendant vers la valeur nulle lorsque le diamètre tend vers l'infini.

Compte tenu de l'allure générale des courbes de hauteurs, il s'avère que les équations suivantes, simples à ajuster, fournissent souvent des résultats satisfaisants :

$$h = a_0 + a_1 d + a_2 d^2$$

$$h = a_0 + a_1 \ln(d)$$

$$h = d^2 / (a_0 + a_1 d)^2$$

$$h^{-1,3} = a_0 \left(\frac{d}{1+d} \right)^{a_1} \quad [\text{PRODAN et al., 1997}]$$

$$\log h = a_0 + a_1 / d \quad [\text{AVERY et BURKHART, 2002}]$$

$$\log h = a_0 + a_1 \log d$$

Selon notre propre expérience, la première et l'avant-dernière sont bien adaptées aux peuplements équiennes. La première n'est cependant valable que localement et elle ne vérifie pas la dernière propriété évoquée ci-avant. L'équation hyperbolique est plutôt à conseiller dans les peuplements de type inéquienne ou d'allure jardinée, voire en réserve de taillis sous futaie.

Il existe évidemment beaucoup d'autres courbes dignes d'intérêt. À cet égard, une analyse critique et très utile de différentes équations liant la hauteur et le diamètre est fournie par CURTIS [1967]. Le recours à des équations non linéaires sensiblement plus complexes permettent de mieux maîtriser la forme des courbes. C'est le cas de la fonction de WEIBULL (§ 7.3.2 et 7.3.3), entre autres, recommandée par KOZAK et YANG [1978] en raison de sa grande souplesse ou de celles proposées par SOARES et TOME [2002]. On attirera néanmoins l'attention sur le danger d'extrapoler des valeurs, plus spécialement en fin de courbe où les données de référence sont généralement moins nombreuses.

Au sein d'un peuplement équienne, la relation entre la hauteur et le diamètre est curvilinéaire, même si elle est parfois peu nette du fait de la taille de l'échantillon ou encore de la grande variabilité des hauteurs au sein d'une classe diamétrale donnée. Les fonctions retenues doivent idéalement être monotones, impliquant une augmentation de la hauteur avec une augmentation du diamètre. Les courbes ajustées doivent présenter une valeur maximale (point correspondant à l'annulation de la dérivée première) qui se situe cependant hors de l'amplitude observée des diamètres. C'est ainsi que l'équation parabolique citée plus haut passe par un maximum pour $d = -a_1/2a_2$.

L'équation du second degré :

$$h - 1,3 = a_1 d + a_2 d^2$$

sans ordonnée à l'origine force la courbe de hauteur à passer par le point $d=0$ pour $h=1,3$.

Enfin, une équation de type $h = a_1 \left(1 - e^{-a_2 d}\right)$ inspirée des fonctions de croissance de MITSCHERLICH, présente une asymptote mais pas de point d'inflexion.

Si la constitution de l'échantillon a procédé de règles objectives et que les mesures ne sont pas entachées d'erreurs systématiques, la précision de la courbe de hauteurs est dépendante de la dispersion des points autour de la ligne ajustée et du nombre de hauteurs mesurées. Dans l'hypothèse où p coefficients doivent être estimés, la précision s'exprime comme suit :

$$\hat{\sigma}_{h,d} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (h_i - \hat{h}_i)^2}{n - p}}$$

où $\hat{\sigma}_{h,d}$ = écart-type résiduel,
 h_i = hauteur mesurée,
 \hat{h}_i = hauteur estimée par l'équation,
 d = diamètre à hauteur d'homme.

Pour une même équation, cet écart-type dépend principalement de l'homogénéité du peuplement, de l'espèce et du traitement sylvicole. Il est souvent peu élevé (inférieur à 15 % de la hauteur moyenne) pour les peuplements équiennes ou quasi-équiennes. NÄSLUND [1929] met en évidence, pour des peuplements de pin et d'épicéa âgés de 50 à 130 ans, un coefficient de variation résiduelle voisin de 7 à 12 %.

Les limites de confiance de l'estimation de la hauteur moyenne, via une courbe adéquate de hauteurs (ou de la valeur de la hauteur correspondant au diamètre moyen), peuvent être calculées, dans le cas d'une parabole, à partir de l'expression approximative [NÄSLUND, 1929] :

$$\hat{\sigma}_h \cong \frac{1,3\hat{\sigma}_{h,d}}{\sqrt{n}}$$

Pour une erreur sur la moyenne à ne pas dépasser e_r (en %) et pour un degré de confiance de 67 %, le nombre de mesures de hauteur à effectuer, compte tenu de différents coefficients de variation résiduelle CVR (en %), est donné par l'équation :

$$n \cong \left(\frac{1,3CVR}{e_r} \right)^2$$

Le tableau 7.4.1 montre que l'on peut s'attendre à une erreur de $\pm 2\%$ sur la moyenne, étant donné que l'on prend rarement plus de 30 mesures de hauteur par peuplement.

Tableau 7.4.1 — Nombre de hauteurs à mesurer en fonction du coefficient de variation résiduelle (CVR) et de l'erreur admissible (e_r).

e_r (%)	CVR (%)					
	2	5	8	10	15	20
1	7	42	108	169	380	676
2	2	11	27	42	95	169

Exemple 7.4.1 — Évolution de la hauteur totale des arbres en fonction des circonférences dans un peuplement épicéenne d'épicéa

Retournons aux données du tableau 7.2.1. Nous avons effectué des mesures de hauteur sur 10% des nombres de bois correspondant à chacune des catégories de grosseur. Ces mesures ont porté sur 87 bois choisis aléatoirement au prorata des diverses catégories (Tableau 7.4.2).

Tableau 7.4.2 — Hauteurs (h) par catégories de circonférence ($c_{1,3}$) relatives au peuplement d'épicéa (Tableau 7.2.1).

$c_{1,3}$ (cm)	h (cm)	$c_{1,3}$ (cm)	h (cm)	$c_{1,3}$ (cm)	h (cm)	$c_{1,3}$ (cm)	h (cm)	$c_{1,3}$ (cm)	h (cm)
65	2.130	105	2.900	125	2.775	135	2.950	145	3.100
75	2.275		2.900		2.800		2.950		3.125
	2.550		2.985		2.820		2.980		3.150
	2.550	115	2.575		2.825		3.000	155	3.000
85	2.350		2.675		2.850		3.000		3.000
	2.550		2.760		2.900		3.025		3.075
	2.550		2.850		2.920		3.150		3.200
	2.600		2.900		2.920		3.150		3.200
95	2.525		2.925		2.950		3.170		3.325
	2.550		2.925		2.950		3.175	165	3.150
	2.625		2.930		3.025		3.250		3.320
	2.945		2.975		3.075	145	2.800	175	3.320
105	2.550		2.975		3.200		2.825		3.250
	2.700		2.800	135	2.830		2.900	185	3.300
	2.700	125	2.675		2.870		2.975		3.325
	2.750		2.675		2.945		3.020	195	3.275
	2.825		2.750		2.950		3.070	205	3.200
	2.860							215	3.225

Les couples de valeurs hauteur-circonférence ont fait l'objet d'un ajustement à une parabole d'équation :

$$h = 1.233,7 + 19,08c - 0,0445c^2$$

h et c étant exprimés en cm. Les valeurs obtenues, qui ont ensuite été portées en graphique (Figure 7.4.1), sont, pour le peuplement considéré, très proches des points moyens conditionnels (Tableau 7.4.3).

Toujours à titre d'exemple, nous avons aussi retenu l'équation suivante :

$$\ln h = 8,29 - 38,21/c$$

qui donne des résultats très voisins de ceux de la parabole ainsi que l'indique le tableau 7.4.3 et plus proches des données de base, tout au moins pour des circonférences à 1,3 m inférieures à 125 cm. Elle ne serait cependant pas à conseiller pour de faibles amplitudes de circonférence car elle aurait tendance à sous-estimer la hauteur des petits bois et à surestimer celle des gros.

En ce qui concerne la dispersion des hauteurs mesurées autour de la courbe parabolique, les calculs montrent que le coefficient de variation résiduelle est de 4,5%. Dans ces conditions, l'écart-type $\hat{\sigma}$ (en %) de l'estimation de la hauteur moyenne serait, selon la formule de NÄSLUND :

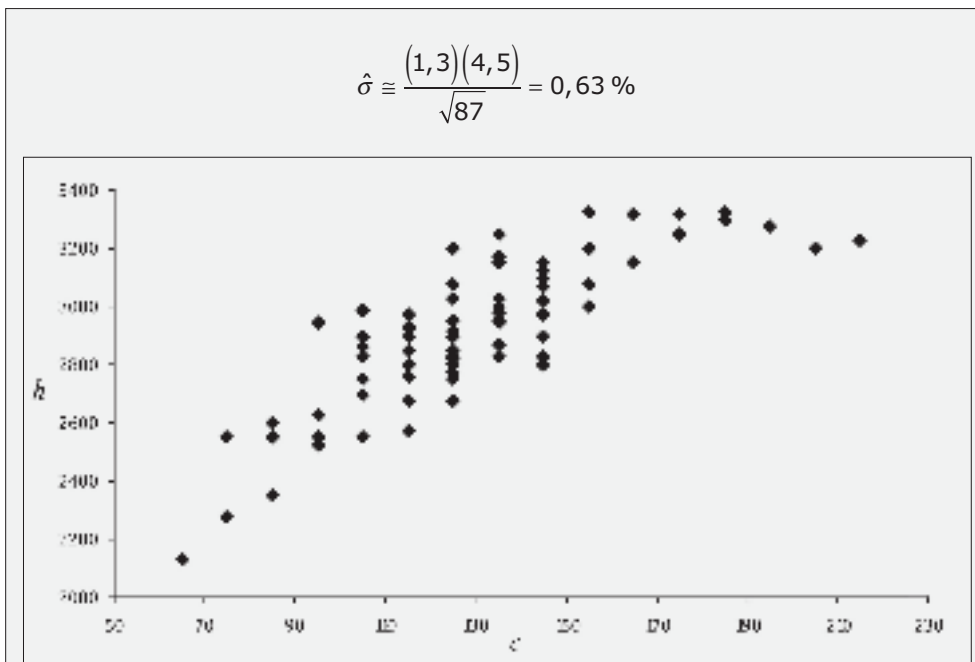


Figure 7.4.1 — Représentation graphique, à partir des chiffres du tableau 7.2.1, de l'évolution de la hauteur totale h (en cm) en fonction de la circonférence c (en cm).

Tableau 7.4.3 — Comparaison des hauteurs estimées par catégories de circonférence pour un peuplement équienne d'épicéa.

Catégories de circonférence $c_{1,3}$ (cm)	Hauteurs moyennes estimées (en cm)		
	[1]	[2]	[3]
65	2.130	2.286	2.213
75	2.458	2.414	2.394
85	2.512	2.534	2.541
95	2.661	2.645	2.665
105	2.797	2.746	2.769
115	2.845	2.840	2.858
125	2.882	2.923	2.935
135	3.026	2.998	3.002
145	2.996	3.065	3.061
155	3.133	3.122	3.113
165	3.235	3.170	3.160
175	3.285	3.210	3.202
185	3.313	3.240	3.240
195	3.275	3.262	3.275
205	3.200	3.275	3.306
215	3.225	3.279	3.335

[1] = valeurs moyennes conditionnelles (moyennes arithmétiques des hauteurs mesurées par catégories)

[2] = ajustement par l'équation : $h = 1.233,7 + 19,08c - 0,0445c^2$

[3] = ajustement par l'équation : $\ln h = 8,29 - 38,21/c$ ou $h = \exp(8,29 - 38,21/c)$

7.4.3. Divers types de hauteur moyenne dans le peuplement

• *La hauteur moyenne arithmétique*

Théoriquement, cette expression suppose la détermination des hauteurs individuelles des N arbres constituant le peuplement, soit :

$$\bar{h} = \sum_{i=1}^N h_i / N$$

En pratique évidemment, pour de grands nombres de bois, on détermine les hauteurs moyennes par catégories de grosseur en procédant par échantillonnage et en tenant compte des considérations déjà émises (§ 7.4.2).

Exprimée sous forme mathématique, la hauteur moyenne arithmétique est habituellement la plus petite des hauteurs moyennes et elle s'écrit :

$$\bar{h} = \frac{n_1 h_1 + n_2 h_2 + \dots + n_j h_j}{N} = \sum_{i=1}^j \frac{n_i h_i}{N}$$

où N représente le nombre total d'arbres du peuplement.

Il est évident que pareille procédure est fastidieuse, particulièrement en ce qui concerne les mesures à effectuer. Pour cette raison, elle ne sera réellement appliquée qu'à un nombre réduit d'arbres représentatifs des catégories de grosseur.

Exemple 7.4.2 — Détermination de la hauteur moyenne arithmétique

En appliquant la formule ci-avant aux données du tableau 7.2.1, on obtient la hauteur moyenne arithmétique suivante :

$$\bar{h} = (12)(21,30) + (26)(24,58) + \dots + (1)(32,25) / 812 = 28,92 \text{ m}$$

• *La hauteur moyenne de LOREY*

Cette hauteur moyenne est pondérée par les surfaces terrières correspondant aux différentes catégories de grosseur :

$$\begin{aligned} h_L &= \frac{n_1 \bar{g}_1 h_1 + \dots + n_j \bar{g}_j h_j}{n_1 \bar{g}_1 + \dots + n_j \bar{g}_j} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^j n_i \bar{g}_i h_i}{G} = \frac{\sum_{i=1}^j g_i h_i}{G} \end{aligned}$$

où n_i = nombre de bois de la classe de grosseur i ,
 \bar{g}_i = surface terrière moyenne relative à la classe de grosseur i ,
 g_i = surface terrière de l'ensemble des bois de la classe de grosseur i ,
 h_i = hauteur moyenne de la classe de grosseur i ,
 G = surface terrière totale.

Sa détermination suppose la division du peuplement en classes diamétrales pour lesquelles on estime une hauteur moyenne, ce qui est peu réaliste en pratique. Il est par contre beaucoup plus logique et facile d'utiliser la relation générale unissant les hauteurs individuelles aux diamètres par l'intermédiaire d'une courbe appropriée de hauteurs.

En pratique, on se contente de diviser le peuplement en cinq classes de même surface terrière ($g_i = 0,2G$) ou de même nombre de bois ($n_i = 0,2N$). Sous la condition d'un coefficient de forme constant, les deux méthodes conduisent d'ailleurs au même résultat. Dans le premier cas, on obtiendra une bonne approximation de la hauteur de LOREY par la formule :

$$h_L = \frac{0,2Gh_1 + \dots + 0,2Gh_5}{G}$$

$$= \frac{h_1 + \dots + h_5}{5}$$

et, dans le second cas, par la formule :

$$h_L = \frac{0,2N(\bar{g}_1h_1 + \dots + \bar{g}_5h_5)}{G}$$

La hauteur de LOREY constitue une valeur moyenne très intéressante, elle dépend peu des arbres dominés dont la surface terrière est minime et est par contre davantage liée aux arbres dominants. Longtemps, elle a été considérée comme étant un bon indice de productivité. Un autre avantage de cette hauteur moyenne est d'avoir une correspondance directe (identité) entre tarif de cubage arbre et tarif de cubage peuplement (§ 8.6.3) quand on utilise des équations en « d^2h ». En effet, dans ce cas, on peut écrire que :

$$v_i = a_0 + a_1g_ih_i$$

et
$$V = a_0N + a_1Gh_L$$

Son principal inconvénient est cependant de nécessiter des calculs assez longs et fastidieux.

Exemple 7.4.3 — Détermination de la hauteur moyenne de LOREY

Afin d'illustrer les trois méthodes de calcul qui viennent d'être évoquées, reprenons les caractéristiques du peuplement d'épicéa fournies dans le tableau 7.2.1. La hauteur moyenne de LOREY peut être calculée en utilisant la formule générale appliquée au peuplement considéré globalement. Une autre manière de procéder consiste à répartir le matériel total du peuplement selon des classes de même nombre de tiges ou de même surface terrière et à estimer les hauteurs relatives aux circonférences moyennes des classes via, pour l'exemple considéré, la relation de base déjà utilisée dans l'exemple 7.4.2 ainsi que dans le tableau 7.4.3 :

$$h = 1.233,7 + 19,08c - 0,0445c^2$$

– utilisation de la formule générale

$$h_L = \frac{\sum_{i=1}^j n_i \bar{g}_i h_i}{G} = \frac{\sum_{i=1}^j g_i h_i}{G}$$

Si l'on néglige la première classe de circonférence, faute de connaître la hauteur moyenne des arbres qui la compose, il vient que :

$$h_L = \frac{(0,4035)(22,86) + \dots + (0,3678)(32,78)}{(103,6900 - 0,0161)}$$

$$= 3.069,7633/103,6739 = 29,61 \text{ m}$$

– division du peuplement en cinq classes de même nombre de tiges

Les données nécessaires au calcul apparaissent dans le tableau 7.4.4 au sein duquel :

N = nombre total de bois,

g_i = surface terrière de l'ensemble des bois de la classe i (en m^2),

\bar{g}_i = surface terrière moyenne des bois de la classe i (en m^2),

c_{gi} = circonférence de l'arbre de surface moyenne pour la classe i (en cm),

h_i = hauteur (en m) calculée au moyen de l'équation $h = f(c, c^2)$.

Tableau 7.4.4 — Détermination de la hauteur moyenne de LOREY par l'intermédiaire du nombre de tiges.

$0,2N$	g_i	\bar{g}_i	c_{gi}	h_i
163	10,7181	0,0658	91	26,01
163	16,8295	0,1032	114	28,30
163	20,6605	0,1268	126	29,31
162	24,0964	0,1487	137	30,12
162	31,3855	0,1937	156	31,27
813	103,6900			

Les valeurs de surface terrière correspondant aux cinq classes de même nombre de tiges résultent d'une interpolation portant sur les nombres cumulés

de tiges (Tableau 7.2.1). Pour la première classe comportant 163 bois, la surface terrière se calcule comme suit :

$$g_1 = 6,7700 + \left[(13,8765 - 6,7700) \left(\frac{163 - 118}{199 - 118} \right) \right] = 10,7181$$

Il en résulte que, si on envisage l'ensemble des classes :

$$h_L = \frac{[163(0,0658)(26,01) + \dots + 162(0,1937)(31,27)]}{103,6900}$$

$$= 3.067,6163/103,6900 = 29,58 \text{ m}$$

– *division du peuplement en cinq classes de même surface terrière*

Les données nécessaires au calcul apparaissent dans le tableau 7.4.5 au sein duquel G représente la surface terrière (en m^2) totale du peuplement, les autres variables ayant la même signification que dans le tableau 7.4.4.

En ce qui concerne les deux premières colonnes, ce tableau a été constitué sur la base des données du peuplement d'épicéa faisant l'objet du tableau 7.2.1.

Il en résulte que :

$$h_L = \frac{\sum h_i}{5} = \frac{(26,86 + 28,99 + \dots + 31,61)}{5}$$

$$= \frac{147,75}{5} = 29,55 \text{ m}$$

Tableau 7.4.5 — Détermination de la hauteur moyenne de LOREY par l'intermédiaire de la surface terrière.

$0,2G$	n_i	\bar{g}_i	c_{gi}	h_i
20,74	264	0,0786	99	26,86
20,74	174	0,1192	122	28,99
20,74	148	0,1401	133	29,84
20,74	129	0,1608	142	30,46
20,73	98	0,2115	163	31,61
103,69	813			

Les valeurs des nombres de bois correspondant aux cinq classes de même surface terrière résultent d'une interpolation portant sur les nombres de bois cumulés (Tableau 7.2.1).

Pour la première classe, le nombre de bois totalisant 20,74 m^2 de surface terrière se calcule comme suit :

$$n_1 = 199 + \left[\frac{20,74 - 13,8765}{25,5582 - 13,8765} \right] (310 - 199) = 264$$

Comme la hauteur moyenne de LOREY est une hauteur moyenne pondérée par la surface terrière [EVERT, 1976], elle peut également résulter de mesures effectuées au moyen du relascope de BITTERLICH ou de tout autre appareil utilisé dans l'échantillonnage horizontal par points ou à probabilité proportionnelle à la dimension (§ 13.10.3). En effet, dans ce cas, l'estimation de la hauteur moyenne des arbres retenus autour de chaque point d'échantillonnage est pondérée par la surface terrière de ceux-ci.

• **Autres types de hauteurs moyennes**

La hauteur de la tige de surface terrière moyenne est déterminée à partir du diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne, soit par mesure directe dans le peuplement, soit par interpolation sur la courbe des hauteurs ou utilisation de l'équation liant les hauteurs aux diamètres.

La hauteur de la tige de surface terrière médiane s'obtient par lecture, sur la courbe des hauteurs, en regard du diamètre de l'arbre de surface terrière médiane. Très proche de la hauteur moyenne de LOREY, elle est peu sensible aux traitements sylvicoles, ce qui lui confère un incontestable intérêt dans certaines études.

Exemple 7.4.4 — Détermination de la hauteur de l'arbre de surface terrière moyenne et de l'arbre de surface terrière médiane

Pour le peuplement dont les données font l'objet du tableau 7.2.1, nous avons déterminé la circonférence de l'arbre de surface terrière moyenne, soit c_g (Exemple 7.2.2) et celle de l'arbre de surface terrière médiane, soit $c_{G/2}$ (Exemple 7.2.3). Ces valeurs, respectivement égales à 126,6 cm et à 132,8 cm, servent de base à la détermination des hauteurs correspondantes par lecture directe sur la courbe des hauteurs (Figure 7.4.1) ou par utilisation de l'équation de régression parabolique (Exemple 7.4.2), cette dernière donnant lieu aux résultats ci-après :

$$\begin{aligned} c_g &= 1.233,7 + 19,08(126,6) - 0,0445(126,6)^2 \\ &= 2.936 \text{ cm} = 29,36 \text{ m} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} c_{G/2} &= 1.233,7 + 19,08(132,8) - 0,0445(132,8)^2 \\ &= 2.982 \text{ cm} = 29,82 \text{ m} \end{aligned}$$

La hauteur maximale correspond à la hauteur moyenne de la catégorie de grosseur la plus élevée ou est déduite de la courbe des hauteurs du peuplement pour des diamètres supérieurs à $\bar{d} + 3\sigma$ si \bar{d} est la moyenne générale de la répartition «gaussienne» des nombres de bois en fonction des grosseurs dans l'hypothèse d'un peuplement équienné et σ l'écart-type des grosseurs autour de cette moyenne [NÄSLUND, 1929; PETTERSON, 1955].

• *La hauteur dominante*

La hauteur dominante est aussi une hauteur moyenne relative au peuplement mais qui concerne une certaine catégorie de bois, un étage ou un nombre déterminé de sujets parmi les plus hauts ou les plus gros [KRAMER, 1959; 1961; 1964]. La hauteur dominante varie de manière assez continue dans le temps, ce qui, à l'inverse des hauteurs moyennes habituelles, lui permet d'être une bonne expression de la croissance du peuplement. De plus, cette hauteur est peu sensible à l'intensité et au type des éclaircies, pour autant qu'il ne s'agisse pas de pratiquer des éclaircies régulièrement très fortes par le haut; à ce titre, elle peut être utilisée comme base de définition de classes ou de niveaux de productivité (§ 10.5).

Parmi les diverses expressions de la hauteur dominante, nous distinguons la hauteur dominante *biologique* et la hauteur dominante *mathématique*.

La hauteur dominante biologique correspond à la hauteur moyenne des arbres dominants et codominants; elle tient compte de la disposition sociologique des arbres dans le peuplement. Elle peut être appliquée à la futaie d'allure jardinée. Dans la futaie jardinée normale – celle dont la distribution des nombres de bois par catégories de grosseur épouse une forme de type exponentiel – pour SUSMEL [1966] on l'assimilera à la hauteur moyenne des arbres les plus hauts.

La hauteur dominante mathématique correspond à la hauteur moyenne d'un nombre déterminé d'arbres parmi les plus gros ou les plus hauts. L'Union Internationale des Organismes de Recherches Forestières [IUFRO, 1965] suggère que chaque auteur explicite la définition exacte de ce qu'il entend par hauteur moyenne des arbres dominants ou hauteur «dominante». Les définitions qui sont le plus souvent proposées concernent soit la hauteur moyenne d'un nombre fixé d'arbres parmi les plus gros, soit la hauteur moyenne d'une proportion fixée d'arbres parmi les plus gros [HENGST, 1958; MITSCHERLICH, 1957].

La première définition est de loin la plus utilisée; elle est concrétisée par la hauteur moyenne arithmétique des 100 plus gros bois à l'hectare [ASSMANN, 1959; HUMMEL, 1955] ou par la hauteur de l'arbre de surface terrière moyenne des 100 plus gros bois à l'hectare [FINCH, 1957]; d'autres auteurs citent 40 ou 200 bois à l'hectare [LOETSCH et al., 1973].

Quant à la seconde définition, elle concerne la hauteur moyenne de 10 ou 20% des arbres les plus gros et est peu usitée; elle présente néanmoins l'intérêt de mieux s'adapter à la structure des peuplements à un âge avancé.

Une autre manière de procéder consiste à utiliser, pour autant qu'elles existent, la courbe ou l'équation liant les hauteurs aux diamètres et à déduire

la hauteur relative au diamètre dominant correspondant, par exemple, au diamètre moyen arithmétique, voire moyen quadratique, des 100 plus gros arbres à l'hectare.

Il faut aussi constater que les définitions proposées font intervenir les concepts de grosseur (fonction de la distribution des grosseurs) et de hauteur (fonction de la distribution des hauteurs) sans qu'il soit toujours possible de les dissocier. Les arbres les plus gros ne sont cependant pas toujours les plus hauts (cas des arbres de bordures, par exemple), aussi admettrons-nous que cette définition a avant tout valeur de convention.

Sur un plan pratique, il est bien évident que la mise en œuvre de la première définition serait très laborieuse et deviendrait même irréaliste dans les cas où les peuplements comporteraient moins de 100 arbres à l'hectare. Pour estimer la hauteur dominante, on limitera, par conséquent, ses investigations à un nombre limité d'arbres échantillonnés. Pour respecter l'esprit de la première définition proposée, il est assez habituel d'utiliser des unités d'échantillonnage et de mesurer, au sein de celles-ci, la hauteur d'autant d'arbres parmi les plus gros que l'unité comporte d'ares de surface. D'après PARDE et BOUCHON [1988], si la placette sur laquelle on veut estimer la hauteur dominante a une surface de n ares ≤ 50 ares, on aura une meilleure estimation en ne considérant que les hauteurs des $n-1$ plus gros arbres. On peut de fait démontrer que plus la taille de la placette de référence est petite, plus l'écart entre le diamètre dominant obtenu et celui fourni par l'application stricte de la définition est élevé. La probabilité que les 100 plus gros bois présents sur une placette de 100 ares soient répartis de manière identique dans chacune des placettes de dimensions sous-multiples de 100 ares est faible. En d'autres termes, la moyenne quadratique des diamètres dominants identifiés dans 4 placettes de n ares a toutes les chances d'être plus petite que celle calculée à partir de 8 placettes de $n/2$ ares, 16 placettes de $n/4$ ares et ainsi de suite. La hauteur dominante résultante pourrait donc en être aussi affectée mais de manière moins nette, compte tenu de l'aplatissement prévisible de la courbe des hauteurs pour les diamètres les plus élevés.

Il existe évidemment différentes façons d'interpréter la définition proposée. C'est ainsi que RENNOLLS [1978], soucieux de respecter des critères d'orthodoxie statistique, propose la définition suivante : «la hauteur dominante est l'espérance mathématique de la hauteur du plus gros arbre d'une placette aléatoire non vide d'un are».

En pratique, nous retiendrons donc qu'il est possible d'obtenir une bonne estimation de la hauteur dominante en mesurant la hauteur totale moyenne des n plus gros bois sur des placettes de n ares (si $n > 50$ ares) et des $n-1$ plus gros bois sur des placettes de n ares (si $n \leq 50$ ares).

7.4.4. Facteur d'élanement

Le facteur d'élanement, parfois aussi appelé facteur de stabilité, est l'expression d'une relation particulière entre hauteur moyenne et diamètre moyen qui s'applique autant à un arbre qu'à un peuplement forestier.

Dans le premier cas, il correspond au rapport :

$$h/d$$

h et d représentant respectivement la hauteur totale et le diamètre à hauteur d'homme d'un arbre donné, exprimés dans les mêmes unités. Ce facteur n'exprime pas seulement une notion de forme, il renseigne aussi sur la position des arbres au sein des étages d'un peuplement (dominants, codominants, dominés), permet d'orienter le choix des arbres d'avenir (h/d autant que possible inférieur à 80) et caractérise surtout le degré de stabilité de l'arbre.

Dans le second cas, hauteur totale et diamètre sont évidemment exprimés par des valeurs moyennes. On utilisera, par convention, la hauteur totale et le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne. Plus le facteur d'élanement de cet arbre moyen est faible, plus le peuplement est stable vis-à-vis du vent. On retiendra, pour fixer les idées, que des valeurs supérieures à 100 témoignent de peuplements à haut risque, alors que des valeurs inférieures à 80 caractérisent des peuplements bien armés pour résister aux vents. Cette valeur devra cependant toujours être considérée en tenant aussi compte du type de sol (ancrage) sur lequel l'arbre se situe.

7.5. Densité d'un peuplement

7.5.1. Généralités

La notion de densité⁽⁹⁾, étroitement liée à divers concepts sylvicoles tels que la concurrence entre individus et le degré de couvert d'un peuplement, appelle plusieurs précisions. Il faut faire la distinction entre la densité au sens d'une mesure quantitative absolue du degré d'occupation d'une surface par les arbres (occupation traduite en principe par la quantité de bois : surface terrière, volume ou nombre de bois à l'hectare, par exemple) et la densité relative⁽¹⁰⁾ exprimée en pourcentage d'une valeur moyenne ou optimale à mettre en relation avec un objectif à atteindre dans la gestion d'un peuplement [GINGRICH, 1967].

⁽⁹⁾ *density*.

⁽¹⁰⁾ *stocking*.

Dans des conditions stationnelles bien déterminées, un peuplement de hêtre de 30 m² de surface terrière sera réputé très dense comparé à un autre de 20 m² apte à accueillir une régénération naturelle, par exemple.

Une définition pertinente de la densité devrait en outre permettre de comparer des peuplements d'âges et de productivités différents, ce qui suppose que la densité ne soit pas elle-même liée à ces caractéristiques. Cette condition n'est évidemment pas rencontrée lorsqu'on utilise comme critères le nombre de tiges, la surface terrière ou le volume à l'unité de surface, ces éléments étant tributaires de la productivité des milieux de croissance, de l'âge et de l'histoire des peuplements.

Les expressions habituelles de la densité concernent la totalité d'un peuplement et se réfèrent à une surface occupée et, dans certaines applications, à un point ou à une situation très locale. Si la densité est envisagée dans le sens plus restrictif des arbres et des conditions de leur croissance, on aborde alors la notion de compétition ou encore de concurrence entre individus (§ 12.5.3).

7.5.2. Diverses expressions de la densité d'un peuplement

Eu égard à leur simplicité et à leur commodité d'emploi, la surface terrière et le nombre de bois ramenés à l'hectare sont des critères très souvent évoqués et utilisés pour définir la densité « absolue » d'un peuplement forestier. En principe, le volume, expression *a priori* la plus logique de la densité, est sensiblement plus difficile à déterminer et dépendra évidemment du type même de volume utilisé. Pour autant qu'ils se réfèrent à des peuplements d'âges fixés et de productivités connues [RONDEUX, 1978d], nous admettrons que les critères déjà cités puissent être utilisés comme indicateurs de la densité :

- le nombre de bois à l'hectare ;
- la surface terrière à l'hectare ;
- le volume à l'hectare.

Le nombre de bois à l'hectare n'a cependant de sens que dans des peuplements équiennes homogènes.

On peut aussi utiliser une densité relative [CURTIS et al., 1981] combinant la surface terrière à l'hectare G et le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne d_g , soit :

$$G/\sqrt{d_g}$$

Nous mettrons aussi l'accent sur des indices ou expressions affranchis de l'âge ou de la productivité des milieux.

À ce titre, nous envisagerons successivement :

- le quotient d'espace vital;
- le facteur de compétition des houppiers;
- l'indice de densité de REINEKE;
- les facteurs d'espacement de HART-BECKING et de VEEN (l'indice de REINEKE et les deux facteurs d'espacement sont réservés aux peuplements équiennes).

Nous traiterons aussi de deux cas particuliers : la droite dite « d'auto-éclaircie » et la densité ponctuelle.

• *Le quotient d'espace vital*

Le quotient d'espace vital, $TAR^{(1)}$, suggéré par CHISMAN et SCHUMACHER [1940] aux USA, est une mesure de densité indépendante de l'âge et de la station, et applicable aussi bien aux peuplements équiennes qu'inéquiennes. Il s'appuie sur la relation entre le diamètre à 1,3 m et la surface projetée des couronnes d'arbres se développant en peuplements naturels « normaux » (c'est-à-dire de densité maximale en l'absence d'interventions sylvicoles).

Pour chaque arbre y_i dont la surface projetée de la cime est désignée par $(TA)_i$ et le diamètre à 1,3 m par d_i , on fait l'hypothèse que son espace de croissance (au sein d'un peuplement « normal » tel que défini ci-avant) peut être exprimé au moyen d'une relation de la forme :

$$(TA)_i \cong a_0 + a_1 d_i + a_2 d_i^2$$

et si l'on mesure les diamètres des N arbres de pareil peuplement sur une surface égale à l'unité de surface, il vient aussi que :

$$TAR = \sum_{i=1}^N (TA)_i \cong a_0 N + a_1 \sum_{i=1}^N d_i + a_2 \sum_{i=1}^N d_i^2 = 1$$

Les coefficients a_0 , a_1 et a_2 peuvent être déterminés, par la méthode des moindres carrés, à partir de l'application de la relation ci-avant à chaque peuplement considéré au sein d'un ensemble de peuplements « normaux » de tous âges et de toutes productivités. Le quotient d'espace vital appliqué à des peuplements non normaux donne une estimation de la proportion d'unité de surface qui serait occupée par les arbres si l'on affectait à chacun d'entre eux la surface moyenne occupée par un arbre de diamètre équivalent au sein d'un peuplement normal [CURTIS, 1970].

En pratique, après détermination des coefficients a_0 , a_1 et a_2 sur peuplements normaux (souvent difficiles à trouver), on peut calculer le quotient d'espace vital d'un peuplement quelconque différent d'un peuplement normal et

⁽¹¹⁾ *tree area ratio.*

dont le nombre de bois à l'unité de surface, le diamètre moyen et la surface terrière moyenne seraient respectivement égaux à N , \bar{d} et \bar{g} .

En effet, dans ces conditions :

$$\begin{aligned} TAR &\cong \sum_{i=1}^N \left(a_0 + a_1 d_i + a_2 d_i^2 \right) \\ &\cong Na_0 + Na_1 \bar{d} + a_2 \frac{4}{\pi} G \\ &\cong N \left(a_0 + a_1 \bar{d} + a_2 \frac{4}{\pi} \bar{g} \right) \end{aligned}$$

• *Le facteur de compétition des houppiers*

Se basant sur des principes assez comparables à ceux du quotient d'espace vital, KRAJICEK et al. [1961] proposent une mesure de densité axée sur la concurrence des houppiers, CCF ⁽¹²⁾, et valable aussi bien en peuplements équiennes qu'inéquiennes. Ils partent du principe que la surface occupée par un arbre en *croissance libre* est proportionnelle à la projection au sol de son houppier et qu'il existe une relation étroite, quels que soient l'âge et la station, entre le diamètre du houppier (d_{ho} , en m) et le diamètre à 1,3 m (d , en m).

Pour tout arbre de diamètre d , on peut en effet définir une relation du type :

$$d_{ho} = a_0 + a_1 d$$

et calculer la surface (supposée circulaire) maximale de houppier, MCA ⁽¹³⁾, en m^2 , qui correspond à :

$$MCA = \frac{\left[\pi (a_0 + a_1 d)^2 \right]}{4}$$

Pour l'ensemble des N arbres constituant le peuplement occupant une surface totale S (en m^2), le facteur de compétition des houppiers correspond, dans le cas d'un peuplement supposé fermé, au rapport exprimé en % entre la somme des MCA des arbres et la surface totale des projections de houppier, assimilée à la surface totale du peuplement. Dans ces conditions, le facteur de compétition des houppiers s'écrit :

$$CCF = \frac{1}{S} \left(\sum_{i=1}^N MCA_i \right) 100$$

⁽¹²⁾ *crown competition factor.*

⁽¹³⁾ *maximum crown area.*

$$= \frac{25\pi}{S} \left(Na_0^2 + 2a_0a_1 \sum_{i=1}^N d_i + a_1^2 \sum_{i=1}^N d_i^2 \right)$$

Les arbres d'un peuplement qui se sont développés sans concurrence et qui ont atteint le stade de complète fermeture du couvert sont caractérisés par un facteur de compétition approximativement égal à 100. La concurrence est d'autant plus accentuée que ce même facteur grandit au-delà de 100 [CURTIS, 1970; OTTORINI, 1978].

Le facteur de compétition des houppiers estime la surface disponible pour l'arbre moyen d'un peuplement en fonction de la surface maximale qu'il pourrait utiliser s'il se développait sans concurrence. Ce facteur est utile à considérer en vue de comparer les valeurs de différents paramètres de densité de peuplement, d'établir des relations entre la croissance des peuplements et leur densité ou de préciser l'importance des interventions sylvicoles telles que les éclaircies [VEZINA, 1963]. Il serait, selon les auteurs, uniformément pertinent dans les relations croissance-densité, notamment quels que soient l'âge des peuplements et la fertilité des milieux.

• *L'indice de densité de REINEKE*

Des relations existant entre le nombre de bois, le diamètre moyen, la surface terrière et le volume peuvent être utilisées pour mettre en œuvre des indices ou des rapports qui expriment la densité d'un peuplement équiennne. REINEKE [1933] part de l'idée que différents peuplements à densité complète⁽¹⁴⁾ tels que ceux faisant l'objet des tables de production à densité normale (§ 11.3.1) et présentant le même diamètre moyen, ont approximativement le même nombre maximum de tiges à l'hectare.

Il met en relation ces nombres avec différents diamètres moyens, par l'intermédiaire d'une équation générale de la forme :

$$N = a_0 d_q^{a_1}$$

ou encore : $\log N = a_0 + a_1 \log d_q$

où N = nombre de bois à l'hectare,

a_0 = constante variant avec l'essence considérée,

d_q = diamètre moyen quadratique (ou diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne si l'on raisonne à l'hectare de peuplement), en cm.

⁽¹⁴⁾ fully stocked.

REINEKE a observé que la pente a_1 de la droite était voisine de $-1,6$ pour plusieurs essences en peuplements équiennes et était indépendante de l'âge et des conditions stationnelles.

L'indice proprement dit correspond au nombre de bois à l'unité de surface qu'aurait un peuplement à un diamètre moyen quadratique de référence (généralement 10 cm). L'indice de densité pour un peuplement d'une essence donnée peut donc être déterminé par référence à un ensemble d'indices de densité pour cette essence (droites liant nombres de bois et diamètres moyens et construites à partir de données provenant d'unités d'échantillonnage).

Si ce peuplement est caractérisé par un nombre de bois N et un diamètre moyen quadratique d_q , l'indice de densité IR , en posant dans l'équation ci-dessus $d_q = d_R$, est issu de la relation :

$$\log IR = \log N - a_1 (\log d_q - \log d_R)$$

ce qui revient aussi à dire que pour un peuplement ayant un diamètre moyen quadratique égal à d_R l'indice de densité correspond au nombre de bois.

Il est peu corrélé avec l'âge et avec la fertilité; en d'autres termes, des peuplements de même âge croissant sur les mêmes sites peuvent avoir des nombres de bois et des diamètres moyens très différents. Il faut aussi noter que cet indice est généralement exprimé en pourcentage du nombre de bois caractérisant un peuplement normal complet présentant le même diamètre moyen que celui du peuplement observé. Cet indice est assez bien corrélé au volume du peuplement, ainsi qu'à sa croissance, ce qui explique pourquoi de nombreuses tables de production (modèles de croissance) à densités variables l'ont utilisé comme indice de densité.

Il n'empêche que dans beaucoup de situations la surface terrière, obtenue plus facilement, lui est préférée.

RONDEUX [1978d] utilise le principe de cet indice pour étalonner la densité de peuplements équiennes d'épicéa en Belgique, par rapport à la moyenne des nombreuses situations rencontrées et considérées comme le reflet de la sylviculture de l'épicéa. Il obtient la relation générale ci-après :

$$\log N = 6,3836 - 1,8558 \log \bar{c}$$

où N = nombre de bois à l'hectare,
 \bar{c} = circonférence moyenne (en cm).

À partir de cette relation, une échelle de densité a été construite en considérant l'évolution du nombre de bois à l'hectare en fonction d'une circonférence moyenne de référence égale à 100 cm. L'indice IR résulte de la relation :

$$\log IR = \log N + 1,8558 (\log \bar{c} - \log 100)$$

Dans la même étude, l'auteur introduit une variable supplémentaire dans la relation générale, à savoir la surface terrière à l'hectare G . En suivant le même raisonnement que celui développé antérieurement et en considérant une surface terrière de référence de 40 m^2 , il obtient les relations :

$$\log IR = 4,9652 + 0,9948 \log G - 1,9447 \log \bar{c}$$

et

$$\log IR = \log N - 0,9948 \log G + 1,9447 \log \bar{c} - 2,2957$$

où G et \bar{c} sont respectivement exprimés en m^2 et en cm.

La surface terrière moyenne de l'ensemble des peuplements d'épicéas approchant 40 m^2 , cette dernière valeur se justifie comme référence de condition de densité moyenne, ce qui revient à dire que l'indice de densité calculé pour la circonférence moyenne et la surface terrière de référence est égal au nombre de bois estimé à l'hectare. En faisant l'hypothèse que ces valeurs correspondent à l'indice 100, il est possible de calculer la densité relative de n'importe quel peuplement.

• **La loi « d'auto-éclaircie⁽¹⁵⁾ »**

À l'instar de l'indice de REINEKE, la loi ainsi dénommée « *3/2 self-thinning* » ou encore loi « d'auto-éclaircie » [DREW et FLEWELLING, 1977 ; YODA et al., 1963] identifie la relation existant entre la dimension maximale de l'arbre moyen et la densité d'un peuplement qui, pour une essence donnée, entraîne une mortalité d'arbres. Dans ce cas de figure, le volume de l'arbre moyen (\bar{v}) est mis en relation avec le nombre de bois à l'unité de surface (N , à l'hectare). En peuplements purs équiennes, la présence d'un très grand nombre d'arbres induit une forte compétition inter-individuelle déclenchant une mortalité (« *self-thinning* »).

Il se fait que la pente de la relation évoquée ci-avant est proche de $-3/2$, l'ordonnée à l'origine variant évidemment avec l'essence considérée.

L'équation s'écrit sous la forme :

$$\log \bar{v} = a_0 - 3/2 \log N$$

et est étroitement liée à l'indice de densité de REINEKE. En effet, elle peut aussi être « réaménagée » comme suit :

$$-3/2 \log N = \log \bar{v} - a_0$$

et faisant l'hypothèse généralement admise [BREDENKAMP et BURKHART, 1990] que le diamètre de l'arbre de volume moyen est proportionnel à celui

⁽¹⁵⁾ *law of «self thinning».*

de l'arbre de surface terrière moyenne d_g (élevé à la puissance approximative de 2,4) via la relation :

$$\bar{v} = b_0 d_g^{2,4}$$

il vient en conséquence que :

$$-3/2 \log \mathcal{N} = \log b_0 + 2,4 \log d_g - a_0$$

En multipliant cette dernière équation par 2/3 et en fusionnant les deux constantes a_0 et b_0 en un nouveau terme k , il vient que :

$$\log \mathcal{N} = -1,6 \log d_g + k$$

équivalent à l'indice de REINEKE, d_g étant ici assimilé à d_q .

D'une manière plus générale la droite d'auto-éclaircie est construite à partir de peuplements présentant des densités de tiges élevées, non ou très faiblement éclaircis, à tous les âges considérés. PAUWELS [2003] a établi pareille droite pour les mélèzes en Belgique méridionale en sélectionnant une dizaine de peuplements très faiblement éclaircis et en validant l'équation linéaire ajustée sur la base de 268 peuplements. La droite d'auto-éclaircie obtenue résulte directement de la mise en œuvre de l'indice de densité de REINEKE et s'écrit :

$$\log \mathcal{N} = -2,1152 \log d_g + 5,9553$$

• *Les facteurs d'espacement de HART-BECKING et de VEEN*

Le facteur d'espacement entre tiges de HART-BECKING utilisé principalement pour chiffrer l'intensité d'une éclaircie [PARDE, 1961b; 1984], présente également un grand intérêt pour fixer la densité d'un peuplement.

Cet indice est basé sur le nombre de tiges par hectare (\mathcal{N}) et sur la hauteur dominante du peuplement (h_{dom} , en m), considérée dans ce cas particulier comme étant la hauteur de l'arbre de surface terrière moyenne des 100 plus hauts bois à l'hectare (§ 7.4.3). Il correspond à l'espacement moyen entre tiges exprimé en pourcentage de la hauteur dominante de la manière ci-après :

$$IH = 100 \left(a / h_{dom} \right)$$

si a , exprimé en mètres, désigne l'espacement moyen entre tiges généralement calculé en faisant l'hypothèse d'une répartition triangulaire (ou hexagonale) de celles-ci,

$$a = 10^2 \sqrt{\frac{2}{\mathcal{N}\sqrt{3}}}$$

Afin de faciliter les calculs, BOUCHON [1966] suggère d'utiliser des abaques.

Quant à l'indice proposé par VEEN [1954], il part du principe qu'il y aurait une relation à peu près constante entre la hauteur dominante et la surface moyenne nécessaire à la croissance optimale d'un arbre, ce qui peut se traduire de la manière suivante :

$$n = (IV)(S) / h_{dom}^2$$

où n = nombre de bois,
 IV = indice de densité de VEEN,
 S = surface du peuplement en m^2 ,
 h_{dom} = hauteur dominante en m.

Dans le cas d'un nombre de bois ramené à l'hectare, \mathcal{N} , cet indice s'écrit :

$$IV = \mathcal{N}h_{dom}^2 / 10.000$$

L'indice de VEEN a été recommandé par l'IUFRO, pour exprimer la densité d'un peuplement dans les dispositifs expérimentaux. Il est surtout intéressant pour les peuplements jeunes [DELVAUX, 1975] et mieux adapté, dans ce cas, que les expressions du matériel sur pied en fonction de la surface terrière.

Les facteurs d'espacement de HART-BECKING et de VEEN sont le plus souvent utilisés pour matérialiser ou «étalonner» l'intensité des éclaircies sur un plan expérimental; l'un et l'autre sont avant tout applicables au cas de peuplements ou de jeunes plantations à densité relativement homogène [LOETSCH et al., 1973]. Dans les deux cas, on suppose que la hauteur dominante varie de manière uniforme par rapport à la densité. Ces indices ne sont satisfaisants que durant la phase d'accroissement au cours de laquelle les modifications de hauteur peuvent être assimilées à une relation linéaire en fonction du temps. Lorsque l'accroissement en hauteur diminue et que simultanément l'accroissement en surface terrière augmente et intervient de manière prépondérante dans la production en volume, les indices proposés ne sont plus pertinents puisque pour un même facteur d'espacement on pourrait observer une accumulation de surface terrière et donc des peuplements de plus en plus denses [DELVAUX, 1968].

Un concept très voisin est celui de «densité relative» correspondant au rapport entre l'espacement moyen entre tiges, dans l'hypothèse d'une répartition en carré, et soit la hauteur dominante, soit le diamètre dominant, ce qui s'écrit :

$$DR_h = \frac{S/\mathcal{N}}{h_{dom}} \quad \text{et} \quad DR_d = \frac{S/\mathcal{N}}{d_{dom}}$$

sachant que :

- S = surface unitaire (ha = 10.000 m²),
- N = nombre de tiges par surface unitaire,
- DR_h = indice de densité relative (par rapport à la hauteur dominante),
- DR_d = indice de densité relative (par rapport au diamètre dominant).

• *La densité ponctuelle*

On peut vouloir effectuer des mesures plus spécifiques destinées à caractériser la densité en un point bien déterminé d'un peuplement, voire autour d'un arbre, pour répondre à des questions sylvicoles ou écologiques (incidence de la densité locale sur l'installation de la régénération naturelle, par exemple). SPURR [1962] a développé un concept connu sous le nom de « méthode de sommation des angles ». Cette méthode qui utilise la notion de l'angle critique de BITTERLICH (§ 8.7.2), utilisé en échantillonnage horizontal par point (§ 13.10.3), implique la mesure des angles sous-tendus par les arbres autour d'un point déterminé et non le simple comptage d'un nombre d'arbres interceptés par un angle critique préfixé. Cette approche est aussi adoptée dans la mise en œuvre d'indices de compétition (§ 12.5.3), en particulier celui de OPIE [1968]. L'objectif recherché n'est donc pas d'estimer une densité moyenne à partir d'une surface déterminée, cela supposerait que tous les arbres qu'elle comporte contribuent à expliquer la densité du peuplement en proportion de leur dimension, abstraction faite de leur distribution en relation avec le point pour lequel on souhaite obtenir une valeur de densité.

On choisit un arbre ou un point sur lequel les arbres environnants exercent une compétition. À partir de ce point, chacun des arbres compétiteurs est vu sous un angle limite bien déterminé lié à la distance d'éloignement R de l'arbre et à son diamètre d . Dans ces conditions, un arbre i intervient pour une surface terrière, ramenée à l'hectare, approximativement égale à :

$$G_i = (i - 0,5) 2.500 \left(\frac{d_i}{R_i} \right)^2$$

Le facteur $(i - 0,5)$ s'explique par le fait que si l'angle est choisi de manière à sous-tendre exactement l'arbre, seule la moitié de la surface terrière de cet arbre entre dans la placette. Pour n arbres rangés dans l'ordre décroissant des angles qu'ils sous-tendent, on estime une surface terrière moyenne à l'hectare à partir de la relation :

$$G_n = 2.500 \left[\sum_{i=1}^n (i - 0,5) \left(\frac{d_i}{R_i} \right)^2 \right] / n$$

Pour des raisons de facilité, cette formule accorde le même poids à chaque arbre. SPURR a aussi imaginé que les arbres puissent intervenir, dans le calcul de la surface terrière, avec un poids d'autant plus grand que les angles qu'ils sous-tendent sont eux-mêmes élevés. Cette approche a cependant été peu concluante par référence à des estimations de surface terrière basées sur des placettes à surfaces définies ou non définies (§ 13.3).

Bien que cette méthode vise à mesurer la densité en un point plutôt qu'une densité moyenne au sein d'un peuplement, ses résultats sont du même ordre de grandeur que ceux fournis par la méthode de l'angle critique de BITTERLICH. D'après SPURR, cette dernière fournirait cependant des valeurs moins bien corrélées aux accroissements individuels d'arbres que celles de la densité ponctuelle. Il convient aussi de prendre en compte le nombre d'arbres à inclure dans l'échantillon; plus celui-ci est élevé, plus on s'écartera de la notion même de densité ponctuelle et, d'un autre côté, pour un nombre trop réduit d'arbres, on tendra à observer une grande variabilité entre estimations. Selon les tests réalisés par SPURR, on peut aussi s'attendre à ce que l'estimation de la densité ponctuelle se stabilise plus vite lorsque un arbre est assimilé au point à partir duquel on souhaite estimer la densité. Dans ce cas, les calculs doivent donc tenir compte d'un arbre supplémentaire et l'expression proposée ci-avant comporte le facteur multiplicatif $(i + 0,5)$ et non $(i - 0,5)$.

Sur un plan pragmatique, on se contentera de mesurer tous les arbres qui semblent exercer une «pression» sur le point considéré, ce sera également ceux qui sont visibles à partir de ce même point et donc les plus proches parmi les premières rangées d'arbres entourant le point.

Exemple 7.5.1 — Estimation de la densité ponctuelle via la méthode de la sommation des angles

Autour d'un point situé au milieu d'un groupe de régénération, se trouvent 11 arbres dont l'incidence sur le développement de la régénération apparaît évident. Les diamètres à 1,3 m (d) des arbres considérés et les distances (R) à ce point sont repris dans le tableau 7.5.1, incluant également les paramètres permettant de calculer la densité (surface terrière) ponctuelle. La colonne [1] comporte les 11 arbres rangés par ordre décroissant du rapport d/R ou de l'angle qu'ils sous-tendent.

Ce tableau montre l'évolution des valeurs de la densité ponctuelle avec le nombre d'arbres pris en compte. Dans les conditions de l'exemple traité, cette densité serait donc égale à 20,6 m²/ha encore que la valeur de 22 m²/ha semble être plus acceptable eu égard à la relative stabilité de la densité estimée à partir d'un nombre d'arbres compris entre 6 et 10.

Tableau 7.5.1 — Procédure de calcul de la densité ponctuelle.

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
1	49	290	0,169	0,02856	0,01428	0,01428	0,01428	35,7
2	49	938	0,052	0,00270	0,00405	0,01833	0,00917	22,9
3	61	1.234	0,049	0,00240	0,00600	0,02433	0,00811	20,3
4	50	1.048	0,048	0,00230	0,00805	0,03238	0,00810	20,3
5	68	1.536	0,044	0,00194	0,00873	0,04111	0,00822	20,6
6	51	1.185	0,043	0,00185	0,01018	0,05129	0,00855	21,4
7	63	1.563	0,040	0,00160	0,01040	0,06169	0,00881	22,0
8	45	1.187	0,038	0,00144	0,01080	0,07249	0,00906	22,7
9	52	1.628	0,032	0,00102	0,00867	0,08116	0,00902	22,6
10	42	1.695	0,025	0,00063	0,00599	0,08715	0,00872	21,8
11	31	1.767	0,018	0,00032	0,00336	0,09051	0,00822	20,6

[1] numéros d'ordre i ($i = 1, n$) des arbres compétiteurs
 [2] diamètres d à 1,3 m (en cm)
 [3] distances R_i (en cm) séparant les arbres du point d'observation
 [4] rapports d_i/R_i
 [5] carrés des rapports
 [6] produits $(d_i/R_i)^2$ ($i = 0,5$)
 [7] valeurs cumulées des produits [6]
 [8] rapports valeurs cumulées au nombre d'arbres concernés
 [9] densités ponctuelles : $G_n = [8] (2.500)$, en m^2/ha

7.5.3. Mesure de densité du couvert

La densité de couvert d'un peuplement (ou d'une surface boisée) est souvent caractérisée par l'importance (en pourcentage) de la projection au sol de l'ensemble des surfaces des houppiers par rapport à la surface totale.

Le recours aux photos aériennes, aux potentialités du LiDAR terrestre [DASSOT et al., 2011] et aux techniques d'analyse d'images est évidemment devenu un des moyens les plus utilisés.

La surface des projections horizontales de houppier (§ 3.4.1) mesurée dans le cadre d'une placette d'échantillonnage, par exemple, est également une des techniques permettant de quantifier la densité du couvert de même que l'utilisation de relations unissant le diamètre du tronc d'un arbre au diamètre de son houppier. Cette approche est cependant peu précise eu égard à sa grande variabilité pour des arbres croissant en conditions de compétition.

Nous nous situons délibérément dans un contexte à la fois dendrométrique et sylvicole où l'objectif serait d'évaluer localement le degré de fermeture d'un peuplement. Pareil objectif est à mettre en relation avec la compréhension de la dynamique d'une régénération naturelle ou de la prise en compte de variables exprimant le degré de compétition entre arbres (§ 12.5.3).

Il ne s'agit pas non plus d'estimer la quantité de lumière arrivant au sol, ce qui peut être réalisé au moyen de méthodes directes [LHOTKA et LOWENSTEIN, 2006] via des capteurs : pyranomètres et cellules photoélectriques. La mesure de la fermeture de la canopée peut être réalisée par l'intermédiaire de photographies de l'ensemble de l'hémisphère céleste à l'aide d'un appareil photo équipé d'un objectif hémisphérique (*fish-eye*). Un logiciel de traitement permet, entre autres, de déterminer un indice radiatif qui correspond au pourcentage de surface occupée par le ciel sur la photographie [SCHMERBER, 1997].

On peut définir la fermeture de la canopée comme étant la proportion de l'hémisphère céleste masquée par la végétation (tronc, feuilles, branches) quand on l'observe depuis un endroit précis [JENNINGS et al., 1999]. La mesure de fermeture du couvert devrait idéalement porter sur l'observation de la canopée selon un angle de 180° , ce qui permet de réaliser des photographies hémisphériques [CHIANUCCI et CUTINI, 2012] (Figure 7.5.1).

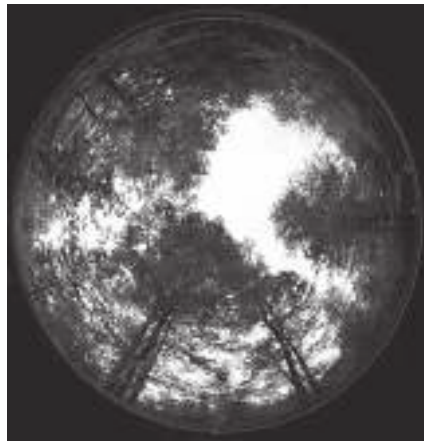


Figure 7.5.1 — Photo hémisphérique [source LIGOT et al., 2014].

Celles-ci résultent de la prise de vue de la canopée à l'aide d'un objectif à grand angle (180°) orienté verticalement vers le ciel [LIGOT et al., 2014]. À partir d'un point donné, on réalise une photographie de l'ensemble du peuplement, le centre de la photo correspond au zénith et les arbres de l'horizon se situent en bordure d'image. Il est important de prendre les photos lorsque le ciel est uniformément lumineux (très tôt le matin ou tard le soir, ou bien par temps couvert avec un ciel homogène). Celles-ci sont traitées à l'aide d'un logiciel qui permet de discriminer les pixels sur fond de ciel et les pixels correspondant à la canopée. Le programme calcule la course du soleil sur la photo pour une période donnée (éclairage direct), la luminosité globale de

l'entièreté de l'hémisphère (éclairage diffus) et détermine le pourcentage d'éclaircement transmis (soit en première approximation, le pourcentage de pixels de ciel sur le nombre total de pixels de la photo).

Parmi les autres techniques ou appareils, dans un contexte de mesures dendrométriques valorisables, il est utile de citer le densiomètre hémisphérique convexe (Figure 7.5.2). Il ne permet pas d'acquérir une mesure très précise de la fermeture du couvert [FERMENT et al., 2001] mais sa compacité, son coût et sa facilité de mise en œuvre méritent l'attention du gestionnaire forestier. Il a largement justifié son utilisation dans le cadre de recherches scientifiques menées dans des domaines très variés [LHOTKA et LOWENSTEIN, 2006; GRAVELLE et LINK, 2007].

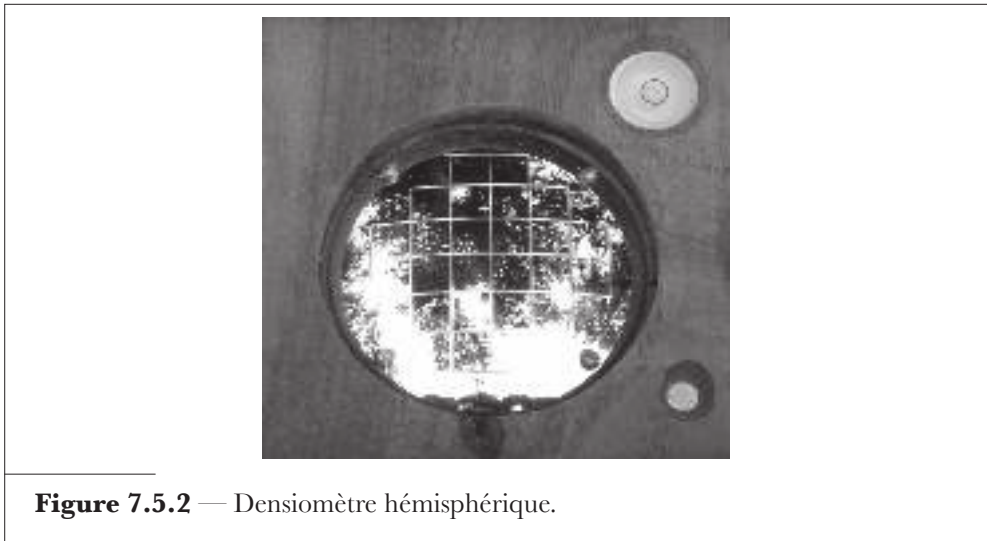


Figure 7.5.2 — Densiomètre hémisphérique.

Le densiomètre se présente sous la forme d'un miroir hémisphérique convexe (partie d'une sphère de 15,2 cm de diamètre [VALES et BUNNELL, 1985]) fixé sur un socle en bois et sur lequel sont gravés 24 carrés égaux qui forment une grille (Figure 7.5.2).

Pour estimer le pourcentage d'ouverture du couvert (pourcentage d'ouverture + pourcentage de fermeture = 100 %) en un point donné, l'opérateur tient le densiomètre horizontalement devant lui au-dessus du point et à hauteur du coude. Il observe l'image de la portion de canopée réfléchi par le miroir. Mentalement il imagine quatre points équidistants situés à l'intérieur de chacun des carrés gravés sur le miroir. Les 96 points virtuels (24 carrés de 4 points) sont alors examinés à la suite l'un de l'autre et s'ils « tombent » dans le ciel, ils sont comptabilisés. Cette opération est répétée en faisant face aux

quatre points cardinaux. Le pourcentage d'ouverture du couvert résulte de la moyenne des quatre sommes ainsi obtenues via la relation :

$$\% OUV = \left(\sum P_{ij} / 4 \right) 1,04$$

sachant que :

P_{ij} = point comptabilisé dans le carré i (pour i allant de 1 à 96) et dans la direction j (pour j allant de 1 à 4).

Dans l'hypothèse où 217 points seraient comptabilisés, il s'en suivrait un pourcentage d'ouverture de $(217/4) 1,04 = 56\%$ et en conséquence un pourcentage de couvert égal à 44%.

En pratique, il s'avère peu aisé de considérer les quatre points imaginaires au sein de chaque carré. Pour y remédier, ALDERWEIRELD [2008] suggère d'imaginer que chaque carré est lui-même divisé en quatre carrés égaux. Pour chacun d'entre eux, l'opérateur évalue si le ciel occupe plus de 50% de la surface, auquel cas le carré est comptabilisé. En cas de doute il est, par convention, comptabilisé une fois sur deux.

Cependant, avec cette méthodologie, certaines zones de la canopée peuvent être considérées plusieurs fois, du fait que des images de fractions de canopée se trouvant derrière ou sur les côtés de l'opérateur sont interceptées, ce qui est évidemment source de biais (surestimation de la valeur de la fermeture). Pour y remédier, STRICKLER [1959] suggère de masquer une partie du miroir en formant un angle droit. Pour faciliter la tâche de l'opérateur et limiter les erreurs, les mesures sont réalisées en considérant uniquement les 17 intersections de la partie de la grille visible en lieu et place des points imaginaires (Figure 7.5.3).

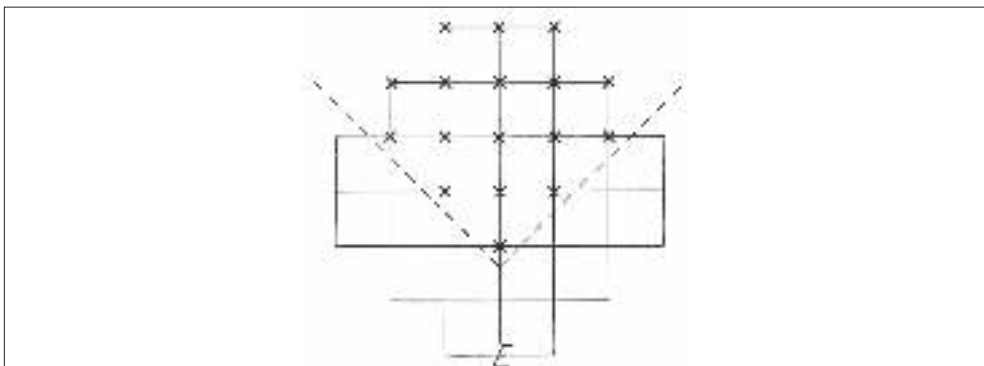


Figure 7.5.3 — Grille gravée sur le miroir du densiomètre montrant les 17 points à observer lors de réalisation des mesures. Le symbole E indique la position que doit avoir l'image des yeux de l'opérateur réfléchi par le miroir. La fraction du miroir située sous les deux traits discontinus est masquée.

7.6. Âge d'un peuplement

L'âge d'un peuplement mérite d'abord d'être distingué selon qu'il s'agit d'un peuplement équienne ou d'un peuplement d'âges multiples.

En peuplement équienne, l'âge est en principe comptabilisé à partir de la germination des plants encore que cette convention ne soit pas universellement suivie. L'âge à partir de la plantation semble être le plus utilisé ce qui, dans l'hémisphère Nord, correspond à une sous-estimation de l'âge «réel» allant de deux à quatre ans. La sélection d'arbres en vue de déterminer l'âge où l'indice de productivité (§ 10.4.2) en peuplements équiennes requiert une évaluation de la dominance relative des niveaux de couronnes d'arbres (projection verticale) que l'on peut définir comme suit : dominants, co-dominants, intermédiaires et complètement dominés (privés de lumière). En ce qui concerne l'âge, cette distinction ne justifie pas forcément des différences, mais le sondage de quelques-uns relevant de ces catégories peut s'avérer utile.

En peuplement d'âges multiples, de nombreuses définitions ont été proposées. Dans le cas, par exemple, de peuplements à deux étages d'âges marqués, on peut pondérer les deux classes d'âge en leur assignant un poids proportionnel aux volumes de bois qu'elles comportent.

Dans le cas de plusieurs groupes d'arbres d'âges identiques identifiables (allant de un à plusieurs sujets), le même raisonnement peut être tenu en considérant les surfaces occupées par chaque groupe (classes d'âge) comme facteur de pondération [KRAMER et DONG, 1982].

Il est évident que si les méthodes décrites pour déterminer les âges d'arbres considérés individuellement (§ 3.2.) restent d'application, dans le cas de peuplements, la consultation de plans d'aménagement ou de l'historique sylvicole des peuplements (ou parcelles) peut aussi constituer un précieux appoint.

7.7. Composition spécifique d'un peuplement

Les essences présentes dans un peuplement constituent un paramètre descriptif important de celui-ci. Il en est de même pour toute espèce végétale non seulement en matière de production ligneuse mais aussi d'indicateur de diversité biologique. Des modifications environnementales, ainsi que les incidences de changements globaux, par exemple, concourent également à rendre le forestier plus attentif à quantifier les espèces présentes. Ce sera le cas lors de l'exploitation d'inventaires destinés à mesurer l'impact de mesures sylvicoles dans l'espace et dans le temps (processus de certification, état de la biodiversité végétale) ou d'inventaires multi-ressources (Chapitre 14).

Généralement, en matière forestière, la composition spécifique est exprimée par un nombre d'individus, une surface terrière ou un volume et peut donc être très différente selon le paramètre retenu. Celui-ci sera fonction de la nature des données disponibles et de l'objectif poursuivi, voire de sa difficulté à être mis en œuvre. Prenons le cas d'un mélange, au sein duquel l'importance d'une essence serait exprimée en pourcentage d'un nombre de bois ou d'une surface terrière. On peut se trouver face à un nombre élevé de petits bois d'une essence *A* comparé à celui d'une essence *B* qui ne comporterait qu'un nombre réduit de gros bois mais dont le poids, en termes de surface terrière relative, par exemple, la fera nettement ressortir. Différentes méthodes d'évaluation de composition spécifique sont présentées à partir des données qui font l'objet du tableau 7.7.1.

À l'examen de ce tableau, établi à partir d'une cinquantaine de placettes d'échantillonnage installées au sein d'un massif feuillu, on remarque immédiatement que l'importance relative de chaque essence est différente selon le critère retenu : bouleau, sorbier et peuplier dominant dans le cas du nombre de bois à l'hectare (*% NHA*) alors que chêne et peuplier viennent largement en tête dans le cas de la surface terrière à l'hectare (*% GHA*), ce qui se confirme assez logiquement pour le volume bois fort tige à l'hectare (*% VHA*).

Tableau 7.7.1 — Composition spécifique exprimée par des indicateurs dendrométriques (*NHA* : nombre de bois à l'hectare, *GHA* : surface terrière à l'hectare, *VHA* : volume bois fort tige à l'hectare).

Essence	<i>NHA</i>	<i>% NHA</i>	<i>GHA</i>	<i>% GHA</i>	<i>VHA</i>	<i>% VHA</i>
Chêne	19,7	6,1	8,6	36,3	94,5	39,2
Érable sycomore	9,8	3,0	1,6	6,7	15,1	6,2
Frêne	9,8	3,0	1,5	6,4	15,2	6,3
Bouleau	39,3	12,1	1,7	7,2	16,7	6,9
Charme	9,8	3,0	1,8	7,6	20,3	8,4
Sorbier	39,3	12,1	2,2	9,1	18,0	7,5
Peuplier	196,9	60,7	6,3	26,7	61,4	25,5
Total	324,6	100,0	23,7	100,0	241,2	100,0

Dans beaucoup de cas, *l'importance* est calculée en utilisant la fréquence relative et soit la densité relative, soit la dominance relative.

Le choix du paramètre à utiliser dépend cependant beaucoup de la disponibilité en données et de l'interprétation ou de l'utilisation qui en sera faite. À titre d'exemple, ce sera davantage le volume qui sera privilégié si la composition spécifique est utilisée comme critère de stratification d'un peuplement en classes en vue d'opérations sylvicoles ou d'exploitations.

Sur un plan plus écologique, on admet que la composition spécifique est habituellement définie au moyen de trois composantes : la *fréquence*, l'*abondance* et la *dominance*. Si l'on raisonne en termes d'unités d'échantillonnage (étendues de quelques dizaines de m² ou transects de quelques dizaines de m), la *fréquence* est le nombre d'unités dans lequel l'espèce est rencontrée, l'*abondance* est le nombre absolu d'individus dans une population et la *dominance* est une expression de la dimension des individus dans une population.

Chacun de ces paramètres est généralement exprimé sur base relative (pourcentage de totaux pour une surface donnée).

L'importance I d'une espèce j , soit I_j , a été très souvent appréhendée à partir d'une expression combinant *fréquence*, *abondance* et *dominance* [GREIG-SMITH, 1957] et s'écrit comme suit :

$$I_j = 100 \left(\frac{n_j}{N} + \frac{x_j}{X} + \frac{z_j}{Z} \right)$$

avec :

- n_j = nombre d'unités d'échantillonnage comportant l'espèce j ,
- N = nombre total d'unités d'échantillonnage ($N = \sum n_j$),
- x_j = nombre d'individus de l'espèce j présents dans l'échantillon,
- X = nombre total d'individus dans l'échantillon ($X = \sum x_j$),
- z_j = somme du paramètre de dimension (surface terrière ou volume, par exemple) pour l'espèce j ,
- Z = total du paramètre de dimension pour toutes les espèces ($Z = \sum z_j$).

La valeur de I_j varie de 0 à 300 (cas particulier d'un peuplement composé de la même espèce). Généralement, l'importance est calculée en utilisant la fréquence relative (n_j/N) combinée à la densité relative (x_j/X) ou à la dominance relative (z_j/Z).

L'exemple suivant porte sur une sélection de 15 placettes issues de l'inventaire forestier régional de Wallonie (partie méridionale de la Belgique). Le tableau 7.7.2 reprend les variables énumérées ci-avant et fournit les valeurs (dernière colonne) de l'importance de chaque essence. La variable z porte sur la surface terrière.

Bien évidemment, beaucoup d'autres indicateurs existent et sont utiles pour contrôler par exemple au cours du temps l'impact de mesures sylvicoles ou de scénarios de gestion sur la biodiversité. À titre d'information, les quelques indices suivants méritent l'attention [MARCON, 2010; STANDOVAR, 1996]. Ils sont focalisés sur l'évaluation de la diversité de la végétation en forêt.

Tableau 7.7.2 — Importance d'une essence combinant fréquence, abondance et dominance.

Essence (j)	n_j	N	x_j	X	z_j	Z	I_j
Chênes indigènes	15	25	3.142	3.977	292	319	230,5
Hêtre	2	25	354	3.977	10	319	20,0
Érable sycomore	1	25	178	3.977	1	319	8,7
Bouleau	5	25	79	3.977	9	319	24,8
Charme	1	25	175	3.977	2	319	9,0
Épicéa commun	1	25	49	3.977	5	319	6,7

Pour appréhender la diversité D d'une communauté végétale, la mesure la plus largement utilisée est la richesse en espèces S qui résulte du simple comptage du nombre d'espèces rencontrées sur l'aire étudiée. Plusieurs mesures de diversité intègrent, non seulement le nombre de composantes S (espèces), mais aussi le nombre total d'individus N dans la communauté. C'est le cas de l'indice de diversité de GLEASON :

$$D = \frac{S}{\ln N}$$

Mais, si l'on souhaite exprimer la structure de la dominance d'une composition spécifique au sein d'une communauté végétale, par exemple, on fera appel à des indices plus sophistiqués [HILL et al., 2005; MAGURRAN, 1988]. Les deux plus répandus sont respectivement l'indice de SIMPSON et l'indice de SHANNON.

• **L'indice de SIMPSON :**

$$SI = 1 - \frac{\sum_{i=1}^S n_i(n_i - 1)}{N(N - 1)}$$

où :

- S = nombre d'espèces,
- n_i = nombre d'individus de la i^e espèce,
- N = nombre total d'individus dans la communauté.

Il peut être interprété comme étant la probabilité que deux individus tirés aléatoirement ne soient pas de la même espèce. En posant que : $p_i = n_i/N$, il peut aussi s'écrire plus simplement via l'expression :

$$SI = 1 - \sum_{i=1}^S p_i^2$$

Cet indice varie de 0 (maximum de diversité) à 1 (minimum de diversité).

• **L'indice de SHANNON :**

$$SH = - \sum_{i=1}^S p_i \ln p_i$$

où :

- S = nombre d'espèces,
- p_i = proportion d'individus de l'échantillon total (nombre total d'individus) appartenant à l'espèce i ,
- $p_i = n_i / N$ sachant donc que n_i est l'effectif de l'espèce i dans l'échantillon et N l'effectif total.

Cet indice, utilisé comme une mesure de diversité spécifique, varie entre 0 (la zone étudiée ne comporte qu'une seule espèce) et $\ln S$ (toutes les espèces présentent une abondance équivalente). Il est basé sur la probabilité qu'un individu sélectionné aléatoirement au sein d'une communauté appartienne à une espèce spécifique. Des valeurs faibles de l'indice de SHANNON suggèrent une dominance d'un nombre réduit d'espèces par rapport aux autres.

Remarque : Les indices de SIMPSON et de SHANNON peuvent être calculés via le logiciel R© en utilisant la fonction *diversity*-syntaxe : *diversity(x, index = «simpson»* ou *«shannon»*).

• **L'indice d'équitabilité :**

Encore appelé *d'équirépartition IE* [PIELOU, 1966], il permet de mesurer l'écart entre la répartition des espèces observées sur une aire donnée (peuplement, par exemple) et une répartition théorique égale pour l'ensemble des espèces. La valeur de cet indice varie de 0 (une seule espèce domine) à 1 (toutes les espèces ont la même abondance). L'équitabilité prend en compte la diversité potentielle maximale du système (SH max), soit aussi la capacité du système à accepter un nombre total S d'espèces en proportions équivalentes, IE constitue donc une sorte de synthèse des deux indices précédents. Il s'écrit :

$$IE = SH / SH \text{ max} \quad \text{où} \quad SH \text{ max} = \ln S$$

valeur atteinte lorsque toutes les espèces sont également représentées.

Insensible à la richesse spécifique, cet indice est utile pour comparer les dominances entre milieux ou époques d'observation. En termes de probabilité d'occurrence des espèces, il est aussi compris entre 0 (une seule espèce a une probabilité de 1) et 1 (toutes les espèces ont la même probabilité).

Ces indices de diversité sont fréquemment utilisés pour comparer différentes communautés. Ils ne s'interprètent pas dans l'absolu, ils ont réellement un sens lorsqu'il est question de comparer plusieurs valeurs et d'appréhender leur évolution au cours du temps.

Dans chacun des cas, une valeur élevée indique la présence d'un nombre important d'espèces présentant des abondances similaires alors qu'un nombre faible traduit la dominance de quelques espèces. Ces mêmes indices peuvent cependant donner lieu à des classements différents du fait qu'ils réduisent un concept multidimensionnel à un simple nombre. Comme pour d'autres indices d'ailleurs, ils peuvent exprimer des sensibilités différentes. À ce titre, l'indice de SHANNON est plus sensible à l'occurrence d'espèces rares alors que celui de SIMPSON traduit plus l'effet d'espèces dominantes.

Une manière de remédier à ce problème de discordance est fourni par la technique appelée « *diversity ordering* » (classement de diversité) où l'on utilise une famille de paramètres d'un indice de diversité au lieu d'une échelle unique. En utilisant différentes valeurs de ce paramètre, une variable de sensibilité aux espèces rares et dominantes peut être obtenue pour un seul échantillon de communauté.

Différentes communautés (ou échantillons) peuvent ainsi être comparées pour une gamme de niveaux de dominance en changeant le paramètre d'échelle. Cette méthode décrite par RENYI [1961] se base sur la formule suivante :

$$H_{\alpha} = \frac{\left(\log \sum_{i=1}^S p_i^{\alpha} \right)}{1 - \alpha}$$

où :

- S = nombre d'espèces,
- p_i = (voir formule de SIMPSON),
- α = paramètre d'échelle.

Deux communautés peuvent être considérées comme différentes si le profil de diversité de l'une est supérieur ou égal à celui de l'autre sur toute l'amplitude du paramètre d'échelle.

MESURE DES PEUPELEMENTS

8.1. Introduction

Par «mesure des peuplements», nous entendons la détermination des principales caractéristiques du matériel ligneux, exprimées au moyen de grandeurs ramenées à l'hectare, telles que le nombre de bois, la surface terrière et le volume, ou de valeurs moyennes leur étant liées ou non, telles que le diamètre ou la hauteur.

Assez logiquement, un premier problème à résoudre concerne la détermination de la surface des peuplements ou de la surface de référence des mesures.

En ce qui concerne les caractéristiques dendrométriques évoquées, ce sera surtout le volume qui retiendra notre attention, car le nombre de bois et la surface terrière à l'hectare sont nettement plus faciles à estimer.

Il faudra ensuite définir et appliquer une méthode de collecte des données de base. La première méthode qui vient naturellement à l'esprit est l'inventaire complet ou «pied par pied», qui a pour objet de réaliser des mesures sur tous les arbres du peuplement. On peut également mettre en œuvre un inventaire par échantillonnage, c'est-à-dire pratiquer des mesures sur un échantillon matérialisé par un nombre limité d'arbres ou par de petites surfaces aussi représentatives que possible du peuplement.

Le volume résultera de l'application de tarifs de cubage (Chapitre 6) ou d'autres méthodes indirectes basées sur la forme des arbres constituant le peuplement. Les différents éléments entrant dans le calcul du volume d'un peuplement peuvent cependant aussi être mesurés directement au moyen d'un appareil adéquat : le relascope de BITTERLICH.

Nous expliciterons tout d'abord quelques procédés de détermination de la surface d'un peuplement ou d'un ensemble boisé (§ 8.2). Nous fournirons ensuite de manière synthétique diverses informations utiles relatives aux systèmes de positionnement global (GPS) (§ 8.3) ainsi qu'aux systèmes d'information géographique (SIG) (§ 8.4).

Puis nous envisagerons la méthode de l'inventaire complet principalement en ce qui concerne ses modalités d'exécution et sa précision (§ 8.5). Les techniques d'inventaire par échantillonnage qui font appel à des notions beaucoup plus sophistiquées et sont appropriées à une grande variété d'investigations seront analysées et décrites au sein du chapitre 13.

Nous proposerons ensuite un certain nombre de voies utiles à suivre pour déterminer le volume d'un peuplement (§ 8.6) et nous présenterons enfin le relascope de BITTERLICH et la méthode du même nom, ainsi que ses diverses utilisations (§ 8.7).

8.2. Mesure des surfaces

8.2.1. Généralités

La mesure des arbres et des peuplements fait aussi appel à la notion de surface comme élément de référence ou comme variable auxiliaire dans la détermination d'une production de bois ou d'une caractéristique dendrométrique (surface en hectares de parcelles forestières à aménager, de peuplements ou de massifs à inventorier) ou encore comme variable directe : surface d'une figure plane ou surface d'une section d'arbre, par exemple.

Les méthodes que nous exposons dans les lignes qui suivent concernent avant tout l'estimation de la surface de figures ou de domaines pouvant être reportés sur plans ou existant sur cartes ou sur photos aériennes. Nous verrons successivement comment déterminer une surface à partir de calculs portant sur les coordonnées de divers points de son contour, par planimétrie, par comptage de points ou par transects, et enfin par pesées.

Remarque importante : Pour estimer les surfaces évoquées, ces voies ont plus valeur d'alternatives car l'heure est bien évidemment aux logiciels et en particulier à ceux utilisés en cartographie [SIG (ArcGis®, Qgis®, ...)] capables de traiter des périmètres de contours digitalisés ou des images de ces surfaces stockées en mémoire (§ 8.4). On observera que la détermination directe de surfaces sur le terrain peut évidemment aussi être réalisée avec des GPS (§ 8.3.3).

8.2.2. Détermination d'une surface par l'intermédiaire des coordonnées

On peut calculer la surface d'un polygone de n'importe quelle forme à condition de connaître les coordonnées cartésiennes ou polaires des sommets de son périmètre (Figures 8.2.1 et 8.2.2). Cette méthode, appelée « méthode des produits continus », peut aussi bien être appliquée sur un plan ou un document cartographique que sur le terrain (cas de parcelles forestières, par exemple), pour autant que l'on ait procédé au relevé des points caractéristiques de la surface en cause.

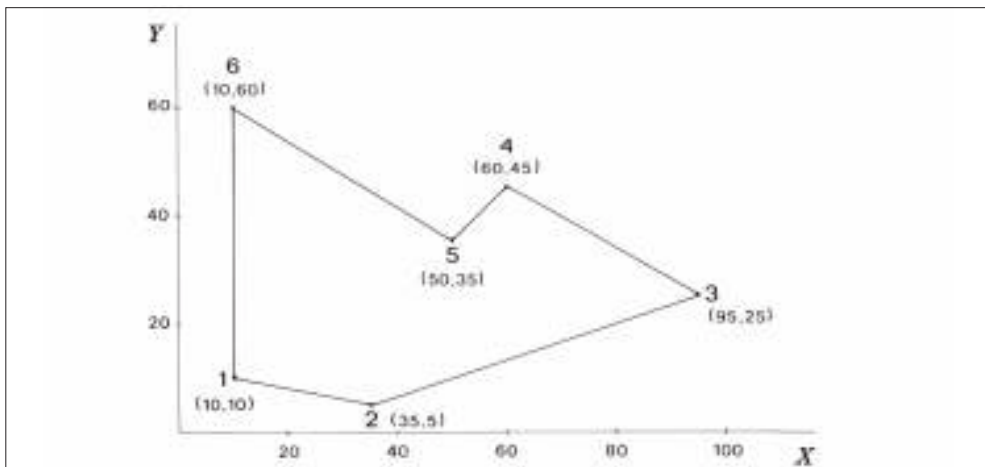


Figure 8.2.1 — Détermination d'une surface par l'intermédiaire des coordonnées cartésiennes.

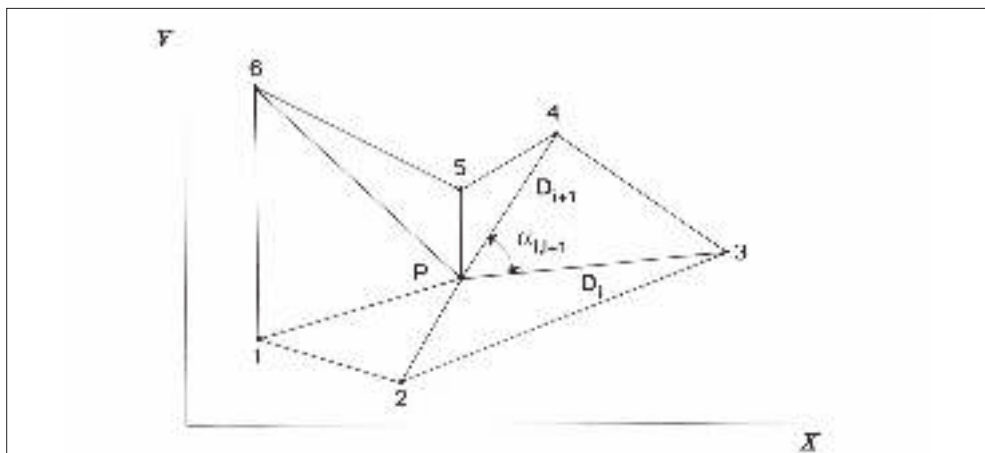


Figure 8.2.2 — Détermination d'une surface par l'intermédiaire des coordonnées polaires.

Dans l'hypothèse où l'on raisonne en termes de coordonnées cartésiennes (Figure 8.2.1), la surface S à déterminer découle de la relation suivante :

$$S = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n X_i (Y_{i+1} - Y_{i-1})$$

dans laquelle :

n = nombre de coordonnées répertoriées,

X = distance sur l'échelle des abscisses,

Y = distance sur l'échelle des ordonnées,

sachant que :

$$Y_0 = Y_n$$

et

$$Y_{n+1} = Y_1$$

Cette même surface aurait pu être déterminée à partir de coordonnées polaires, son calcul aurait alors nécessité la mesure de longueurs D_i et d'angles α_i à partir d'un point P permettant de voir tous les sommets du polygone (Figure 8.2.2).

Dans ces conditions, la surface découle de la relation générale :

$$S = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n D_i D_{i+1} \sin \alpha_{i,i+1}$$

Il est intéressant de noter que ces modalités de détermination de surfaces donnent lieu à des résultats qui sont uniquement affectés par des erreurs de relevé et non par des erreurs de tracé, de localisation de zones ou de domaines à mesurer.

Exemple 8.2.1 — Calcul d'une surface par l'intermédiaire des coordonnées

Pour illustrer cette méthode de calcul, envisageons le cas de la figure 8.2.1 pour laquelle les six sommets du polygone placé dans le système de coordonnées X, Y ont été déterminés en abscisse et en ordonnée.

En prenant le point 1 (10,10) comme point de départ et en progressant vers les points 2, 3, ... et ainsi de suite, jusqu'au point précédant le point de départ, on peut écrire :

$$\begin{aligned} S &= \frac{1}{2} [10(5 - 60) + 35(25 - 10) + \dots + 10(10 - 35)] \\ &= \frac{1}{2} [-550 + 525 + 3.800 + 600 + 750 - 250] = 4.875 \text{ mm}^2 \end{aligned}$$

8.2.3. Détermination d'une surface par planimétrage

L'utilisation d'un planimètre concerne l'estimation de surfaces sur cartes, photographies ou autres représentations cartographiques et est particulièrement utile dans le cas de surfaces à contours irréguliers. Il existe plusieurs types de planimètres : le planimètre polaire, le planimètre à disque et le planimètre intégré à un ordinateur. Le planimètre polaire est constitué de deux bras articulés, l'un servant de guide et l'autre comportant une roue destinée à suivre le tracé du périmètre de la surface considérée (Figure 8.2.3).

Lors du mouvement du bras mobile sur le périmètre, la distance parcourue par le bras est enregistrée par la roue. Cette distance est proportionnelle à la surface à déterminer et la surface mesurée découle de l'expression :

$$S = (2\pi rL)n$$

dans laquelle :

- r = rayon de la roue de mesure,
- L = longueur du bras de traçage,
- n = somme des rotations de la roue de mesure.

La quantité $2\pi rL$ est constante pour un planimètre donné, ce qui revient aussi à dire que la roue de mesure est graduée en unités correspondant à n fois cette constante.

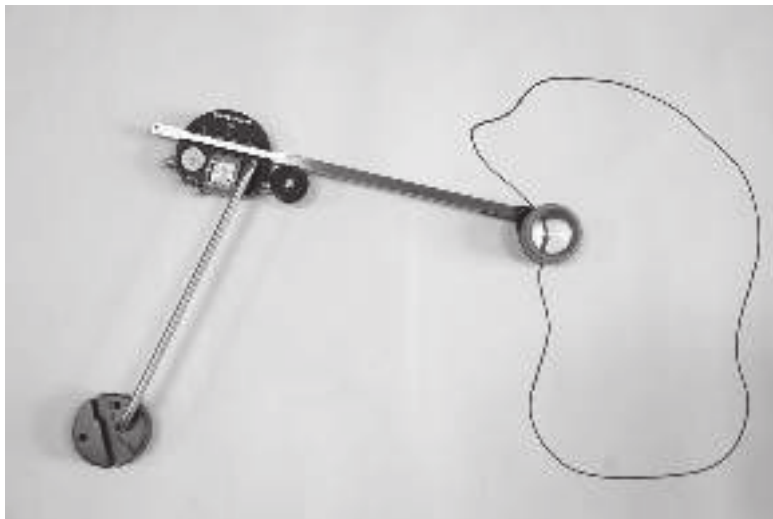


Figure 8.2.3 — Planimètre polaire en position d'utilisation.

8.2.4. Détermination d'une surface par comptage de points

Une manière très simple de déterminer la surface d'un domaine déterminé est d'appliquer sur celui-ci un quadrillage ou une grille régulière de points et de compter le nombre de ceux-ci qui tombent à l'intérieur des limites de ce domaine. Généralement, on utilise des mailles carrées de côtés a ou rectangulaires de côtés a et b , centrées sur les points de la grille de telle sorte que si l'on compte n points dans le domaine étudié, la surface de celui-ci découle de la relation :

$$S = n ab$$

Pour déterminer par extrapolation la surface réelle sur le terrain, il faut évidemment connaître l'échelle de la représentation cartographique. À l'échelle 1/5.000, par exemple, la valeur de la surface, en ha, représentée par la maille (ab), a et b étant exprimés en m, est égale à :

$$S = \frac{ab \ 5.000^2}{10.000}$$

La méthode nécessite la confection très minutieuse de la grille de points sur papier transparent indéformable de telle sorte que les erreurs systématiques susceptibles d'être commises soient les plus réduites possible. On veillera tout particulièrement à la qualité du comptage des points situés au voisinage des limites de la surface. En cas de doute quant à l'appartenance ou non d'un point à la surface, on peut préconiser sa prise en compte une fois sur deux.

La précision de cette méthode est directement liée à la densité du maillage ou au nombre de points comptés, et à la forme de la surface à déterminer [RONDEUX, 1979]. Sur la base de résultats de simulations relatives à la densité du maillage et à son application aléatoire sur la zone à mesurer, ZÖHRER [1978] propose deux équations fournissant le coefficient de variation estimé (l'erreur-standard en %) de la moyenne d'estimations indépendantes de la surface. La première prend uniquement en compte le nombre de points comptés, soit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{S}} \% = 10^{(1,782 - 0,76 \log n)}$$

et la seconde, incluant la forme de la surface estimée, s'écrit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{S}} \% = 10^{(1,739 - 0,755 \log n + 0,457 \log f)}$$

où n = nombre de points comptés,

f = par convention, rapport existant entre le périmètre de la zone et le périmètre d'un cercle de surface équivalente.

BOUCHON et TOMIMURA [1979] ainsi que DUPLAT et PERROTTE [1981] font état de la théorie transitive qui permet de calculer la précision d'un comptage de points, avec une bonne approximation, en utilisant la formule suivante :

$$\hat{\sigma}_{\bar{S}} \% = 100 \sqrt{\frac{1}{n^2} \left[\frac{N_p}{6} + 0,0609 \frac{N_g^2}{N_p} \right]}$$

dans laquelle N représente la « variation diamétrale » de la zone, parallèlement à un côté de la maille et comptée en multiples de ce côté. N_g et N_p représentent respectivement la plus grande et la plus petite variation. Cette variation diamétrale, parallèlement à une direction donnée, correspond à la moitié de la projection du périmètre de la zone sur cette même direction. Il suffit de parcourir ce périmètre en tenant compte des vides éventuels et de compter séparément les côtés horizontaux et verticaux des mailles (N_g correspondant au plus grand nombre de côtés et N_p au plus petit). Si, au sein de la zone étudiée, on souhaite avoir une estimation séparée des surfaces relatives à telle ou telle caractéristique ou catégorie j et réparties de manière plus ou moins aléatoire, le problème consistera à estimer la proportion en surface p_j , soit :

$$\hat{p}_j = \frac{n_j}{n}$$

Le coefficient de variation de cette estimation peut se calculer en faisant l'hypothèse d'un modèle du type binomial tout en sachant bien qu'il surestime la valeur de la variance estimée. La variance d'estimation s'écrit alors :

$$\hat{\sigma}_{\hat{p}_j}^2 = \frac{\hat{p}_j}{n} \left(1 - \hat{p}_j \right)$$

ce qui donne lieu à une erreur-standard en % égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{P}} \% = 100 \sqrt{\frac{1 - \hat{p}_j}{n \hat{p}_j}} = 100 \sqrt{\frac{1}{n_j} - \frac{1}{n}}$$

Exemple 8.2.2 — Détermination d'une surface par comptage de points

Supposons que l'on veuille estimer la surface couverte par un massif forestier constitué de deux entités et délimité au moyen de traits pleins renforcés (Figure 8.2.4). Ce massif a été porté sur une carte au 1/10.000 sur laquelle nous avons appliqué un réseau de points à mailles carrées de 1 cm de côté.

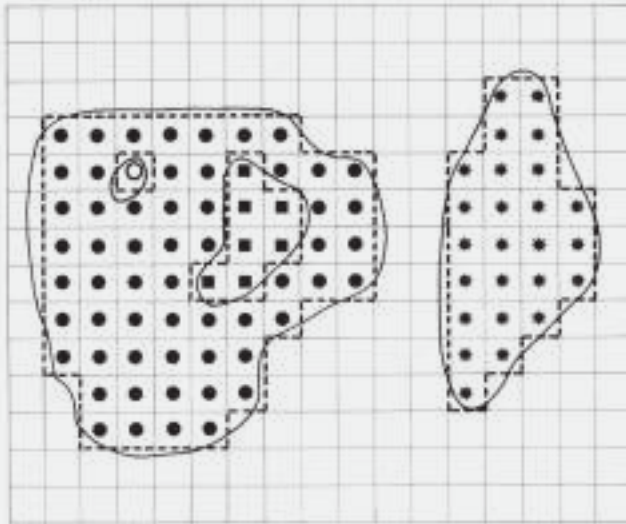


Figure 8.2.4 — Estimation de la surface d'une zone forestière par comptage de points (● = épicéa, ■ = hêtre, * = mélèze, ○ = non boisé).

À cette échelle, la valeur de la surface représentée par chaque maille est égale à :

$$\frac{(0,01)(0,01)(10.000^2)}{10.000} = 1 \text{ ha}$$

et, comme on dénombre 90 points à l'intérieur de la grille, la surface boisée totale est égale à :

$$S = (90)(1\text{ha}) = 90 \text{ ha}$$

comportant 57 ha d'épicéa, 7 ha de hêtre, 25 ha de mélèze, 1 ha de non boisé. La précision de cette estimation globale est calculée par la formule de BOUCHON et TOMIMURA [1979]. Compte tenu des variations diamétrales, soit $N_p = 13$ (ou $26/2$) pour la plus petite, correspondant à la comptabilisation de tous les côtés de maille horizontaux et $N_g = 18$ (ou $36/2$) pour la plus grande, on obtient :

$$\hat{\sigma}_{\bar{S}}\% = 100 \sqrt{\frac{1}{90^2} \left[\frac{13}{6} + 0,0609 \left(\frac{18^2}{13} \right) \right]} = 2,1\%$$

La précision des estimations relatives aux différentes surfaces occupées, qu'il s'agisse des trois essences mentionnées ou du non-boisé, découlent de l'application à chacun des cas de la formule générale ci-avant. Pour l'épicéa, par exemple, eu égard au périmètre délimitant l'étendue qu'il occupe, on obtient :

$$\hat{\sigma}_{\bar{S}}\% = 100 \sqrt{\frac{1}{57^2} \left[\frac{13}{6} + 0,0609 \left(\frac{14^2}{13} \right) \right]} = 3,1\%$$

En appliquant le même raisonnement aux autres cas, on obtient :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}\% = 13,0 \text{ pour le h\^ete,}$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}\% = 5,5 \text{ pour le m\^el\^eze,}$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}\% = 47,7 \text{ pour le non-bois\^e.}$$

Enfin, supposons que l'ensemble du domaine \u00e9tudi\^e se r\^epartisse en petites zones non structur\^ees peu \u00e9tendues et distribu\^ees al\^eatoirement. Pour fixer les id\^ees, si l'on admet que ces \u00e9tendues sont li\^ees \u00e0 des types de sol, en chaque point du maillage le type de sol peut donc rev\^etir plusieurs modalit\^es : argileux, limoneux ou tourbeux, etc. Connaissant le nombre de points appartenant \u00e0 chacune de ces modalit\^es, il est aussi possible d'estimer la pr\^ecision des proportions correspondantes.

Si 18 points, par exemple, ont trait \u00e0 un sol limoneux, l'\u00e9cart-type de l'estimation de la proportion ($p = 18/90 = 0,20$) sera \u00e9gal \u00e0 :

$$\hat{\sigma}_{\bar{p}} = 100 \sqrt{\frac{1}{18} - \frac{1}{90}} = 21,1\%$$

8.2.5. D\u00e9termination d'une surface par transects

Dans la m\^ethode des transects, au lieu d'utiliser un maillage, on applique sur la zone \u00e0 mesurer un ensemble de lignes parall\^eles \u00e9quidistantes mat\^erielis\^ees sur papier ou support transparent [BENSON, 1950]. Il suffit alors de mesurer la longueur l de chacune des lignes incluses dans le p\^erim\^etre consid\^er\^e et la surface d\^ecoule du produit de la somme des longueurs l_i de ces lignes par la distance constante A qui les s\^epare, soit :

$$S = A \sum l_i$$

La pr\^ecision de cette m\^ethode d\^epend essentiellement de la distance entre les lignes et de la forme du p\^erim\^etre de la surface en cause. Chaque ligne d\^elimitant en r\^ealit\^e une bande d'une certaine largeur, des erreurs suppl\^ementaires peuvent \u00eatre occasionn\^ees par la forme irr\^eguli\^ere des surfaces situ\^ees en-de\^ca de la premi\^ere ligne et au-del\^a de la derni\^ere ligne du faisceau. De mani\^ere \u00e0 minimiser ces causes d'erreur, il est toujours recommand\^e de disposer le faisceau de lignes parall\^elem\^ent au plus grand axe de la figure [LOETSCH et al., 1973].

8.2.6. D\u00e9termination d'une surface par pes\^ees

La d\^etermination d'une surface plane par l'interm\^ediaire de pes\^ees part du principe qu'il existe une relation directe entre le poids de la mati\^ere ou du papier sur lequel la figure est trac\^ee et la surface de cette figure. Il est n\^ecessaire que le support utilis\^e soit homog\^ene, hydrophobe et de poids uniforme par unit\^e de surface et que la pes\^ee soit effectu\^ee au moyen d'une balance de pr\^ecision. La m\^ethode est assez lente mais donnerait n\^eanmoins des r\^esultats plus rapides et plus pr\^ecis que la m\^ethode par comptage de points.

8.3. Système de positionnement global (GPS)

Depuis la fin des années 90, on assiste à une véritable explosion d'applications civiles du matériel GPS (*Global Positioning System*) et son utilisation est aujourd'hui largement présente dans le domaine forestier [BOLSTAD, 1993]. Le réseau GPS a été initialement déployé par le département de la Défense des États-Unis. D'autres services de positionnement par satellites sont désormais opérationnels tels que le réseau russe (GLONASS), européen (GALILEO), chinois (BEIDOU), etc.

À partir de signaux émis par une constellation de satellites, ce système de positionnement est destiné à localiser 24 heures sur 24 n'importe quel point à la surface du globe, en termes de longitude, latitude et altitude (X, Y, Z). Cette technologie permet de se déplacer d'un point vers un autre (mode « navigation ») et de produire des cartographies via la localisation de points (mode « positionnement »).

L'information fournie par un GPS peut être utilisée non seulement en vue d'élaborer des cartes, mais aussi d'alimenter des SIG (*Systèmes d'Information Géographiques*) (§ 8.4). En effet, on peut identifier des points servant de référence à une collecte d'informations qui sera (ou a été) réalisée ou encore localiser des points en continu, ce qui permet de déterminer des lignes et, par extension, des surfaces.

8.3.1. Fonctionnement du GPS

Le GPS utilise des signaux émis par un ensemble de satellites. Le segment spatial du système est constitué de satellites qui émettent des signaux en continu. Le segment utilisateur est constitué de récepteurs qui exploitent les signaux émis pour calculer par triangulation la position du point où ils se trouvent.

Les informations nécessaires au calcul de la position du récepteur concernent la position des différents satellites ainsi que la distance « satellites-récepteur ». La position des satellites obtenue à partir des éphémérides, soit les informations décrivant la trajectoire des satellites, est transmise dans le code du signal intercepté par le récepteur et la distance « satellites-récepteur » est dérivée de la mesure du temps mis par les signaux d'un satellite pour parcourir cette distance. La manière avec laquelle ce temps est calculé détermine la sophistication des appareils et leur précision.

8.3.2. Précision du GPS

Les principaux facteurs affectant la précision des mesures sont principalement dues [LEJEUNE, 2001] à :

- des interférences atmosphériques (ionosphère, troposphère) ;
- des erreurs d’horloges internes (satellites et récepteurs) ou encore d’éphémérides (un satellite à un moment donné n’est jamais précisément sur l’orbite assignée, des erreurs d’environ 1 m sont généralement observées) ;
- un problème de multi-trajets (« multi-pathing ») apparaissant souvent en forêt, le signal émis par un satellite arrivant au récepteur après réflexion sur un obstacle, ce qui occasionne une sur-évaluation des distances satellites-récepteurs ;
- un nombre trop limité de satellites moins visibles (idéal 6 à 12) parfois aggravé par une moins bonne disposition de ceux-ci (angles entre directions satellites-récepteur). Ce double phénomène est appelé *dilution de précision*.

On peut éliminer une part importante de ces erreurs en recourant à la méthode différentielle (dGPS) qui nécessite l’utilisation de deux récepteurs. L’un (fixe) identifié comme station de base est situé à un point exactement connu en position parfaitement dégagée d’obstacles, il permet de calculer l’erreur induite par chaque satellite et de corriger, via une transmission radio, les éléments captés par l’autre (mobile).

8.3.3. Utilisation en matière forestière

Le GPS est utilisé dans de très nombreuses applications : positionnement de points précis et de limites, installation et repérage de points de sondage en vue de préparer des cartographies et d’alimenter des SIG.

Le type de matériel utilisable est évidemment très variable et dépend largement de la précision souhaitée, elle-même liée à l’objectif recherché.

Dans une étude comparative portant sur plusieurs récepteurs GPS relevant des catégories « cartographie » ou « randonnée », LEJEUNE et RONDEUX [2007] mentionnent des erreurs à craindre (degré de confiance de 95 %) allant de 9 m en clairière à 10 m sous le couvert forestier en mode « waypoint » (enregistrement d’un point en gardant le récepteur immobile sur ce point) et de 6 à 9 m dans les mêmes conditions en mode « trace » (acquisition instantanée de positions avec un récepteur en mouvement). De continus perfectionnements permettent de descendre sous ces seuils.

À titre d’illustration, le GPS Garmin GPSMAP 60 CSx (Figure 8.3.1) se présente sous la forme d’un boîtier étanche de 15,5 cm × 6,1 cm × 3,3 cm. Ce récepteur d’un poids de 213 g exploite l’information contenue dans le code du

signal et est capable de recevoir simultanément les signaux en provenance de 12 satellites. (Plus d'informations sont disponibles sur le site internet Garmin à l'adresse web suivante : <https://garmin.com/fr-BE/>).



Figure 8.3.1 — Le GPS GPSmap 60 CSx, (figure en couleur en fin d'ouvrage).

Les informations de localisation captées par les GPS servent à déterminer des points, des lignes et des surfaces. Les points peuvent être saisis à des endroits très localisés de manière unique ou répétée (en rafales), ce qui permet de déterminer une moyenne et d'augmenter la précision. Les lignes résultent de connections de points collectés à intervalles de temps définis lors d'une progression (mode « trace ») en vue de représenter des routes, chemins, et limites diverses. À partir de ces points définissant par exemple un périmètre de coupe rase, de peuplement ou de gagnage, il est possible de calculer des surfaces. Le GPS Garmin décrit ci-avant offre la possibilité de calculer directement cette surface via une commande spécifique.

Le GPS est évidemment un outil particulièrement utile en matière d'inventaires forestiers et de ressources naturelles. Utilisé en mode « position » il permet de fixer les coordonnées géographiques de tout point de sondage ou de référence à des mesures et observations particulières; utilisé en mode « navigation », il permet de rejoindre un point préalablement fixé sur carte et découlant d'un processus d'échantillonnage ou de retrouver le centre d'une unité d'échantillonnage lors d'opérations de remesurages ou d'observations visant à caractériser l'évolution des milieux inventoriés [EVANS et al., 1992].

En ce qui concerne le fonctionnement proprement dit d'un GPS et sa précision, pour plus d'informations nous renverrons le lecteur à des documents tels que ceux produits par LEJEUNE [2001] et AVERY et BURKHARDT [2002].

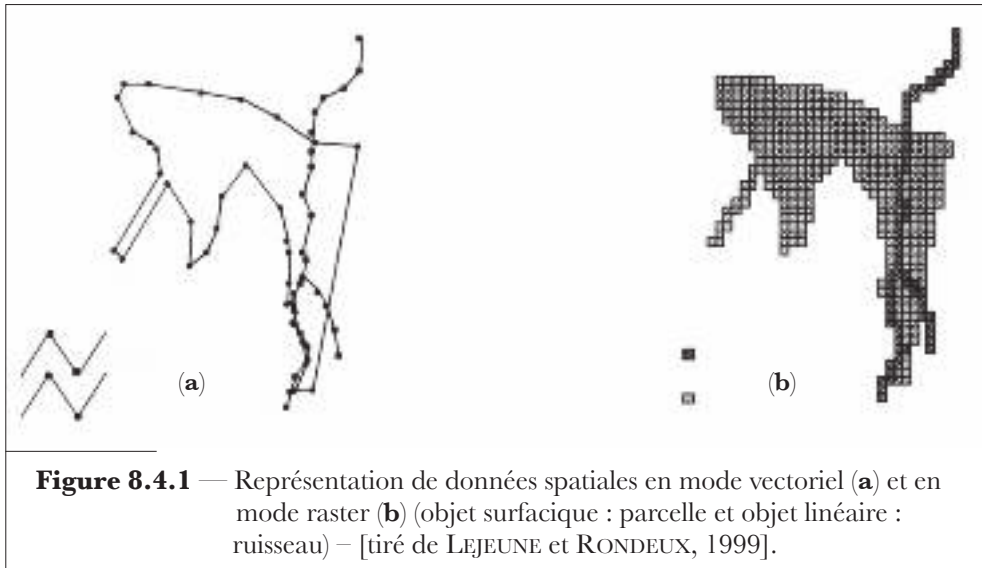
8.4. Systèmes d'information géographique (SIG)

Par système d'information géographique (SIG), il faut entendre un système informatisé capable de collecter, stocker, retrouver, analyser et représenter des données spatialisées [ARONOFF, 1989; CONGALTOIN et GREEN, 1992; JOHNSTON, 1998; LEJEUNE et RONDEUX, 1999; LONGLEY, 1999]. Les SIG sont devenus des outils très puissants et dont l'utilisation va grandissant dans la gestion des ressources forestières et naturelles, ce qui implique de traiter de grandes quantités de données à référence spatiale. Ils offrent la possibilité de superposer différentes couches, ou *layers* (§ 8.4.3), de données cartographiques, de produire de nouvelles cartes et contribuent très largement à donner une valeur ajoutée à des ensembles de cartes existantes.

8.4.1. Type et structure de données

Au sein d'un SIG, la représentation des données concerne à la fois des données *spatiales* relatives à la localisation et à la forme des objets dans l'espace et des données *descriptives* précisant les caractéristiques propres à ces objets. Les données spatiales sont représentées sous deux formats : le format *raster* ou *matriciel* et le format *vecteur* ou *objet* (Figure 8.4.1). Dans le premier, la zone étudiée est représentée via une grille découpant l'espace en cellules (*pixels*) et pouvant être codifiée pour qualifier l'objet ou la thématique à décrire. Le second représente des éléments géographiques via des coordonnées de points (pour les arbres, bornes, ...), des lignes (pour les routes, rivières, ...) et des polygones ou surfaces (pour les vides, parcelles, ...), ces derniers étant délimités par des segments de lignes droites.

Les données *raster* sont enregistrées sous la forme d'une matrice (lignes et colonnes). À chaque cellule (*pixel*), généralement de forme carrée, est attribuée une occupation du territoire pour laquelle, par exemple, un inventaire a identifié l'essence, le nombre de bois et le volume ramenés à l'hectare. On comprendra immédiatement que plus les cellules sont petites, plus élevé est le degré de résolution de la représentation cartographique. Le choix d'une taille appropriée résulte d'un compromis entre le coût du stockage informatique des données et la précision de représentation des éléments *géographiques* intéressants à cartographier.



Les données *vecteur* sont enregistrées sous la forme de coordonnées (par exemple utilisant une référence géographique connue tel que le réseau UTM ou tout autre système de référence). Un point peut être matérialisé par une paire de coordonnées (X, Y) , des lignes par une liste de paires de coordonnées et des surfaces par des polygones fermés. Aucun des systèmes n'est idéal pour tous les objectifs visés. On peut cependant considérer que si l'information géographique la plus intéressante est la variabilité spatiale d'une caractéristique du paysage, la représentation sous format *raster* est généralement meilleure. Par contre, si l'on s'intéresse plutôt à la distribution d'éléments dans l'espace, on privilégiera le format *vecteur*.

8.4.2. Sources de données SIG

Les données alimentant un SIG peuvent provenir de plusieurs sources : cartes existantes sous format papier ou digitalisé, digitalisation ou scannage de documents, données provenant du terrain et d'images (télédétection) [AVERY et BURKART, 2002].

- ***Cartes et documents cartographiques existants***

Les cartes existantes sous format papier et relatives à quantité de données utiles au gestionnaire forestier (cartes topographiques, géologiques, pédologiques, phytosociologiques, hydrographiques, peuplements, voies d'accès, ...) disponibles sous la forme analogique peuvent être converties sous forme digitalisée. Soit les documents cartographiques existent sous forme digitalisée

(CD-ROM ou autres supports) et doivent être achetés, soit des administrations ou des organismes nationaux ou internationaux proposent des téléchargements gratuits à partir de sites Web, par exemple : geoportail.wallonie.be/home.html.

Les technologies de géocodage automatisées les plus utilisées pour stocker des représentations cartographiques sont la *digitalisation* (processus semi-automatique d'enregistrement en continu de points ou de tracés), le *scannage* (via un scanner optique «photocopiant» un document et le transformant en fichiers de données numériques) et les processus de segmentation/classification à partir de diverses données spatiales.

• *Données issues de la télédétection*

Les images satellitaires ou des photographies aériennes (Chapitre 15), c'est-à-dire toutes informations télédéteectées, sont largement utilisées comme couches particulièrement utiles d'informations. De nombreuses procédures permettant d'intégrer dans un SIG des données acquises par télédétection spatiale sont possibles [CAMPBELL, 1996]. Elles vont d'opérations de délimitation (manuelle ou via un algorithme de segmentation) d'occupation du sol à partir de photos aériennes ou d'images satellitaires, au classement automatique de données déjà digitalisées issues de la télédétection.

L'utilisation des informations spatiales saisies sur photographies aériennes requiert l'application de corrections liées aux déformations géométriques induites par la topographie et les caméras utilisées (focales). Les photographies ainsi corrigées produisent des *orthophotoplans* ou *orthophotographies*. Lors de l'utilisation de photographies, il convient d'être particulièrement attentif à l'interprétation des documents permettant de caractériser les entités cartographiées, ce qui implique d'avoir une bonne connaissance du terrain et requiert idéalement une vérification *in situ* (vérité terrain).

• *Données issues du terrain*

À défaut de cartes préexistantes ou de documents photographiques adéquats, il est toujours possible de recourir à la saisie de données de localisation sur le terrain. À ce titre, GPS et encodeurs électroniques permettent d'enregistrer des informations de manière automatique ou semi-automatique, elles-mêmes facilement prises en charge par des logiciels de traitement spécifiques. Si l'on ne dispose pas de ce matériel, les moyens d'arpentage conventionnels peuvent être envisagés (boussole, mesureur de distances) mais il conviendra alors d'opérer le calage des objets levés par rapport au référentiel utilisé dans le SIG (carte topographique).

8.4.3. Gestion des données

La gestion des données spatiales, que ce soit selon les modèles vectoriel ou matriciel, se traduit par la création de « couches » d'informations représentant des ensembles d'objets relatifs à une thématique donnée (par exemple couche topographique, couche peuplements, couche voirie, ...). L'intérêt est de superposer ces couches, aussi doivent-elles être définies dans le même référentiel géographique, ce qui impose par exemple que toutes les cartes « papier » utilisées aient été produites avec le même système de projection. À défaut, il convient de procéder à des corrections devant être appliquées notamment aux coordonnées résultant de positionnements via des GPS et le plus souvent exprimées dans le système de référence WGS84 (*World Geodating System*), alors que beaucoup de cartes sont établies dans d'autres systèmes (Lambert 72, par exemple, en Belgique)⁽¹⁾.

Le traitement le plus typique portant sur les données spatiales, thématiques ou les deux simultanément est le croisement de couches qui permet de définir la superposition géométrique des objets présents dans deux couches distinctes. Une application très pertinente, plus particulièrement en dendrométrie, est de combiner une couche comportant les peuplements forestiers avec une couche constituée de points représentant des placettes d'inventaire par échantillonnage. On peut ainsi concevoir un plan d'échantillonnage par simulation d'application de mailles et, par superposition de la grille retenue avec une carte topographique, simplifier la préparation des opérations de cheminement (distances, azimuts, etc.) (§ 13.4.1).

8.4.4. Utilité d'un SIG

Si les SIG constituent déjà un moyen très puissant de génération de cartes thématiques, leurs capacités d'analyse leur confèrent un intérêt supplémentaire et bien plus utile, car débouchant sur des informations axées sur l'aide à la décision en matière de gestion des ressources [MURPHY, 1991 ; SONTI, 2015]. Cette aide peut aller du type d'élément cartographié et de sa localisation à sa mise en relation spatiale avec une série d'informations quantitatives et qualitatives le caractérisant ou caractérisant son environnement. Des systèmes de gestion de bases de données (SGBD) relatives à des inventaires forestiers, par exemple, sont donc particulièrement importants pour conférer leur vraie dimension aux SIG. Tous les SIG contiennent d'ailleurs des bases de données relationnelles (SGBD) qui leur sont directement connectables.

⁽¹⁾ Sites utiles concernant la conversion de coordonnées géographiques :
<https://www.sunearthtools.com/dp/tools/conversion.php?lang=fr>
<https://tool-online.com/conversion-coordonnees.php>

Comme déjà mis en exergue, le croisement de couches d'information est une des applications les plus utiles. À titre d'exemple, on citera l'étude de BOUSSON et al. [1998] qui met en œuvre une opération de sectorisation ayant pour objectif de différencier, à l'échelle d'un massif forestier, des vocations prioritaires relatives à la protection des zones sensibles, à la conservation des milieux à haut potentiel biologique et à la production ligneuse. Cette opération repose sur une description des peuplements (structure, composition) et des milieux (sol, hydrographie, relief, végétation), ainsi que sur la prise en compte d'impératifs de gestion, le tout débouchant sur une classification semi-automatique des parcelles (entités permanentes de gestion de quelques dizaines d'ares à quelques hectares).

Tous les traitements disponibles au sein d'un SIG peuvent évidemment donner lieu à la modélisation cartographique permettant de faire ressortir les incidences d'orientation prises en termes de gestion, de contraintes appliquées ou devant être testées. Pareille modélisation s'intègre parfaitement dans la logique de scénarios de simulation particulièrement utiles en gestion forestière multifonctionnelle où les poids respectifs attribués aux fonctions de production, conservation, protection, par exemple [LEJEUNE et al., 2007], doivent idéalement aussi être traduits en termes d'occupation spatiale de la forêt vers laquelle on pourrait tendre.

Objectifs, types de données à récolter, choix de matériel et de logiciels ainsi que formation de personnel sont autant de sujets que le lecteur pourra trouver dans LEJEUNE et RONDEUX [1999]. Quant aux problèmes de précision spatiale liés au SIG, il consultera avantagement MOWHRER et al. [1996].

8.5. Méthode d'inventaire des peuplements pied par pied

8.5.1. Principe

La méthode la plus classique de collecte des données nécessaires au cubage d'un peuplement ou à des études de structure et d'accroissement consiste à effectuer un dénombrement complet ou encore un inventaire «pied par pied».

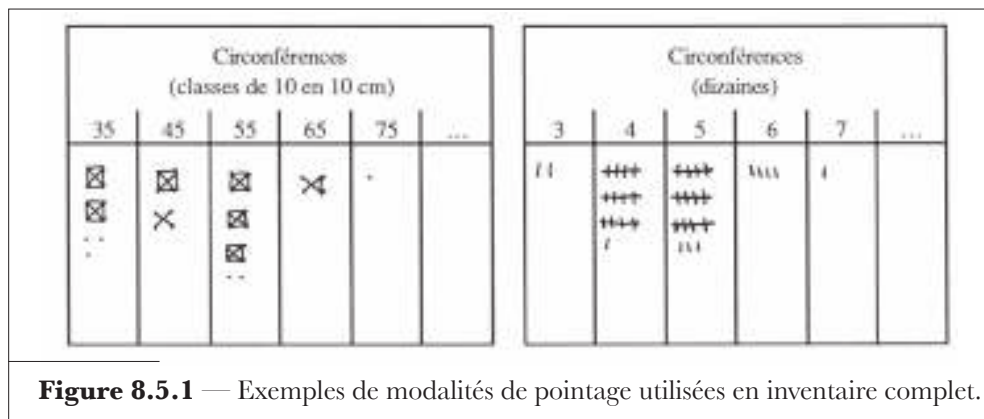
Le principe de ce type d'inventaire est de parcourir la totalité de la forêt en mesurant la grosseur de tous les arbres, répartis par essences, ainsi que des hauteurs dominantes, des hauteurs totales ou des hauteurs «marchandes» qui, pour ces deux dernières, sont le plus souvent à mettre en relation avec des catégories de grosseur.

8.5.2. Modalités d'exécution

En pratique, les mesures sont effectuées durant le repos de la végétation, ce qui évite une mesure lors de la croissance des végétaux. L'équipe de travail se compose idéalement de trois à quatre hommes, dont un chef d'équipe chargé de pointer les données sur formulaires ou de les encoder, et deux ou trois opérateurs chargés de réaliser les mesures. L'utilisation éventuelle de compas enregistreurs [JONSSON, 1981] et d'encodeurs portables [RONDEUX et FAGOT, 1984] permet de travailler individuellement et peut, de ce fait, modifier sensiblement l'organisation du travail de terrain.

Les peuplements à inventorier sont parcourus par virées successives, chaque arbre est mesuré à un niveau strictement déterminé et identifié, par exemple, au moyen d'un trait de griffe horizontal qui pourra servir de repère pour d'éventuels mesurages ultérieurs.

Dans le système habituel de collecte, les grosseurs des arbres sont assimilées aux valeurs centrales des catégories, le pointeur matérialise les arbres mesurés par un signe conventionnel porté en regard des catégories de grosseur préalablement définies (Figure 8.5.1). Les hauteurs, totales ou marchandes, sont généralement estimées au moyen d'échantillons constitués, par exemple, de cinq arbres par catégorie de grosseur et choisis aléatoirement au sein du peuplement.



Un problème fréquemment posé est celui du choix de l'amplitude des catégories de grosseur. Habituellement, les classes sont établies de 5 en 5 cm ou de 10 en 10 cm dans le cas de mesures en circonférence, et le plus souvent de 2 en 2 cm ou de 5 en 5 cm dans le cas de mesures en diamètre (§ 1.5.1 et 1.6). Dans l'éventualité d'inventaires portant sur des peuplements d'allure jardinée aménagés par la « méthode du contrôle », l'amplitude des classes est

de 20 cm en circonférence et de 5 cm en diamètre. On fixe généralement un seuil d'inventaire exprimé en grosseur, par exemple 40 cm de circonférence ou 12,5 cm de diamètre.

Nous avons vu antérieurement (§ 1.5.1) que l'amplitude des classes de grosseur pouvait donner lieu à des erreurs aléatoires et systématiques, elle peut aussi avoir des répercussions sur le calcul des volumes. Comme le soulignent HUFFEL [1919] et PARDE et BOUCHON [1988], si l'on admet qu'entre deux diamètres $d-w$ et $d+w$ (w représentant ici le demi-intervalle de classe) le volume croît en proportion du carré du diamètre d , il vient que :

$$v = kd^2$$

Par convention, le volume d'une classe est calculé à partir du diamètre correspondant au point central de cette classe, ce qui, comparé au volume moyen des arbres de la classe, donne lieu à une erreur dont l'importance est fonction de l'amplitude de celle-ci. Sachant que le volume moyen \bar{v} d'une classe peut être calculé sur la base de la densité de probabilité du volume $f(v)$ de la manière suivante :

$$\bar{v} = \frac{\int v f(v) \delta v}{\int f(v) \delta v}$$

et si, en outre, la densité de probabilité du diamètre ou la distribution de fréquence des tiges au sein de cette même classe est linéaire, de la forme :

$$g(d) = \alpha + \beta d \text{ (croissante pour } \beta > 0, \text{ décroissante pour } \beta < 0)$$

sachant que $v = kd^2$, on peut écrire :

$$g(d) = f(v) (\delta v / \delta d) = f(v) 2kd$$

et, dans ces conditions, la solution de l'intégrale :

$$\bar{v} = \frac{\int_{d-w}^{d+w} \left(k d^2 / 2 k d \right) g(d) \delta d}{\int_{d-w}^{d+w} (1/2 k d) g(d) \delta d}$$

donne lieu à l'expression :

$$\bar{v} = \frac{k \left(\frac{\beta w^2}{3} + \beta d^2 + \alpha d \right)}{\beta + \frac{\alpha}{2w} \ln \left(\frac{d+w}{d-w} \right)}$$

ce qui montre, entre autres, que plus l'amplitude de classe $2w$ est élevée, plus le volume moyen \bar{v} s'écarte du volume $v = kd^2$.

Sur un plan pratique, cette erreur est cependant peu importante pour des catégories échelonnées de 10 en 10 cm de circonférence et de 4 en 4 cm de diamètre, valeurs les plus souvent utilisées dans le cadre des inventaires de gestion. En outre, comme démontré par DUPLAT et PERROTTE [1981], le groupement des diamètres par classe a peu d'inci-

dence sur l'estimation du diamètre moyen et de la surface terrière moyenne du peuplement, quel que soit le type de distribution des arbres par catégories de diamètre.

La rapidité d'exécution d'un inventaire complet est aussi un élément important qui mérite d'être pris en considération, si l'on veut mesurer la rentabilité globale de l'opération. Le traitement et l'exploitation des données récoltées font depuis longtemps l'objet de processus informatisés [RONDEUX, 1972]. Sur le terrain, pour une étendue boisée déterminée, la rapidité d'inventaire est surtout fonction de facteurs tels que la structure du peuplement, sa densité, sa situation topographique et son accessibilité.

Pour fixer les idées, si l'on envisage exclusivement les mesures de grosseur, en futaie, une équipe de quatre hommes peut inventorier en moyenne 1,5 à 2 ha/h; en taillis sous futaie, l'étendue concernée pourra être de 2 à 3 ha/h.

De manière plus générale, PARDE et BOUCHON [1988] proposent, à titre orientatif, d'utiliser une relation qui tient compte de l'importance des difficultés de parcours et du nombre d'arbres à compter.

Si l'on désigne par :

S = la surface totale de la forêt à inventorier,

s = la surface qu'un opérateur pourrait parcourir en une heure, dans l'hypothèse où seule la durée de déplacement d'arbre à arbre serait comptabilisée,

N = le nombre d'arbres à mesurer,

n = le nombre d'arbres que l'opérateur pourrait mesurer à l'heure, dans l'hypothèse où ils seraient regroupés de telle manière que la durée de déplacement de l'opérateur ne doive plus être prise en compte,

T = le temps, en heures, pour réaliser l'inventaire,

on peut assez logiquement admettre que :

$$T = \frac{S}{s} + \frac{N}{n}$$

Afin d'identifier l'ordre de grandeur des composantes inconnues, soient s , N et n , on peut imaginer de procéder à un test ou à diverses mesures sur des aires localisées de quelques ares, par exemple, représentatives des peuplements à inventorier.

8.5.3. Précision des inventaires pied par pied

Comme DUPLAT et PERROTTE [1981] le soulignent judicieusement, il faut être très attentif à la signification attribuée à la «précision» d'un inventaire complet. Si l'on s'intéresse aux chiffres de volume fournis par un inventaire réalisé soigneusement et servant de référence à la précision, on doit aussi admettre que l'on ignore souvent tout du biais et de la précision du calcul proprement dit de ce volume. Le plus souvent, les volumes sont implicitement assimilés à des constantes (l'imprécision due à la méthode de cubage n'étant pas considérée), il est dès lors plus judicieux de considérer les erreurs commises sur les surfaces terrières. Les chiffres cités dans la littérature sont rares et difficilement interprétables faute de rigueur dans leur signification et dans l'exposé de la manière avec laquelle ils ont été établis.

Beaucoup d'auteurs parlent erronément de précision dans la mesure où le biais n'a pas été identifié ; alors qu'il est vraisemblable que les chiffres avancés le comportent également. HABERLE [1955] estime que pour des inventaires très soignés, la précision de la surface terrière est de l'ordre de 5 % ; BOURGENOT [1964] mentionne des précisions sur le volume de 2 à 3 % pour des inventaires également très soignés servant de référence. DUPLAT et PERROTTE [1981] estiment, sans pouvoir cependant le vérifier, que pour des parcelles de l'ordre de 20 hectares, 95 % des résultats, exprimés en surface terrière, sont situés dans un intervalle (-15 %, +10 %) de la vraie valeur (celle que fournirait, par exemple, un inventaire réalisé consciencieusement dans le cadre de l'aménagement d'une forêt), ce qui traduit l'existence d'un biais moyen de -2,5 %.

Un inventaire complet n'est pas forcément précis. Le résultat obtenu dépend évidemment de plusieurs facteurs : instruments utilisés, sérieux des opérateurs, qualité de la transmission des mesures et conditions de travail. L'inventaire pied par pied est une entreprise très simple dans son principe mais aussi très fastidieuse, de nature à occasionner une certaine forme de lassitude et, de ce fait, contrairement à une idée souvent répandue, elle peut se révéler peu précise sur de grandes étendues. En outre, ce type d'inventaire ne donne pas d'information sur la variation spatiale ou sur la localisation de l'information récoltée.

8.6. Détermination du volume des peuplements

8.6.1. Détermination du volume d'un peuplement avec groupement des grosseurs

Si l'on accorde plus d'attention à la précision des estimations du volume et à la ventilation de celui-ci par catégories de grosseur, il est souhaitable de recourir à des méthodes mettant en œuvre la distribution des grosseurs. Dans cet ordre d'idées, nous envisagerons la manière d'utiliser les tarifs de cubage classiques à une entrée, à deux entrées et paramétrés en fonction de l'une ou l'autre caractéristique (§ 6.2).

• *Utilisation de tarifs de cubage à une entrée*

Les tarifs de ce type sont de la forme générale $v=f(d)$ et sont d'application « locale », c'est-à-dire réservés aux milieux pour lesquels la relation entre la hauteur et le diamètre est très stable, la variabilité des hauteurs pour une même grosseur étant faible. Ces tarifs sont très à l'honneur pour les besoins de la gestion des forêts jardinées équilibrées (« méthode du contrôle »). Dans ces conditions, la hauteur ne joue aucun rôle déterminant dans le tarif de cubage.

Exemple 8.6.1 — Détermination du volume d'un peuplement au moyen d'un tarif de cubage à une entrée

La détermination du volume bois fort tige d'un peuplement au moyen d'un tarif de cubage à une entrée se ferait, pour le peuplement déjà considéré antérieurement (Tableau 7.2.1), de la manière présentée au tableau 8.6.1, en distinguant, à la suite d'un inventaire complet, les nombres de bois répartis par catégories de circonférence à 1,3 m. Le tarif utilisé [DAGNELIE et al., 2013] revêt la forme mathématique suivante :

$$v = 0,032253 - 0,0040132c + 0,00013221c^2 - 0,18894c^3/10^7$$

Tableau 8.6.1 — Détermination du volume bois fort tige d'un peuplement au moyen d'un tarif de cubage à une entrée.

Catégories de circonférence (cm)	Nombres de bois	Volumes unitaires (m ³)	Volumes/ catégories (m ³)
45	1	0,118	0,118
55	-	0,208	0,000
65	12	0,325	3,900
75	26	0,467	12,142
85	34	0,635	21,590
95	45	0,828	37,260
105	81	1,047	84,807
115	111	1,290	143,190
125	160	1,559	249,440
135	154	1,854	285,516
145	91	2,172	197,652
155	63	2,516	158,508
165	16	2,885	46,160
175	9	3,278	29,502
185	6	3,695	22,170
195	1	4,137	4,137
205	2	4,603	9,206
215	1	5,093	5,093
Totaux	813		1.310,391

• *Utilisation de tarifs de cubage à deux entrées*

En principe, les «entrées» du tarif sont, pour chaque arbre à cuber, le diamètre à hauteur d'homme et une hauteur déterminée. En pratique, dans le cas d'inventaires complets ou par échantillonnage, la hauteur est estimée par catégories de diamètre et, sur la base d'un échantillon d'arbres, on calcule la relation moyenne unissant hauteurs et diamètres (§ 7.4.2).

La détermination du volume au moyen d'équations de cubage à deux entrées peut être envisagée, chronologiquement, de la manière suivante :

- mesure de la grosseur (diamètre d ou circonférence c) de tous les arbres du peuplement ou d'un échantillon d'entre eux ;
- mesure des hauteurs d'un échantillon d'arbres suffisamment représentatifs des catégories de grosseur et choisis selon un processus d'échantillonnage défini ;
- détermination, par ajustement graphique ou par régression mathématique, d'une courbe de hauteur en fonction de la grosseur ;
- calcul des volumes individuels.

Les volumes sont obtenus à partir de l'équation $v = f(d, h)$, la hauteur h de chaque arbre ou groupe d'arbres étant elle-même déterminée au moyen de la relation $h = f(d)$.

Par la voie manuelle classique, on calculera les volumes par classes de grosseur, celles-ci étant représentées par leur point central. Dans ce cas, outre l'erreur propre au tarif de cubage, il convient de considérer les erreurs aléatoires et systématiques résultant du groupement en classes.

Dans les deux procédés, le volume total du peuplement résulte de la sommation des volumes individuels correspondant aux diverses classes de grosseur. Cette manière de procéder est à conseiller dans tous les cas où une plus grande précision est exigée.

Exemple 8.6.2 — Détermination du volume d'un peuplement au moyen d'un tarif de cubage à deux entrées

De la même manière que pour le type de tarif précédent, on peut appliquer le tarif à deux entrées à la détermination du volume bois fort tige du peuplement d'épicéa (*Picea abies*) déjà étudié antérieurement (Tableau 7.2.1). Les hauteurs totales moyennes par catégories résultent de la mesure des hauteurs d'un nombre relatif (environ 10 %) d'arbres choisis au hasard au sein de chaque catégorie, un arbre au moins devant figurer dans chacune des catégories. Afin de faciliter les calculs, les hauteurs moyennes relatives aux diverses catégories ont été arrondies au quart de mètre. Les volumes unitaires par catégories et les volumes totaux sont calculés par l'intermédiaire du tarif de cubage (Tableau 8.6.2) ou de son expression mathématique [DAGNELIE et al., 2013], soit :

$$v = -0,010929 + 0,0013945c - 0,95965c^2/10^5 - 0,25164c^3/10^6 \\ - 0,0027922h + 0,48985c^2h/10^5$$

où v = volume bois fort tige (m^3),
 c = circonférence à 1,3 m (cm),
 h = hauteur totale (m).

Pour fixer les idées, envisageons la manière de calculer le volume des bois appartenant à la catégorie des 125 cm de circonférence et ayant une hauteur moyenne de 28,75 m. Dans l'hypothèse de l'utilisation de la table de cubage (Tableau 8.6.2) et compte tenu des chiffres du tableau 8.6.3, il faut procéder à une interpolation entre les volumes mentionnés en regard de la catégorie des 125 cm pour des hauteurs totales de 28 m et de 30 m. Dans ces conditions, il vient que :

$$v = 1,587 + \left[\frac{28,75 - 28,00}{30,00 - 28,00} \right] (1,734 - 1,587) = 1,642 m^3$$

et le volume total de la catégorie est égal à :

$$v = (1,642)(160) = 262,720 m^3$$

Tableau 8.6.2 — Tarif de cubage à deux entrées pour l'épicéa (*Picea abies*) relatif au volume bois fort tige (m^3) [d'après DAGNELIE et al., 2013].

$c_{1,3}$ (cm)	h (m)											
	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34	36	38
35	0,067	0,073	0,080	0,086	0,092	0,099	0,105	0,112	0,118	0,124	0,131	0,137
45	0,123	0,138	0,152	0,166	0,181	0,195	0,209	0,223	0,238	0,252	0,266	0,280
55	0,187	0,211	0,235	0,259	0,283	0,308	0,332	0,356	0,380	0,404	0,428	0,452
65	0,257	0,292	0,328	0,364	0,400	0,436	0,471	0,507	0,543	0,579	0,615	0,650
75	0,330	0,379	0,429	0,478	0,528	0,577	0,627	0,676	0,726	0,775	0,825	0,874
85	0,405	0,471	0,536	0,601	0,666	0,731	0,797	0,862	0,927	0,992	1,057	1,123
95	0,482	0,565	0,648	0,730	0,813	0,896	0,979	1,062	1,145	1,227	1,310	1,393
105	0,558	0,660	0,763	0,865	0,968	1,070	1,172	1,275	1,377	1,480	1,582	1,685
115	0,632	0,756	0,880	1,004	1,128	1,252	1,376	1,500	1,624	1,747	1,871	1,995
125	0,702	0,849	0,997	1,144	1,292	1,439	1,587	1,734	1,882	2,029	2,177	2,324
135	0,767	0,940	1,113	1,286	1,459	1,632	1,805	1,978	2,151	2,324	2,497	2,670
145	0,826	1,026	1,226	1,427	1,627	1,828	2,028	2,228	2,429	2,629	2,830	3,030
155	0,876	1,106	1,335	1,565	1,795	2,025	2,255	2,484	2,714	2,944	3,174	3,404
165	0,917	1,178	1,439	1,700	1,961	2,222	2,483	2,745	3,006	3,267	3,528	3,789
175	0,946	1,241	1,535	1,830	2,124	2,418	2,713	3,007	3,302	3,596	3,891	4,185
185	0,963	1,293	1,623	1,952	2,282	2,612	2,941	3,271	3,601	3,931	4,260	4,590
195	0,966	1,333	1,700	2,067	2,434	2,801	3,167	3,534	3,901	4,268	4,635	5,002
205	0,953	1,359	1,765	2,171	2,577	2,983	3,390	3,796	4,202	4,608	5,014	5,420
215	0,923	1,370	1,817	2,264	2,712	3,159	3,606	4,054	4,501	4,948	5,395	5,843
225	0,874	1,364	1,855	2,345	2,835	3,326	3,816	4,307	4,797	5,287	5,778	6,268
235	0,805	1,340	1,876	2,411	2,947	3,482	4,017	4,553	5,088	5,624	6,159	6,695
245	0,714	1,296	1,879	2,461	3,044	3,626	4,209	4,791	5,374	5,956	6,539	7,121

Ce résultat peut évidemment aussi être obtenu directement par l'intermédiaire de l'équation de régression évoquée ci-avant et dans laquelle on a remplacé c et h par les valeurs proposées. Il s'ensuit que :

$$v = [-0,010929 + 0,0013945(125) - 0,95965(125)^2/10^5 - 0,25164(125)^3/10^6 - 0,0027922(28,75) + 0,48985(125)^2(28,75)/10^5] 160$$

On constate (Tableau 8.6.3) que le volume total du peuplement (1.393 m³) est supérieur d'environ 6% à celui obtenu par le tarif à une entrée (1.310 m³).

Tableau 8.6.3 — Détermination du volume bois fort tige d'un peuplement au moyen d'un tarif de cubage à deux entrées.

Catégories de circonférence (cm)	Nombres de bois	Hauteurs/ catégories (m)	Volumes unitaires (m ³)	Volumes/ catégories (m ³)
45	1	20,00	0,152	0,152
55	-	-	-	-
65	12	21,25	0,351	4,212
75	26	24,50	0,540	14,040
85	34	25,00	0,699	23,766
95	45	26,75	0,927	41,715
105	81	28,00	1,172	94,932
115	111	28,50	1,407	156,177
125	160	28,75	1,642	262,720
135	154	30,25	1,999	307,846
145	91	30,00	2,228	202,748
155	63	31,25	2,628	165,564
165	16	32,25	3,038	48,608
175	9	32,75	3,412	30,708
185	6	33,25	3,807	22,842
195	1	32,75	4,039	4,039
205	2	32,00	4,202	8,404
215	1	32,25	4,557	4,557
Totaux	813			1.393,030

• *Utilisation de tarifs de cubage paramétrés*

Entre les tarifs de cubage individuels ou tarifs «arbre» et les tarifs de cubage «peuplement» (§ 8.6.3), on peut identifier un type de tarif intermédiaire : le tarif de cubage paramétré. Le paramètre pris en considération est une caractéristique du peuplement : âge, hauteur moyenne ou dominante, surface terrière, etc., ou éventuellement du milieu : altitude, association végétale, etc.

Dans une certaine mesure, ils permettent de réaliser la synthèse d'un grand nombre de tarifs dont le choix n'est pas toujours facile à effectuer.

Dans une étude dendrométrique consacrée au frêne (*Fraxinus excelsior*), DAGNELIE et al. [1969] ont construit des tarifs paramétrés en fonction de la hauteur dominante. L'analyse de tarifs de cubage à une entrée, du type :

$$\log v = b_0 + b_1 \log c_{1,3}$$

établis indépendamment pour des peuplements appartenant à des milieux de croissance différents, a montré que les termes indépendants b_0 étaient fortement corrélés avec les hauteurs moyennes ou dominantes de ces peuplements ($R=0,7$), alors que les coefficients de régression b_1 étaient pratiquement indépendants de ces mêmes hauteurs.

La corrélation assez étroite existant entre les termes b_0 et les hauteurs moyennes dominantes des peuplements traduit l'existence de différences importantes entre milieux de croissance, ce qui implique que des arbres de même circonférence aient des volumes plus élevés dans les stations les plus riches.

Cette relation a pu être exprimée de manière satisfaisante comme suit :

$$b_0 = b'_0 + b'_1 \log h_{dom}$$

et donner lieu à la nouvelle équation de cubage :

$$\log v = b'_0 + b'_1 \log h_{dom} + b_1 \log c_{1,3}$$

Exemple 8.6.3 — Détermination du volume d'un peuplement au moyen d'un tarif de cubage paramétré

Reprenons le peuplement d'épicéa de 3 hectares (Tableau 7.2.1) dont le volume bois fort tige vient d'être déterminé au moyen de tarifs de cubage à une et à deux entrées (Tableaux 8.6.1 et 8.6.3). Sur la base de six points de sondage répartis au sein de ce peuplement, on a mesuré la hauteur totale de l'arbre le plus gros dans un rayon de 6 m (correspondant à une surface circulaire voisine de 1 are) autour de chacun de ces points. La hauteur dominante, assimilée à la moyenne des six hauteurs individuelles, est de 32,25 m, ce qui est d'ailleurs confirmé par les valeurs des hauteurs totales moyennes correspondant aux catégories de circonférence les plus élevées (Tableau 8.6.3).

L'équation utilisée dans les calculs se présente de la manière ci-après :

$$v = 0,013556 - 0,0012885c + 0,45703c^2/10^4 - 0,77036c^3/10^7 - 0,0011374h_{dom} + 0,25837c^2h_{dom}/10^5$$

Si l'on suit le même raisonnement que pour l'utilisation du tarif basé sur la circonférence à 1,3 m et la hauteur totale moyenne par catégories de gros-seur, on peut recourir soit à l'équation ci-avant pour une hauteur dominante fixée égale à 32,25 m, soit utiliser la table correspondante en pratiquant les interpolations adéquates, ce qui donne lieu aux résultats présentés dans le tableau 8.6.4.

Tableau 8.6.4 — Détermination du volume bois fort tige d'un peuplement au moyen d'un tarif de cubage à une entrée gradué en fonction de la hauteur dominante.

Catégories de circonférence (cm)	Nombres de bois	Volumes unitaires (m ³)	Volumes/ catégories (m ³)
45	1	0,173	0,173
55	-	0,283	0,000
65	12	0,417	5,004
75	26	0,574	14,924
85	34	0,752	25,568
95	45	0,953	42,885
105	81	1,175	95,175
115	111	1,418	157,398
125	160	1,681	268,960
135	154	1,965	302,610
145	91	2,268	206,388
155	63	2,590	163,170
165	16	2,931	46,896
175	9	3,290	29,610
185	6	3,667	22,002
195	1	4,061	4,061
205	2	4,471	8,942
215	1	4,899	4,899
Totaux	813		1.398,665

Le volume total obtenu, soit 1.399 m³, est sensiblement supérieur à celui résultant de l'utilisation du tarif à une entrée (+89 m³ ou 6,8%) et il est pratiquement identique à celui issu du tarif à deux entrées (+6 m³ ou 0,4%).

8.6.2. Détermination du volume d'un peuplement sans groupement des grosseurs

Nous analyserons diverses méthodes de détermination du volume ayant un intérêt dans la pratique forestière, à savoir :

- l'estimation oculaire ;
- la formule de cubage $V = GHF$;
- les tables de production ;
- les tarifs de cubage relatifs aux arbres moyens ;
- les tarifs de cubage de peuplements ;
- les tarifs de cubage «aériens» de peuplements.

Ces méthodes trouvent surtout leur justification lorsque la rapidité et la simplicité des estimations sont importantes à considérer. En effet, elles n'im-

pliquent pas la prise en considération de tous les diamètres ni la répartition préalable de ceux-ci en catégories. Compte tenu des développements plus spécifiques que les deux dernières méthodes suggérées nous paraissent mériter, elles feront l'objet d'un paragraphe particulier (§ 8.6.3).

Le non-regroupement par catégories de grosseur n'exclut évidemment pas l'utilisation de tarifs de cubage arbre à une ou plusieurs entrées. *A contrario*, les méthodes présentées ci-après n'ont aucun sens en présence de grosseurs réparties par catégories.

• *Estimation oculaire*

Dans beaucoup de cas, l'appréciation oculaire de l'importance du matériel sur pied est encore pratiquée, ne fût-ce que par les exploitants forestiers, lors de la mise en vente de coupes de bois. Avant la seconde guerre mondiale, dans certains *Länder* allemands, cette pratique était, entre autres, à l'honneur pour cuber les peuplements d'épicéa. Pareille estimation exige de la part du forestier beaucoup d'entraînement et d'expérience, elle entre dans le contexte des opérations d'aménagement forestier portant sur la description du parcellaire et sur la classification des peuplements. La méthode présente évidemment des lacunes en ce qui concerne la précision. MÜLLER [1936] met par exemple en évidence une sous-estimation moyenne de 6%, par comparaison avec des mesures de contrôle effectuées sur des peuplements mis à blanc de 1 ha; l'estimation est réalisée avec un écart-type sur la moyenne de $\pm 25\%$ tandis qu'elle est de $\pm 10\%$ pour des peuplements de 40 ha.

Aux estimations rapides de ce type est fréquemment associée l'utilisation de tables de production (Chapitre 11), à condition de disposer d'informations telles que : espèce, âge, hauteur moyenne ou dominante, degré de couvert, classe de productivité. Il est très important que la table de production soit adaptée aux milieux concernés par les estimations. Selon BONNEMANN et al. [1966], en ne prenant pas ces précautions, pour une entité relativement importante (*Forstamt*), on a pu mettre en évidence une sous-estimation moyenne de 15%, et pour les classes d'âge les plus faibles, cette sous-estimation atteignait 55%.

• *Formule de cubage $V = GHF$*

L'estimation du volume global d'un peuplement peut être réalisée à partir de l'application d'une relation générale de la même forme que celle qui a déjà été utilisée pour des arbres considérés individuellement (§ 4.2.2 et 4.5.2), soit $v = ghf$ et à partir de laquelle on peut écrire que $f = v/gh$.

Si l'on identifie les grandeurs suivantes :

$V = \sum v$ = volume d'un peuplement,

$G = \sum g$ = surface terrière d'un peuplement,

$H = h_{moy}$ = hauteur moyenne d'un peuplement (le plus souvent hauteur de l'arbre de surface terrière moyenne),

il en découle que $F = V/GH$, F représentant le coefficient de forme du peuplement.

La surface terrière est mesurée à partir d'unités d'échantillonnage (§ 13.3) ou du relascope de BITTERLICH (§ 8.7.3). La hauteur moyenne résulte de quelques mesures de hauteurs individuelles. Quant au coefficient de forme, il est extrait de tables de production (§ 11.2) ou estimé par le relascope de BITTERLICH à partir d'arbres moyens (§ 8.7.4).

• *Tables de production*

Dans le cas de peuplements équiennes monospécifiques pour lesquels on dispose d'une table de production (§ 11.2) valable pour la zone de croissance de ceux-ci et fournissant l'évolution probable des principales caractéristiques dendrométriques au cours du temps, on peut très rapidement estimer, par interpolation le cas échéant, le volume à l'hectare correspondant à une surface terrière à l'hectare et à une hauteur moyenne ou à une hauteur dominante données. En effet, une table de production renferme implicitement un tarif de cubage de peuplements (§ 8.6.3) dans la mesure où des variables comme volume, surface terrière, hauteur moyenne ou hauteur dominante y figurent.

• *Tarifs paramétrés en fonction de l'arbre de surface terrière moyenne*

KRENN [1948] a mis au point un ingénieux système de tarifs fournissant le volume d'arbres moyens et basés sur la relation :

$$v = f(d_g)$$

où v = volume de l'arbre de surface terrière moyenne,
 d_g = diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne.

Connaissant les relations fondamentales liant la hauteur h_g de l'arbre de surface terrière moyenne et le coefficient de forme F du peuplement au diamètre d_g , le volume de l'arbre moyen peut également s'écrire :

$$v = \frac{\pi}{4} d_g^2 h_g F$$

Pour tenir compte des variations de la hauteur moyenne avec les conditions de productivité, KRENN considère chaque fois trois tarifs structurés de manière telle qu'à la relation générale moyenne soient associées deux autres relations donnant respectivement des valeurs en volume supérieure et inférieure de 12 % pour chaque catégorie diamétrale. L'utilisation des courbes supérieure et inférieure se fait par référence aux amplitudes de hauteurs habituelles relatives à chaque classe diamétrale. Ainsi, selon KRENN, pour un peuplement d'épicéa ayant un diamètre moyen de 35 cm, la courbe moyenne est seulement compatible avec des hauteurs allant de 28,5 à 33,0 m, les tarifs supérieur et inférieur sont respectivement utilisés pour des hauteurs supérieures à 33,0 m et inférieures à 28,5 m.

Pour appliquer ce tarif au cubage d'un peuplement, il convient alors de déterminer pour celui-ci le nombre de bois \mathcal{N} à l'hectare et le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne d_g . Dans ces conditions, le volume du peuplement est égal à :

$$V = \mathcal{N}v$$

En fait il s'agit là d'un tarif peuplement en fonction du nombre de tiges \mathcal{N} et de la surface terrière G à l'hectare (§ 8.6.3). En effet :

$$\begin{aligned} V &= \mathcal{N}f(d_g) \\ &= \mathcal{N}f\left(\sqrt{4G / \pi n}\right) \end{aligned}$$

LOETSCH [1960] a développé, pour des essences à croissance rapide, une série de tarifs moyens en utilisant des équations du type :

$$\log v_g = a_0 + a_1 \log d_g$$

Parmi les avantages propres à la méthode suggérée par KRENN, on notera le nombre relativement réduit de mesures de hauteur à effectuer, mais il ne faut pas minimiser les inconvénients résultant du choix d'un arbre moyen, à savoir : l'impossibilité de déterminer un volume par classes de grosseur et la sensibilité de l'arbre de surface terrière moyenne aux éclaircies, plus spécialement aux coupes fortes par le bas.

Des informations complémentaires et plus détaillées relatives à cette méthode peuvent être trouvées dans PRODAN [1965].

8.6.3. Tarifs de cubage de peuplements

L'idée de mettre en œuvre pareils tarifs remonte à la fin du XIX^e siècle [FLURY, 1897 ; WEISE, 1881]. Elle part du principe qu'il est possible de transposer aux peuplements le principe des tarifs de cubage d'arbres. Dans les tarifs de peuplements interviennent dès lors des variables telles que : volume à l'hectare, surface terrière à l'hectare, âge, nombre de bois à l'hectare, hauteur moyenne ou hauteur dominante, etc.

Depuis de nombreuses années [SPURR, 1960], on relève une série d'études portant sur des mesures de hauteurs de peuplement, de couronnes d'arbres, d'âges et de densités, destinées à estimer le volume des peuplements à partir de photos aériennes, mais il faut attendre le développement des moyens informatiques pour voir ce type de tarif prendre réellement son essor.

• *Construction de tarifs de cubage de peuplements*

La construction des tarifs de peuplements est étroitement associée à des mesures dendrométriques effectuées au sein de placettes d'échantillonnage représentatives des diverses conditions de croissance et des diverses caractéristiques des peuplements à cuber (§ 13.3). À titre d'exemple, nous citerons l'étude réalisée par RONDEUX [1977a ; 1977b] à partir de données issues de 320 placettes temporaires de 4 ares, destinées à élaborer des tables de production pour l'épicéa en Ardenne [THILL et PALM, 1976]. Les peuplements analysés sont caractérisés par des âges s'échelonnant de 30 à 100 ans, des hauteurs

dominantes de 16 à 35 m et des surfaces terrières de 24 à 55 m² à l'hectare. La détermination du volume bois fort tige à l'hectare de toutes les placettes a été effectuée par une équation du type :

$$v = a_0 + a_1c^2 + a_2h_{dom} + a_3c^2h_{dom}$$

Les équations de régression établies à l'échelle des peuplements ont mis en œuvre la surface terrière, calculée pour chaque placette à partir des circonférences individuelles mesurées à 1,3 m, et la hauteur dominante correspondant à la moyenne des hauteurs totales des quatre plus gros bois par placette.

Plusieurs équations utilisant les différentes variables évoquées et certaines combinaisons d'entre elles ayant été testées, le modèle suivant a été retenu :

$$V = a_0 + a_1G + a_2h_{dom} + a_3Gh_{dom}$$

Il fournit les résultats relatifs au volume du bois fort tige ramené à l'hectare V (en m³/ha) en fonction de la surface terrière à l'hectare G (en m²/ha) et de la hauteur dominante h_{dom} (en m). Appliqué aux données récoltées, il a donné lieu au résultat ci-après, sachant que R^2 représente le coefficient de détermination et CVR le coefficient de variation résiduelle (§ 6.4.3) :

$$V = -54,43650 + 2,59570G + 2,00900h_{dom} + 0,32115Gh_{dom} \\ (R^2 = 0,992; CVR = 2,2\%)$$

Ces mêmes données ont permis de mettre en évidence une relation étroite entre les hauteurs réduites FH (ou V/G) et la hauteur dominante des peuplements, soit :

$$V/G = -3,0270 + 0,7148h_{dom} - 0,00674h_{dom}^2 \\ (R^2 = 0,960; CVR = 3,1\%)$$

Cette relation permet aussi de constater que le paramètre de forme F , exprimé ici par le rapport $V/(Gh_{dom})$, est remarquablement stable; en moyenne, il est égal à 0,421 avec un coefficient de variation de 2,9%. Il en résulte que le tarif proposé peut se réduire, pour des estimations rapides, à l'expression :

$$V/(Gh_{dom}) 0,421$$

SPURR [1952], à la suite d'études portant sur les variables à prendre en considération dans l'élaboration de tarifs conçus à l'échelle de douglasières, constate, par exemple, l'existence de corrélations très satisfaisantes du volume avec diverses variables telles que la surface terrière G , la hauteur moyenne H , l'âge A , la qualité de la station I_0 exprimée par la hauteur dominante à un âge de référence (§ 10.4.2) et encore appelée indice de station ou niveau de productivité, voire l'une ou l'autre combinaison de ces variables.

À titre d'exemple de tarif de cubage de peuplements, le tableau 8.6.5 est relatif à une table de cubage valable pour le hêtre (*Fagus sylvatica*) en Ardenne [DAGNELIE et al., 2013] et exprimant le volume de bois jusqu'à une découpe de 90 cm de circonférence V_{90} (en m^3/ha) en fonction de la surface terrière G (en m^2/ha) et de la hauteur dominante h_{dom} (en m).

L'équation correspondante s'écrit :

$$V_{90} = -12,2517 + 0,3508 Gh_{dom}$$

Tableau 8.6.5 — Tarif de cubage peuplement pour le hêtre (*Fagus sylvatica*) exprimant le volume à l'hectare (m^3) jusqu'à une découpe de 90 cm de circonférence.

G/ha (m^2)	h_{dom} (m)																
	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34
10	51	54	58	61	65	68	72	75	79	82	86	89	93	96	100	104	107
12	64	68	72	76	80	85	89	93	97	101	106	110	114	118	122	127	131
14	76	81	86	91	96	101	106	111	115	120	125	130	135	140	145	150	155
16	89	94	100	106	111	117	122	128	134	139	145	151	156	162	167	173	179
18	101	108	114	120	127	133	139	146	152	158	165	171	177	183	190	196	202
20	114	121	128	135	142	149	156	163	170	177	184	191	198	205	212	219	226
22	127	134	142	150	158	165	173	181	188	196	204	212	219	227	235	242	250
24	139	148	156	165	173	181	190	198	207	215	223	232	240	249	257	266	274
26	152	161	170	179	188	198	207	216	225	234	243	252	261	270	280	289	298
28	165	174	184	194	204	214	223	233	243	253	263	273	282	292	302	312	322
30	177	188	198	209	219	230	240	251	261	272	282	293	303	314	325	335	346
32	190	201	212	223	235	246	257	268	280	291	302	313	325	336	347	358	369
34	202	214	226	238	250	262	274	286	298	310	322	334	346	357	369	381	393
36	215	228	240	253	266	278	291	303	316	329	341	354	367	379	392	404	417

• *Passage des tarifs de cubage d'arbres aux tarifs de cubage de peuplements*

Le volume d'un peuplement correspond à une sommation de volumes individuels d'arbres. Il est, dans certaines conditions, possible d'envisager un système compatible d'estimation entre ces deux «niveaux» sans devoir construire un nouveau tarif. Cette compatibilité est assurée lorsque le volume du peuplement, obtenu directement à partir d'un tarif de cubage «peuplement», est identique à celui obtenu par sommation des volumes des arbres individuels déterminés à partir d'un tarif de cubage «arbre».

L'intérêt principal de pareil système est qu'une équation de volume établie au niveau peuplement est à la fois réversible et indépendante de la surface pour laquelle les estimations sont réalisées. En outre, il n'existe qu'une équation «peuplement» dérivant de l'équation «arbre» (tarif individuel).

EVERT [1976] propose pareil système en établissant des équations de cubage de peuplements issues algébriquement d'équations de cubage d'arbres.

À titre d'exemple, considérons l'équation de cubage « arbre » suivante :

$$v = a_0 + a_1gh$$

où g et h correspondent respectivement à la surface terrière et à la hauteur totale.

Appliquée aux N arbres d'un peuplement, l'équation « peuplement » compatible qui en résulte s'obtient de la manière suivante :

$$\begin{aligned} V &= v_1 + v_2 + v_3 + \dots + v_n \\ &= a_0 + a_1g_1h_1 + a_0 + a_1g_2h_2 + \dots + a_0 + a_1g_Nh_N \\ V &= a_0N + a_1 \sum_{i=1}^N g_i h_i \end{aligned}$$

On peut aussi exprimer le volume peuplement si l'on raisonne en termes de hauteur moyenne et de surface terrière de ce peuplement en écrivant :

$$V = a_0N + a_1 \left[\left(\sum_{i=1}^N g_i h_i \right) / \sum_{i=1}^N g_i \right] \sum_{i=1}^N g_i$$

soit encore :

$$V = a_0N + a_1h_LG$$

où N = nombre de bois du peuplement,

G = surface terrière,

h_L = hauteur moyenne de LOREY (§ 7.4.3), puisque pondérée par la surface terrière de chaque arbre.

Le même raisonnement peut évidemment s'appliquer à d'autres modèles de cubage pour autant qu'ils résultent d'ajustements mathématiques.

• *Utilisation des tarifs de cubage de peuplements*

L'objectif principal d'un tarif établi à l'échelle d'un peuplement est de réduire au maximum non seulement le nombre de mesures mais aussi les calculs habituellement réalisés lors de l'estimation du volume. L'application de pareils tarifs est étroitement associée aux opérations d'inventaire par échantillonnage (§ 13.4) qui prévoient la collecte ou la détermination des caractéristiques telles que la surface terrière à l'hectare et la hauteur dominante. Celles-ci peuvent donc être directement utilisées comme entrées d'un tarif peuplement. Dans le cas de l'estimation du volume de peuplements spécifiques qui ne sont pas nécessairement parcourus au cours d'un inventaire à intensité d'échantillonnage préalablement fixée, la procédure suivante peut être suggérée.

La surface terrière, pour des raisons de rapidité, sera souvent estimée par l'intermédiaire du relascope de BITTERLICH (§ 8.7.2 et 8.7.3) ou d'un prisme relascopique (§ 13.10.3). Rien n'empêche qu'elle résulte de mesures faites à l'intérieur de placettes délimitées. Quant à la hauteur dominante, c'est-à-dire la hauteur moyenne des 100 plus gros bois à l'hectare, elle peut être estimée sur la base de placettes relativement petites (1 à 5 ares, par exemple) et dont le nombre, qui est fonction à la fois de la surface du peuplement et de son degré d'homogénéité, est fourni, à titre indicatif, dans le tableau 8.6.6.

Tableau 8.6.6 — Nombre préconisé d'unités de sondage en vue d'estimer la hauteur dominante d'un peuplement [d'après HAMILTON et CHRISTIE, 1971].

Surface du peuplement (ha)	Nombre d'unités de sondage	
	en peuplement uniforme	en peuplement non uniforme
0,5 à 2,0	6	8
2,0 à 10,0	8	12
sup. à 10,0	10	16

Ces chiffres sont surtout valables en peuplements équiennes purs ou mélangés. Le nombre de mesures à effectuer correspond au nombre de points de sondage ; en d'autres termes, pour respecter la définition même de la hauteur dominante, HAMILTON [1975] suggère de mesurer la hauteur du plus gros arbre au sein d'une placette circulaire de 1 are ou dans un rayon de 5,64 m autour du point de sondage. Si, dans un peuplement mélangé, on souhaite estimer la hauteur dominante de chaque essence à partir d'une seule mesure par placette, il convient d'augmenter la taille des placettes en fonction du nombre d'essences en mélange (par exemple, 2 ares pour deux essences et 5 ares pour 3 ou 4 essences). En peuplement inéquienne, DAGNELIE et al. [2013], dans le cadre de l'utilisation de tarifs de cubage à une entrée gradués en fonction de la hauteur dominante (§ 6.2), suggèrent soit de doubler le nombre de mesures préconisé ci-avant, soit de tenir compte de la structure interne du peuplement (jardinage par groupes, deux ou plusieurs étages, etc.) en procédant alors à deux ou à plusieurs estimations séparées de la hauteur dominante.

L'utilisation des tarifs de cubage de peuplements rend de grands services en matière de gestion courante, qu'il s'agisse de l'estimation rapide du matériel sur pied, soit au sol, soit par l'intermédiaire de photos aériennes, ou de la prévision de la croissance des peuplements pour laquelle ils s'avèrent suffisamment précis [BOUCHON, 1974].

• *Tarifs de cubage «aériens» de peuplements*

Dans le cadre d'opérations de gestion extensive, l'estimation du volume de peuplements peut se faire à partir de photos aériennes et, plus concrètement, à partir de tarifs «peuplement» basés sur des paramètres directement mesurables sur photos. Parmi ceux-ci, outre la hauteur moyenne, entrent en ligne de compte des variables matérialisant un critère de densité tel que le nombre de cimes, le diamètre moyen des cimes visibles, l'importance ou la densité du couvert, cette dernière variable pouvant être appréciée par comptage de points (§ 8.2.4) ou par l'intermédiaire de l'échelle de densité de MOESSNER [1949].

Une autre manière de procéder est d'utiliser comme variables explicatives des variables liées à celles directement mesurables. On peut, par exemple, exploiter la relation unissant les diamètres des tiges des arbres aux diamètres de leurs houppiers et, de là, extrapoler la surface terrière. Cette relation n'est suffisamment précise qu'à la condition de l'appliquer à des peuplements d'âges comparables et de tenir compte de la hauteur de ceux-ci [SPURR, 1952].

Ces tarifs sont basés sur des données issues de mesures conventionnelles du volume dans un nombre aussi élevé que possible d'échantillons au sol qui font l'objet d'un repérage strict sur photos aériennes, idéalement infrarouge couleur (à échelles autant que possible inférieures à 1/20.000 pour des raisons de précision), celles-ci servant de base à la récolte des variables explicatives.

Plusieurs études américaines ont été consacrées à ce type de tarif [GINGRICH et MEYER, 1955 ; MOESSNER et al., 1951 ; POPE, 1962]. De manière générale, il apparaît que les variables explicatives les plus intéressantes à considérer sont la densité du couvert, la hauteur moyenne des peuplements et le diamètre des houppiers. Le nombre d'unités de sondage utilisées varie de 50 à 300, et l'erreur de pareils tarifs peut aller de 30 à 75 % du volume moyen.

Il s'est avéré que la récolte des données posait de très sérieux problèmes en ce qui concerne, d'une part, la nécessité d'avoir une correspondance stricte entre les échantillons au sol et leur localisation sur photos et, d'autre part, les sources de biais résultant de la subjectivité liée aux opérations de photo-interprétation.

L'utilisation d'images LiDAR (§ 15.3.3) permet aujourd'hui de régler cette question, en facilitant la collecte d'informations de plus en plus précises relatives aux caractéristiques d'arbres géolocalisables. Si l'on transpose leur utilisation à de larges étendues, les tarifs de cubage aériens ne sont en général pas suffisamment fiables pour se contenter uniquement des résultats obtenus à partir des estimations réalisées sur photos aériennes. Pour cette raison, une partie des peuplements ou des zones forestières relativement homogènes ayant été photo-interprétées doit idéalement faire l'objet de contrôles au sol. On détermine ainsi des facteurs de correction, autant que possible par essence et par type de peuplement, entre les volumes estimés par l'intermédiaire des paramètres récoltés sur photos aériennes et les volumes déterminés au sol.

La précision des estimations réalisées au moyen de tarifs de cubage aériens dépend non seulement des tarifs utilisés, mais aussi de la qualité des données télédéteectées.

Les tarifs aériens peuvent être utilisés dans plusieurs perspectives [LOETSCH et al., 1973] :

- estimation du volume de peuplements exclusivement à partir de photos aériennes ;
- répartition du matériel à inventorier en classes de volume et délimitation de strates [SEELY, 1960 ; WILSON, 1961] ;
- estimation du coefficient de variation de la caractéristique à estimer dans le contexte d'échantillonnages pilotes (§ 13.5.4).

Parmi les principales difficultés et contraintes d'application, il faut relever :

- l'impossibilité de mettre en évidence des volumes partiels par classes de qualité ou par catégories de grosseur, par exemple ;
- l'obligation de disposer d'un personnel hautement qualifié ;
- la stricte observation de la zone d'application liée à l'aire de validité du tarif. Idéalement, il serait même souhaitable que chaque opérateur mette au point sa propre équation de cubage pour la région concernée.

Néanmoins, l'approche du cubage «aérien» permet d'économiser beaucoup de temps et d'échantillonner des zones difficilement accessibles (très souvent le cas en forêts tropicales). Les travaux ne sont pas entravés par les aléas climatiques. Les progrès fulgurants en matière de télédétection permettant d'estimer le volume d'arbres individuels sont de nature à révolutionner l'approche décrite en exploitant toutes les données récoltées de manière directe, données dont la qualité de l'estimation ne cesse de croître.

8.6.4. Apport de l'outil informatique

En ce qui concerne la mise en œuvre de toutes les méthodes qui ont été présentées, une procédure informatique intégrée s'avère particulièrement intéressante. Au-delà des énormes potentialités offertes par les tableurs (Excel ©, entre autres), il peut en effet être pertinent de développer des systèmes ou logiciels permettant de répondre aux préoccupations des gestionnaires forestiers et des acteurs de la filière bois.

Pour fixer les idées et à titre d'exemple, LEJEUNE et RONDEUX [2007] ont élaboré une véritable boîte à outils permettant d'effectuer le cubage de peuplements, de coupes ou de groupes d'arbres. Elle s'appuie sur un logiciel fonctionnant dans l'environnement Windows et dénommé «G-CUBE⁽²⁾». Sa

⁽²⁾ Le logiciel G-Cube est téléchargeable à partir de la page internet : <https://www.gembloux.ulg.ac.be/gestion-des-ressources-forestieres/outils/#gcube>

dernière version [HANDEREK et al., 2013] permet de gérer des données organisées selon trois niveaux hiérarchiques : listes de bois, lots et parcelles. Ces listes de bois peuvent être assemblées sous forme de lots où des regroupements sont effectués par essences et catégories de grosseur commerciales, auxquelles peuvent ensuite être couplées des valeurs financières (listes de prix) tenant compte de différentes qualités pour une même essence.

Les cubes sont calculés au départ de listes de bois individuels ou de classes de grosseur (Figure 8.6.1) et s'appuient sur des tarifs de cubage à une entrée, à deux entrées et à une entrée gradués en fonction de la hauteur dominante. Ils peuvent aussi résulter de barèmes de cubage qui font intervenir la grosseur, la hauteur ainsi qu'un paramètre de forme (coefficient de décroissance ou de défilement). Pour chaque liste de bois, le logiciel fournit des résultats synthétiques : nombre, volume total et moyen ainsi qu'une information relative au statut de la liste : (bois martelés, vendus, exploités).

Afin de jeter les ponts avec la gestion forestière, les listes de bois sont reliées à des unités de gestion définies selon une structure hiérarchisée : propriété-bloc-parcelle. À chaque parcelle peuvent être associées une géolocalisation et une délimitation (via une connexion internet avec *Google Maps*). L'application permet d'accéder à une couverture cartographique continue, constituée d'images aériennes à très haute résolution, du réseau routier, de noms de localité ou de lieux-dits.

Info	TP_1				
	Cir. 1.00 (cm)	Volume individuel (m³)	Nombre	Volume (m³)	
20	5 015		0	0	
30	5 103		0	0	
40	5 122		0	0	
50	5 210		0	0	
60	5 325		6	2 278	
70	5 454		26	12 579	
80	5 585		30	16 937	
90	5 659		128	107 512	
100	5 783		161	118 267	
110	5 833		74	30 094	
120	5 819		28	40 917	
130	5 629		2	8 206	
140	5 254		0	0	
150	4 871		0	0	
160	4 054		0	0	
170	3 417		0	0	
180	3 329		0	0	

Figure 8.6.1 — Exemple de feuille de cubage d'un lot d'écipéas comportant des nombres de bois par catégories de circonférence et des volumes (tarif de cubage à une entrée) [tiré de HENDEREK et al., 2013].

Enfin, une spécificité très utile de G-Cube est de pouvoir procéder à des échanges d'informations (liste de bois, lots, parcelles et listes de prix) entre utilisateurs sous forme de fichiers au format «*.xml*». Il est aussi possible d'exporter des données dans une feuille de calcul Excel ©.

8.7. Relascope de BITTERLICH

8.7.1. Description de l'appareil

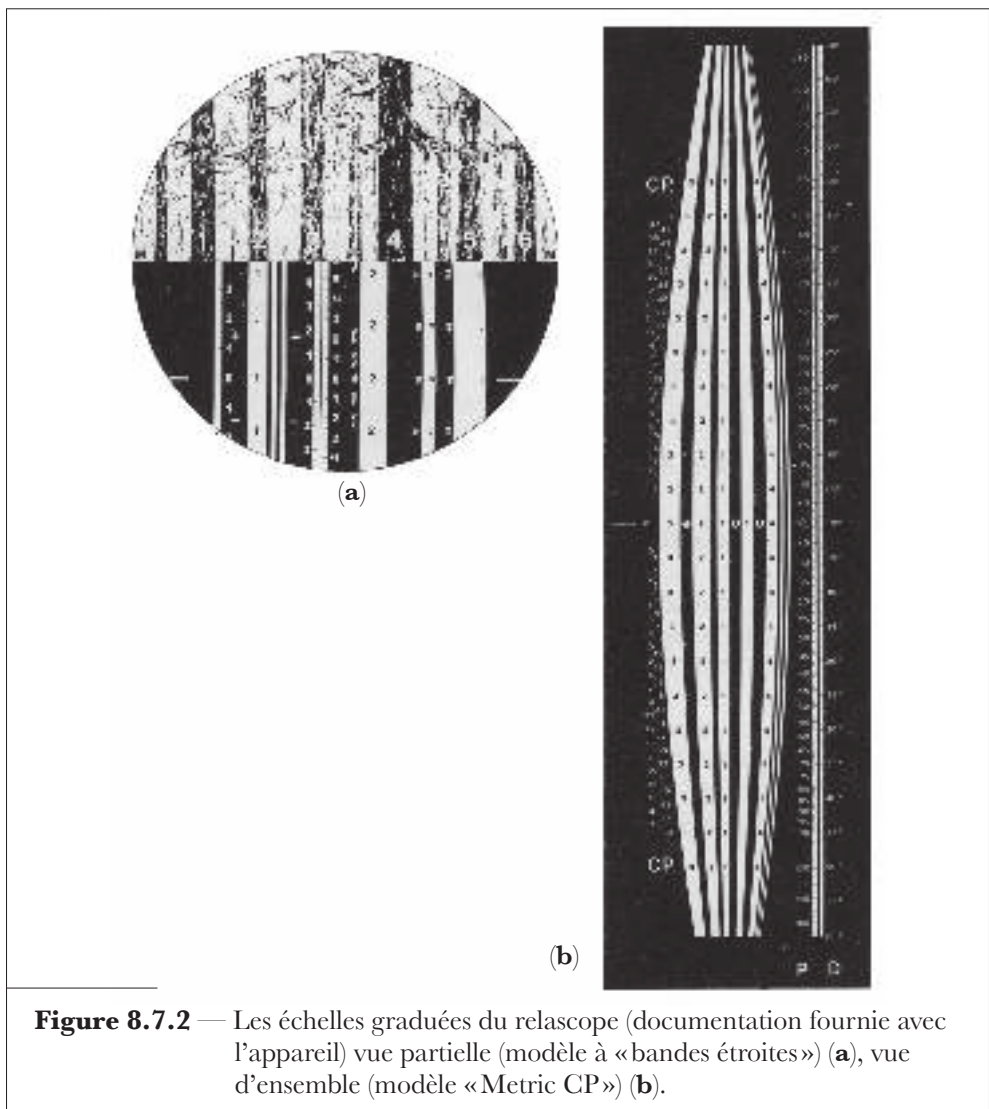
Le relascope, qui a déjà été évoqué à propos de mesures de grosseur (§ 1.2.2) et de hauteur (§ 2.3.2), se présente sous la forme d'un boîtier métallique d'environ $14 \times 4 \times 7$ cm et dont le poids est d'environ 400 g. Extérieurement, il comporte, sur ses faces latérales les plus larges, deux fenêtres circulaires en verre dépoli destinées à éclairer l'intérieur; un œilleton de visée apparaît également à la partie supérieure, de même qu'une visière métallique mobile destinée à faciliter les lectures en cas de visées contrariées par le soleil (Figure 8.7.1). L'appareil peut être utilisé avec une seule main mais, dans le cas de mesures exigeant une grande précision, il est de loin préférable de le fixer sur un harnais ou sur un pied muni d'une rotule articulée.

À l'intérieur de l'appareil, on remarque un tambour métallique oscillant autour d'un axe horizontal et libérable au moyen d'un bouton poussoir situé sur l'une des petites faces extérieures. Ce tambour oscille autour d'un axe horizontal et comporte une série de bandes blanches verticales graduées dont la largeur varie comme le cosinus de l'angle de visée par rapport à un plan horizontal.



Figure 8.7.1 — Relascope de BITTERLICH.

À travers l'ocillon de visée, on aperçoit un champ circulaire divisé en deux parties égales séparées par une ligne horizontale. On peut distinguer le paysage dans le demi-cercle supérieur alors que le demi-cercle inférieur est traversé par diverses bandes blanches verticales graduées intervenant dans la réalisation de plusieurs types de mesure (Figure 8.7.2a). Certaines de celles-ci ont une largeur qui diminue au fur et à mesure que l'on s'écarte de leur partie centrale. Cette variation de largeur est proportionnelle au cosinus de l'angle de visée par rapport à un plan horizontal, ce qui permet en l'occurrence d'effectuer des mesures avec correction automatique de pente ou d'angle de visée sur l'objet de la mesure; c'est le cas de diamètres à différents niveaux de hauteur, par exemple (§ 8.7.3).



L'appareil qui vient d'être succinctement décrit est le relascope à «bandes étroites»; il existe aussi un relascope à «bandes larges», mieux adapté aux mesures de gros arbres en forêts tropicales, par exemple. Un troisième modèle, dénommé «Metric CP», réalise un compromis judicieux entre les deux précités. Il comporte une échelle de correction des distances horizontales (CP = «correction percentage») estimées par visée sur une mire verticale. À l'instar du clinomètre, deux échelles de mesure de pente graduées en pourcentages (P) et en degrés (D) sont utilisées pour estimer les hauteurs. Ce modèle est équipé des quatre bandes de mesures ainsi que de bandes de tolérance pour les arbres frontaliers (Figure 8.7.2b).

Le relascope a donné naissance au télérelascope (Figure 8.7.3), appareil de plus haute précision, disposant d'une meilleure optique et permettant d'effectuer des mesures plus précises du diamètre à différents niveaux, ainsi que des mesures de volumes [BITTERLICH, 1972].



Figure 8.7.3 — Télérelascope de BITTERLICH.

8.7.2. Principe de la méthode de BITTERLICH

Si, à partir d'un point d'observation donné dans un peuplement, on vise en un tour d'horizon complet, sous un angle constant, tous les arbres à hauteur d'homme, la projection de cet angle à ce niveau est plus grande, plus petite ou égale aux diamètres des arbres. Pour exploiter ce principe, imaginons une tige de longueur «b» comportant à son extrémité une pièce de largeur «a» disposée perpendiculairement. Cet ensemble, appelé «jauge d'angle», permet de matérialiser un angle qualifié de «critique» dans la mesure où il a, comme nous le verrons, une incidence directe sur le comptage des arbres (Figure 8.7.4).

Supposons qu'à partir d'un point donné dans un peuplement, on projette l'angle critique, en un tour d'horizon complet, sur les troncs d'arbres environnants. Ceux-ci ont un diamètre plus grand, plus petit ou égal à la valeur projetée de cet angle. La figure 8.7.4 montre que tous les arbres dont le diamètre d_i (en cm) est plus grand ou égal à cette projection sont situés dans un cercle dont le rayon limite R_i (en cm) est au maximum égal à :

$$R_i = \frac{d_i}{2 \sin \alpha/2}$$

ou de manière plus approximative :

$$R_i \cong \frac{b}{a} d_i$$

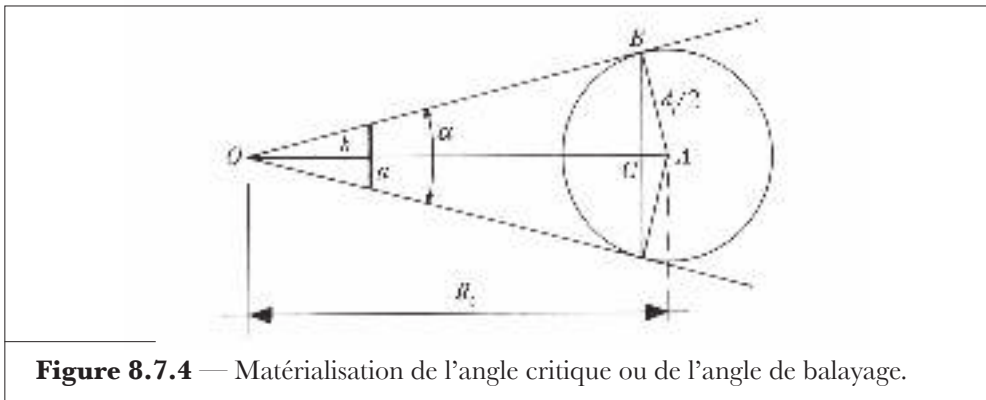


Figure 8.7.4 — Matérialisation de l'angle critique ou de l'angle de balayage.

Si l'on admet pour un angle α petit que $BC \cong d_i/2$ et que $OC \cong R_i$, le rapport d_i/R_i est alors équivalent à la fraction a/b qui est elle-même une constante, soit C , propre à l'appareil utilisé. Dans ces conditions, on écrira que :

$$C = d_i/R_i = 2 \sin \alpha/2$$

Dans le cas particulier d'un prisme optique permettant aussi de matérialiser un angle critique, celui-ci est lié au nombre k_1 de dioptries (un prisme d'une dioptrie, expression de sa « puissance », déplace l'image d'un objet d'une unité par 100 unités de distance) par la relation :

$$k_1 = 100 C = 200 \sin \alpha/2$$

Le rapport b/a , inverse de la constante de l'appareil, est appelé *facteur de rayon de placette (FRP)*⁽³⁾; il est lié à l'angle critique, comme suit :

$$FRP = \frac{R_i}{d_i} = \frac{1}{2 \sin \alpha/2} = \frac{1}{C}$$

⁽³⁾ plot radius factor.

ou, dans le cas d'un prisme de k_1 dioptries :

$$FRP = 100/k_1$$

Le facteur de rayon de placette est égal à 50 pour la bande « 1 » du relascope de BITTERLICH ou pour une jauge d'angle matérialisée par 1 cm vu à 50 cm de distance ($\alpha = 1/50$ radian ou 1,15 degré).

On peut démontrer que la surface terrière à l'hectare correspond à la multiplication du nombre de bois que l'angle critique intercepte par un facteur FST (facteur de surface terrière) fonction de ce même angle critique ou de la constante C de l'appareil. Dans l'hypothèse d'un $FRP = 50$, pour qu'un arbre de diamètre d_i (en m) fasse partie de l'échantillon, il faut que le point d'observation soit à l'intérieur d'un cercle ayant l'arbre comme centre et la distance $R_i = 50 d_i$ comme rayon. Cette condition est illustrée dans la figure 8.7.5 avec un FRP de 25.

Supposons que N_i arbres de diamètre d_i soient dénombrés dans le cercle de surface πR_i^2 . La surface terrière de ces arbres est égale à :

$$G_i = N_i \left(\pi d_i^2 \right) / 4$$

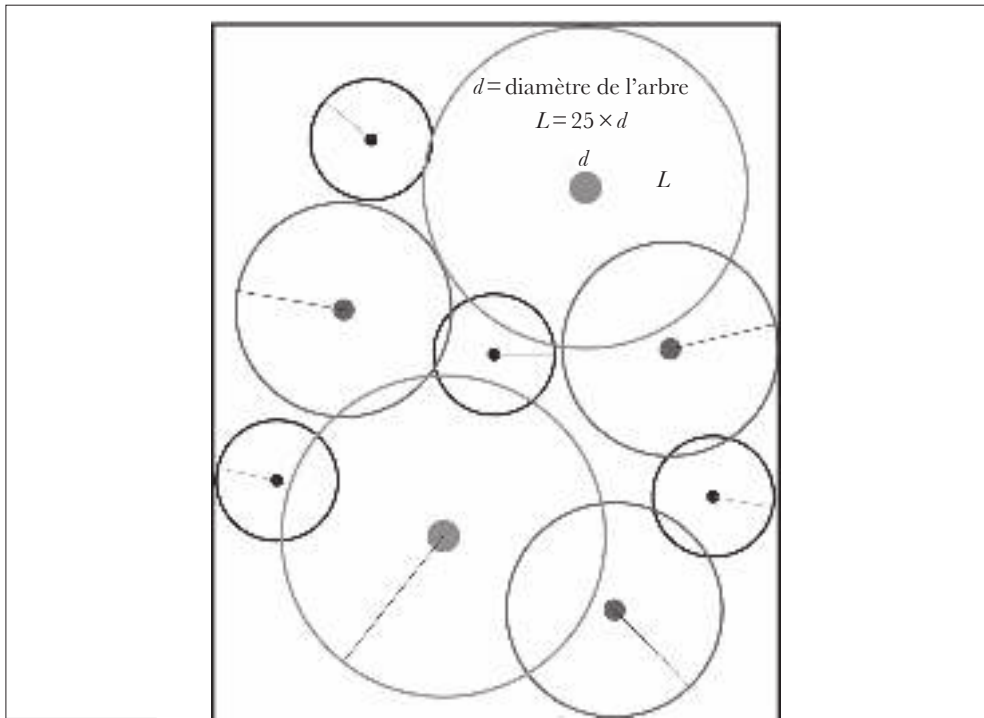


Figure 8.7.5 — Cercles, ou esquisses, au sein desquels tous les arbres de diamètre d_i ($i = 1, n$) sont comptabilisables (cas d'un FRP de 25, ce qui, pour des raisons de mise en page n'a pu être respecté).

ou :

$$G_i = N_i \left(\pi R_i^2 \frac{a^2}{b^2} \right) / 4$$

soit encore, par m² de surface du cercle, à :

$$\frac{N_i}{4} \frac{a^2}{b^2}$$

ce qui, exprimé à l'hectare, s'écrit aussi :

$$G_i/\text{ha} = N_i [2.500 (a^2/b^2)]$$

L'expression entre crochets (soit aussi 2.500 C^2) est précisément le facteur de surface terrière $FST^{(4)}$ qui, dans le cas particulier d'un $FRP = 50$ ou d'un rapport $a/b = 1/50$, est égal à l'unité. Puisque $FST = 1$, chaque arbre de diamètre d_i intervient donc pour 1 m²/ha. Il en résulte que $G_i/\text{ha} = N_i$.

Le même raisonnement doit évidemment être tenu pour les arbres de tous diamètres d_q ($q = 1, m$) interceptés en un tour d'horizon et faisant partie de l'échantillon. La somme de ceux-ci représente la surface terrière totale qui, ramenée à l'hectare, s'écrit :

$$G/\text{ha} = \sum_{q=1}^m N_q FST = NFST$$

où N_q = nombre d'arbres de diamètre d_q ,
 N = nombre total d'arbres interceptés.

Le rapport entre la surface terrière de l'arbre de diamètre d_i et la surface du cercle limite (exprimée en m²) qui lui correspond peut aussi s'écrire sous la forme :

$$\frac{\frac{\pi}{4} d_i^2}{\pi R_i^2} = \frac{\frac{\pi}{4} d_i^2}{\frac{\pi d_i^2}{4 \sin^2 \alpha/2}} = \sin^2 \frac{\alpha}{2}$$

et en suivant le raisonnement déjà appliqué ci-avant, la surface terrière, ramenée à l'hectare, est dès lors égale à :

$$\left[10^4 \sin^2 \frac{\alpha}{2} \right] N$$

⁽⁴⁾ basal area factor.

La valeur entre crochets est une autre manière d'exprimer le *facteur de surface terrière* (FST) qui, dans le cas d'un prisme optique, est égal à :

$$FST = k_1^2 / 4$$

Partant de l'idée particulièrement ingénieuse qui vient d'être exposée, BITTERLICH a conçu un appareil optique peu encombrant [BITTERLICH, 1952; 1958; 1967] dans lequel il a transposé le système tige-plaquette par l'intermédiaire de plusieurs bandes (réalisant une série d'angles critiques) dont les largeurs varient avec l'inclinaison de l'appareil, ce qui permet d'assurer une correction automatique lors de visées effectuées sur terrain en pente ou portant sur différents niveaux de hauteur.

L'appareil comporte plusieurs bandes verticales (Figure 8.7.2a), marquées entre autres des chiffres 1 et 2; quatre bandes étroites alternativement noires et blanches jouxtent la bande 1, chacune d'entre elles valant le quart de cette bande 1. Le modèle «Metric CP» (Figure 8.7.2b) comporte aussi une bande 3. La bande 1 correspond à un angle critique de deux dioptries. Comme démontré ci-avant, l'angle critique est lié à la surface terrière par le facteur de surface terrière. Pour des facteurs de surface terrière respectivement égaux à 1, 2, 3 et 4, la constante C de l'appareil valant $\sqrt{FST}/50$, on obtient pour celle-ci les valeurs de 0,02 (bande 1), 0,0283 (bande 2), 0,0346 (bande 3) et 0,04 (bande 4 = bande 1 + 4 bandes étroites).

Des informations plus détaillées seront fournies à ce sujet au chapitre traitant des inventaires par échantillonnage et plus spécialement de l'échantillonnage par points ou de l'échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la dimension (§ 13.10.3).

Sur un plan plus général, toute la théorie de la méthode développée par BITTERLICH ainsi que les très nombreuses applications qui en ont résulté font l'objet d'un remarquable ouvrage auquel nous renvoyons le lecteur [BITTERLICH, 1984].

8.7.3. Types de mesures réalisées au moyen du relascope

Appareil très polyvalent, conçu pour effectuer des mesures relatives à des arbres pris isolément ou à des ensembles d'arbres, le relascope permet de déterminer :

- des surfaces terrières de peuplements;
- des hauteurs d'arbres;
- des diamètres à hauteurs quelconques;
- des coefficients de forme et des volumes d'arbres.

• **Mesure de la surface terrière des peuplements**

Si l'on se réfère au principe de base exploité par le relascope, la surface terrière résulte de la multiplication du nombre de bois interceptés m , ou comptés, par le facteur de surface terrière FST . On écrira donc que :

$$G = (FST) m = (2.500 C^2) m$$

Par bois « interceptés », il faut entendre ceux dont le diamètre apparent, c'est-à-dire apparaissant en visée, est plus grand ou égal à la largeur de la bande matérialisant l'angle critique; dans l'hypothèse de l'utilisation de la bande 1, les arbres sont comptés pour 1 m² dans le premier cas et pour 0,5 m² dans le second cas (soit une fois sur deux, afin d'éviter une erreur systématique). Compte tenu de l'existence des bandes 1, 2, 3 et des quatre bandes étroites (dont la largeur totale correspond à la bande 1) et du nombre de dioptries relatives aux bandes 1, 2 et 3, soit 2, 2,83 et 3,46, le choix de ces bandes ou de diverses combinaisons d'entre elles donne chaque fois lieu à une valeur bien déterminée des facteurs de multiplication (Tableau 8.7.1).

Tableau 8.7.1 — Relation entre bandes du relascope, angle critique (AC), puissance du prisme (PP), facteur de rayon de placette (FRP) et facteur de surface terrière (FST).

Bandes	AC (degrés)	PP (dioptries k_1)	$FRP = 100/k_1$	$FST = k_1^2/4$
1	1,15	2,00	50,0	1
2	1,62	2,83	35,3	2
3	1,98	3,46	28,9	3
1 étroite (1E)	0,28	0,50	200,0	0,0625 = 1/16
2 étroites (2E)	0,57	1,00	100,0	0,2500 = 1/4
3 étroites (3E)	0,86	1,50	66,7	0,5625 = 9/16
1 + 1E	1,43	2,50	40,0	1,5625 = 25/16
1 + 2E	1,72	3,00	33,3	2,2500 = 9/4
1 + 3E	2,00	3,50	28,6	3,0625 = 49/16
4 ou (1 + 4E)	2,29	4,00	25,0	4

En pratique, la détermination de la surface terrière se fait en visant tous les arbres à hauteur d'homme. On aura pris soin de maintenir le tambour débloqué afin de tenir compte des pentes éventuelles du terrain. Les bandes les plus utilisées sont les bandes 1, 2 et 4, à choisir selon la densité des peuplements.

Lorsqu'il y a doute quant à l'appartenance ou non d'un arbre déterminé à l'échantillon des arbres interceptés, il est plus prudent de vérifier la distance qui le sépare du point à partir duquel s'opèrent les visées. Si, en outre, le ter-

rain est tel que la visée à hauteur d'homme fait un angle β avec l'horizontale, l'arbre i de diamètre d_i sera repris dans l'échantillon pour autant que la distance R_i le séparant du point de visée soit inférieure à la quantité :

$$50d_i / (\sqrt{FST} \cos \beta) = FRP d_i / \cos \beta$$

• *Mesure de la hauteur d'arbres*

La mesure de la hauteur suppose, comme pour les dendromètres du type BLUME-LEISS ou SUUNTO (§ 2.3.2), que l'on se place à une distance prédéterminée du pied de l'arbre, soit pour le relascope : 15, 20, 25 ou 30 m. On utilisera une mire de 2 m (chaînette) livrée avec l'appareil et placée verticalement contre l'arbre à mesurer.

La mise à distance se fait de la manière ci-après :

- viser, avec l'appareil tenu verticalement (dans le sens de sa plus grande longueur), tambour débloqué, le voyant central de la mire ;
- lorsque le tambour n'oscille plus, le bloquer ;
- tenir l'appareil horizontalement (rotation de 90° autour de l'axe de visée) de telle manière qu'une moitié du champ de visée soit occupée par les bandes et que la ligne de visée soit verticale ;
- s'éloigner ou se rapprocher de l'arbre jusqu'à ce que les voyants blancs situés aux extrémités de la mire coïncident respectivement avec la ligne horizontale marquée «UNTEN» (limite inférieure de la bande 2) et l'une ou l'autre des lignes (limites de bandes) identifiées par les valeurs 15, 20, 25 ou 30 selon la distance d'éloignement.

La mesure proprement dite de la hauteur consistera à effectuer des lectures en regard du sommet et du pied de l'arbre sur les échelles relatives à l'éloignement de l'opérateur et à procéder comme pour le BLUME-LEISS (§ 2.3.2). On observera qu'aucune correction de pente ne sera à prévoir, les visées étant immédiatement corrigées par le fait même que la mise à distance réalisée ci-avant est bien correcte en projection horizontale (correction automatique tenant compte de l'angle de visée sur la mire). Le modèle «Metric CP», déjà évoqué, comporte non plus des échelles de hauteur mais bien deux échelles graduées en degrés et en pourcentages, ce qui permet d'utiliser l'appareil de la même manière qu'un clinomètre (§ 2.3.2).

• *Mesure de diamètres d'arbres à divers niveaux*

Le relascope permet d'effectuer la mesure de diamètres situés à divers niveaux à la condition de stationner à une distance prédéterminée de l'arbre, soit à 15, 20, 25 ou 30 mètres. Le principe est simple : il suffit d'apprécier la largeur des bandes qui couvrent exactement le diamètre de l'arbre au niveau de visée déterminé. Pour ce faire, on recommandera l'utilisation d'un harnais fourni en option avec l'appareil, ou mieux, d'un pied.

Lorsque la largeur de la bande 1 couvre exactement, en visée horizontale, le diamètre de l'arbre à mesurer, en terrain plat, l'opérateur se trouve à une distance L de l'arbre équivalente à 50 fois son diamètre d c'est-à-dire $L = d/C$, ce qui signifie également que le rapport entre le diamètre de cet arbre et la distance le séparant de l'opérateur est égal à $1/50$.

Cette mesure de diamètre est réalisée à partir d'une distance préfixée et utilise la relation « largeur de bande – distance au niveau de mesure sur l'arbre », matérialisant l'angle α (lié à l'appareil). Constant en visée horizontale, cet angle varie en fonction de l'inclinaison de l'appareil (angle β) et donc des visées effectuées le long du fût de l'arbre ($\alpha = \alpha'$ pour $\beta \neq 0$). En d'autres termes, il est lié à l'angle d'inclinaison β de telle manière que pour tout angle β la projection des lignes de visée sur un plan horizontal détermine bien un angle constant α [LOETSCH et al., 1973], la largeur de la bande α en visée horizontale correspond donc aussi à la valeur $\alpha' = \alpha \cos \beta$ pour toute autre visée effectuée en inclinaison.

Pour mieux fixer les idées, le tableau 8.7.2 fournit les valeurs de diamètres selon les bandes utilisées et les distances d'éloignement.

Tableau 8.7.2 — Équivalences entre largeurs des bandes et diamètres.

Bandes	Rapports $C = d_i/R_i$	Diamètres (en cm) pour des distances d'éloignement de :			
		15 m	20 m	25 m	30 m
1 étroite (1E)	1/200	7,5	10,0	12,5	15,0
2 étroites (2E)	1/100	15,0	20,0	25,0	30,0
3 étroites (3E)	3/200	22,5	30,0	37,5	45,0
1 ou 4 étroites (4E)	1/50	30,0	40,0	50,0	60,0
1 + 1E	1/40	37,5	50,0	62,5	75,0
2	$\sqrt{2}/50$	42,4	56,6	70,7	84,9
1 + 2E	3/100	45,0	60,0	75,0	90,0
1 + 3E	7/200	52,5	70,0	87,5	105,0
4 ou (1 + 4E)	1/25	60,0	80,0	100,0	120,0

Si, à 15 m de distance, par exemple, le diamètre d'un arbre, à un niveau donné de hauteur, est couvert par : la bande 1 + 2 bandes étroites + 1/2 bande étroite, le diamètre de cet arbre est égal à : $30 + 15 + 3,75 = 48,75$ cm ou 49 cm.

On se rend compte à l'usage que la précision des mesures de diamètres par cette voie est largement tributaire de l'appréciation des coïncidences et de l'estimation des fractions de bandes couvrant le tronc de l'arbre, opérations d'autant plus difficiles à réaliser que la densité de branches est importante.

Lors de la détermination des volumes de 143 épicéas par billons successifs au moyen du relascope, KURTH et FISCHER [1965] ont montré que les diamètres étaient surestimés de 1 % à des distances d'éloignement de 4 m et sous-estimés de 4 % et de 7 % respectivement à des distances de 8 m et de 12 m. L'emploi d'un pied et le choix d'un point de stationnement pas trop éloigné de l'arbre atténuent considérablement ces erreurs.

L'utilisation du modèle «Metric CP» facilite ce type de mesures par le fait que les diamètres et les hauteurs peuvent être exprimés en pourcentage de la distance d'éloignement de l'arbre et que l'opérateur peut se placer à n'importe quelle distance, connue ou devant être mesurée, de l'arbre et ainsi choisir l'endroit de visée le plus favorable. Une partie du champ de visée est graduée en «unités relascopiques» (six bandes de largeur équivalente à celle de la bande 1), chacune d'entre elles, projetée sur le tronc d'un arbre, correspondant en largeur à 2 % de la distance horizontale d'éloignement. Une de ces unités est divisée en quatre bandes étroites (chaque quart d'unité équivalant en largeur à 0,5 % de la distance séparant l'opérateur de l'arbre).

L'utilisation simultanée de l'échelle de hauteurs graduée en pourcentage de la distance d'éloignement permet de mesurer un diamètre à un niveau donné. Il s'agit de repérer le niveau (hauteur) de mesure que l'on aura préalablement exprimé en pourcentage de la distance d'éloignement puis d'apprécier le nombre d'unités relascopiques couvrant exactement la largeur du tronc.

Le modèle CP, comme c'est aussi le cas pour le télérelascope (§ 8.7.1), permet de mesurer une gamme beaucoup plus large de diamètres. Ceux-ci sont exprimés en pourcentage de la distance horizontale séparant l'observateur de l'arbre et sur base du même principe que celui permettant de mesurer des hauteurs d'arbres.

Supposons que l'on se place à une distance L donnée et que l'on souhaite mesurer le diamètre au niveau h_s (en m) au-dessus du niveau du sol. Le raisonnement consiste à d'abord déterminer le rapport entre ces deux grandeurs : h_s/L , en %, soit H_s , puis viser le pied de l'arbre (échelle en %) ce qui donne la valeur (H_i). La pente en % est dès lors égale à $H_s - H_i$ qui, multipliée par la distance L , soit $L(H_s - H_i)$ permet d'identifier l'endroit où se situe le niveau h_s . Sur la figure 8.7.6 on distingue 8 UR (unités relascopiques numérotées de 1 à 8, excluant la 6). L'unité 1 (bande 1) correspond en largeur à 2 % de la distance horizontale d'éloignement de l'arbre, les quatre bandes étroites équivalent ici aussi à la bande 1. À titre d'information, une petite bande étroite intervient pour $2/4 = 0,5$ %.

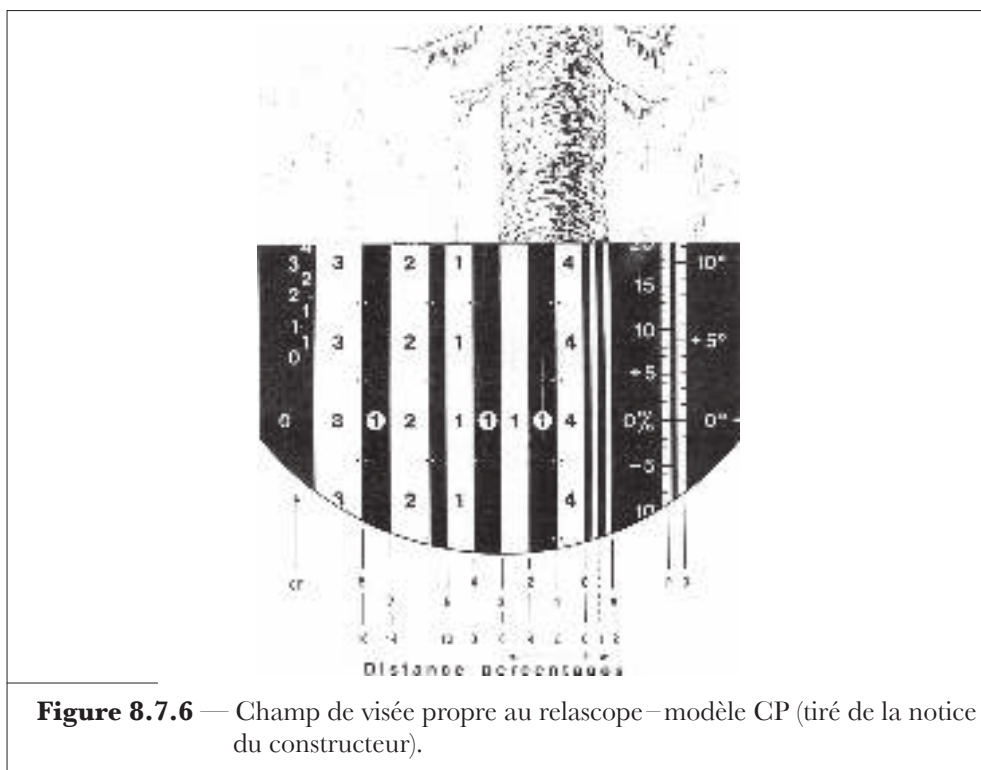


Figure 8.7.6 — Champ de visée propre au relascope – modèle CP (tiré de la notice du constructeur).

Exemple 8.7.1 — Détermination du diamètre d'un arbre à un niveau de hauteur donné via le relascope – modèle CP

Si l'on se réfère toujours à la figure 8.7.6 et plus particulièrement à l'endroit où le champ de visée des bandes intercepte le tronc de l'arbre (par exemple à l'endroit d'une cavité) en se situant à la distance L on comptabilise un peu moins de 4 UR (équivalent à 3 UR + 0,9 UR) correspondant donc aussi à $3,9 \times 2\% = 7,8\%$ (1 unité = 2% de la distance). Cette valeur est notée p .

Il en découle que le diamètre estimé est égal à :

$$d \text{ (en cm)} = L \text{ (en m)} p \text{ (en \%)}$$

ce qui veut aussi dire que si l'on se situait à 15 m de l'arbre pour la pente lue d'environ 20% (voir échelle graduée en %) le diamètre intercepté serait égal à :

$$d = 15 (7,8) = 117 \text{ cm}$$

Si l'on souhaitait estimer le diamètre de cet arbre à 18 m de hauteur, il conviendrait alors, à partir de la même distance d'éloignement L , de déterminer ce niveau en procédant comme suit. Sachant que $h_s/L = 18/15 = 1,2$ (ou 120%), si en visant le pied de l'arbre on obtient la valeur H_i de -12%, il conviendra de viser le tronc à l'endroit où sur l'échelle en % on atteindra la valeur de $120 - 12 = 108\%$. Comme déjà indiqué plus haut on identifiera ensuite le nombre d'unités relascopiques « p » et on en déduira le diamètre ($d = L p$).

• *Mesure des volumes et des coefficients de forme*

Si l'on se réfère à ce qui a été exposé au paragraphe concernant l'estimation du volume d'arbres sur pied (§ 4.5), et plus précisément à l'utilisation de la méthode de PRESSLER, il est facile de comprendre les possibilités d'utilisation du relascope de BITTERLICH en matière de cubage d'arbres. On se souviendra en effet que le volume s'obtient au moyen de la relation :

$$v = \frac{2}{3} g (h_P + b/2)$$

et comme il peut aussi résulter de la relation générale :

$$v = ghf$$

il vient en outre que :

$$hf = \frac{2}{3} (h_P + b/2)$$

Cette valeur, exprimée en unités-diamètres à hauteur d'homme, peut être estimée, pour un arbre sur pied, par l'intermédiaire du relascope.

La méthode appliquée se résume comme suit : on utilise, par exemple, le champ total de visée (la bande 1 et les quatre bandes étroites), et on s'écarte ou on se rapproche du pied de l'arbre de telle manière que ce champ total couvre entièrement le diamètre à hauteur d'homme d . Dans ce cas précis, l'angle de visée sous lequel on voit l'arbre à hauteur d'homme a pour tangente $1/25$ et l'opérateur se situe à une distance égale à $25d$. On relève ensuite l'appareil jusqu'à l'endroit où la seule bande 1, soit la moitié du champ total couvre exactement le diamètre de l'arbre. On effectue alors une première lecture en regard de l'échelle de hauteur des 25 m (sur laquelle la hauteur n'est pas graduée en mètres mais bien en unités-diamètres) puis une deuxième en visant vers le bas sous le niveau du sol à $1,3 m/2$. La somme ou la différence, selon les cas, de ces lectures donne lieu à la valeur $[(h_P + b/2)/d]$ qui, multipliée par $2/3$, est identique à l'expression « hf/d ».

Dans certaines circonstances liées à la visibilité de l'arbre, il est parfois souhaitable de recourir à un autre champ de visée. Le fait d'utiliser l'échelle des 25 m graduée en unités-diamètres et le champ total (bande 1 + 4E) revient à garder le facteur multiplicatif de $2/3$ dans l'expression du volume. L'utilisation du champ constitué de la bande 1, par contre, signifie que l'opérateur se trouve à une distance égale à 50 fois le diamètre de l'arbre et que la hauteur de PRESSLER lue sur l'échelle des 25 m devra être multipliée par 2. En l'occurrence le facteur multiplicatif sera égal à $(2/3) \times 2 = 4/3$. De manière générale et pour autant que l'on utilise l'échelle de 25 m, le facteur devra être multiplié par le rapport existant entre la largeur de la bande 1 + 4E (=8E) et la largeur du champ total couvrant le diamètre de l'arbre. En appliquant ce raisonnement à l'utilisation de champs totaux tels que (bande 1 + 2E),

(bande 1 + 3E), (2E) et (3E), on obtient des facteurs multiplicatifs respectivement égaux à : $(2/3)(8/6) = 8/9$, $(2/3)(8/7) = 16/21$, $(2/3)(8/2) = 8/3$ et $(2/3)(8/3) = 16/9$.

Dans le cas de l'utilisation du relascope «Metric CP», l'échelle des 25 m étant remplacée par une échelle de hauteur graduée en pourcentage de la distance d'éloignement, il est aisé de démontrer que toutes les lectures effectuées doivent être divisées par 4 (dans le cas du champ total représenté par la bande 1 + 4E, par exemple, le facteur multiplicatif serait donc de 1/6 au lieu de 2/3).

Connaissant la valeur de la hauteur réduite, exprimée en unités-diamètres, on peut déterminer le volume de l'arbre mesuré. En effet :

$$v = \frac{\pi d^3}{4} \left(\frac{hf}{d} \right) = ghf$$

D'après BLUTEL [1960], les mesures effectuées au relascope fourniraient des volumes plutôt inférieurs à la réalité, de l'ordre de -4% en moyenne pour des lots d'au moins une demi-douzaine de tiges. Par contre, on peut s'attendre à des différences individuelles variant de -20% à $+20\%$ pour des mesures individuelles.

La valeur hf/d étant connue, on peut écrire que :

$$hf = \left(\frac{hf}{d} \right) d$$

et en déduire le coefficient de forme f si l'on connaît la hauteur de l'arbre.

Une autre manière de procéder est de mesurer à partir du même point de station la hauteur totale «apparente» h/d en utilisant l'échelle des 25 m (graduée en unités-diamètres). Le coefficient de forme résultera du rapport :

$$f = \left(\frac{hf}{d} \right) / \frac{h}{d}$$

On se souviendra évidemment que la démarche utilisée s'appuie sur la méthode de PRESSLER qui, comme déjà dit au paragraphe 4.5.4, souffre d'un manque évident de rigueur du fait des hypothèses admises. Elle ne se justifiera que dans le cadre d'estimations grossières du volume.

• *Estimation des nombres de bois à l'hectare*

Sans être réellement conçu pour effectuer ce type de mesures, le relascope, utilisé en vue de déterminer une surface terrière à l'hectare, peut simultanément fournir les éléments nécessaires à l'estimation d'un nombre de bois à l'hectare.

La surface terrière à l'hectare résulte de l'expression :

$$G = 2.500 C^2 n$$

si n représente le nombre de bois comptés en un tour d'horizon.

Supposons que n_d arbres de la catégorie de diamètre d soient comptés sur le tour d'horizon et que N_d représente le nombre à l'hectare d'arbres de cette même catégorie. Dans ces conditions, on aura :

$$G_d = 2.500 C^2 n_d$$

et si \bar{g}_d est estimé via le diamètre médian de la classe, on écrira :

$$N_d = 2.500 C^2 \frac{n_d}{\bar{g}_d}$$

et

$$N_d = 10.000 C^2 \frac{n_d}{\pi d^2}$$

En procédant de la sorte pour chaque catégorie et en sommant les nombres d'arbres estimés, on obtient évidemment, outre la ventilation par catégorie de grosseurs, le nombre total de bois à l'hectare. Pour des catégories d'amplitude diamétrale supérieure à 5 cm, DUPLAT et PERROTTE [1981] font observer que les résultats sont biaisés du fait de la différence pouvant exister entre $\pi d^2/4$ et \bar{g}_d et liée à la distribution des diamètres au sein des catégories dont ils relèvent. Il est évident que la méthode imaginée par BITTERLICH se prête beaucoup moins bien à l'estimation d'un nombre de bois qu'une méthode se référant à une surface telle que la placette à surface définie (§ 13.3). Nous reviendrons en détail sur les problèmes d'estimation d'autres caractéristiques dendrométriques avec le relascope de BITTERLICH à l'occasion de l'étude des inventaires par échantillonnage, et plus particulièrement dans le paragraphe 13.10.3.

8.7.4. Utilisation du relascope dans le cubage des peuplements

Si nous partons de la relation générale qui exprime le volume à l'hectare V d'un peuplement en fonction de la surface terrière à l'hectare G , de la hauteur moyenne H et du coefficient de forme F , c'est-à-dire (§ 8.6.2) :

$$V = GHF$$

on peut aussi écrire :

$$V = G(HF)$$

où HF représente la « hauteur de forme » du peuplement.

À partir de plusieurs points de sondage choisis de manière aléatoire ou systématique à l'intérieur d'un peuplement, il convient d'estimer les valeurs hf de chaque arbre sélectionné par le relascope. La moyenne arithmétique de ces valeurs pondérées par les surfaces terrières, en raison même du mode de sélection des arbres, fournit la hauteur de forme de l'arbre de surface terrière moyenne, soit aussi la hauteur de forme HF du peuplement, qui multipliée par la surface terrière G fournit une estimation locale du volume à l'hectare.

En fait cela revient à admettre que :

$$V = \sum g_i h_i f_i = \sum g_i (hf)_i$$

qui peut aussi se mettre sous la forme :

$$V = G \left[\frac{\sum g_i (hf)_i}{\sum g_i} \right] = G (hf)_{\text{moy}}$$

$(hf)_{\text{moy}}$ correspondant à la hauteur réduite moyenne pondérée par la surface terrière.

En pratique, si l'on peut mesurer valablement la grandeur hf sur un arbre, il suffit de calculer la moyenne arithmétique de tous les hf mesurés autour d'un point de sondage BITTERLICH et de la multiplier par la surface terrière G , estimée au relascope, pour avoir une estimation locale du volume à l'hectare d'un peuplement.

Les erreurs que cette méthode pourrait occasionner concernent essentiellement une comptabilisation erronée des arbres faisant partie de l'échantillon (mauvaise visibilité, arbres masqués). Selon FITJE [1967], une expérience basée sur la mesure de surface terrière réalisée par cinq opérateurs différents a montré que l'on pouvait s'attendre à une erreur aléatoire d'estimation comprise entre ± 4 et ± 11 % dans l'hypothèse de cinq à huit points de sondage par peuplement. Quant à l'erreur systématique, elle variait de $+2$ à $-1,5$ % et même -16 % selon les opérateurs. Ces erreurs peuvent être réduites en adaptant le facteur de surface terrière (1 à 4) à la densité des peuplements et en procédant, pour les arbres litigieux, à des contrôles de distances au moyen de décimètres. Nous reviendrons de manière plus détaillée sur cette méthode à l'occasion de l'étude des principaux types d'inventaire par échantillonnage (§ 13.10.3).

9

CROISSANCE DES ARBRES ET DES PEUPLEMENTS

9.1. Introduction

Dans le langage forestier, on utilise souvent les termes de croissance⁽¹⁾, d'accroissement⁽²⁾ et de production⁽³⁾. Ces notions très voisines appellent des précisions afin d'éviter un usage abusif ou ambigu. Si nous nous intéressons aux quantités de bois fabriquées, qu'il s'agisse de mètres cubes de volume, de mètres carrés de surface terrière ou encore de tonnes de matière sèche, la croissance concerne la production totale de bois, c'est-à-dire ce qui est «produit» depuis une époque ou un âge déterminé. La *croissance* d'une grandeur donnée est relative à son évolution au cours du temps et on peut la représenter comme étant une fonction croissante du temps ou de l'âge. Par contre, l'*accroissement* est la quantité de matière élaborée par unité de temps. Plus généralement, il correspond à la différence entre deux valeurs prises par une variable dendrométrique donnée à des âges déterminés.

Nous admettons que les notions de croissance et d'accroissement sont valables aussi bien pour les arbres que pour les peuplements, mais les calculs et les méthodes s'y rattachant doivent être analysés séparément, car les arbres considérés individuellement d'une part, et l'ensemble des sujets qui composent un peuplement d'autre part, ne se développent pas de la même manière.

⁽¹⁾ *growth.*

⁽²⁾ *increment.*

⁽³⁾ *yield.*

En ce qui concerne l'accroissement d'un peuplement, il faut discerner le peuplement *principal*, constitué de l'ensemble des arbres sur pied, et le peuplement *accessoire*, constitué de l'ensemble des arbres délivrés en éclaircie. Le peuplement *total*, sur lequel porte l'accroissement, correspond à la somme des peuplements principal et accessoire.

Nous nous intéresserons successivement aux notions mêmes de croissance et d'accroissement ainsi qu'aux relations fondamentales qui les unissent (§ 9.2), à la croissance des arbres (§ 9.3) et à celle des peuplements (§ 9.4), aussi bien dans le contexte des mesures effectuées que des calculs qui en découlent.

9.2. Principaux types d'accroissements : définitions et relations

Si nous considérons plus particulièrement un arbre isolé ou un peuplement, nous pouvons exprimer la croissance de l'une ou l'autre de leurs caractéristiques par la relation générale :

$$y = f(A)$$

y représentant la production totale (en mètres cubes de matière ligneuse aérienne, par exemple) depuis l'origine ou la naissance de l'arbre ou du peuplement jusqu'à l'âge A .

L'accroissement périodique Δy de cette même caractéristique y peut se mettre sous la forme :

$$\Delta y = y(A + \Delta A) - y(A)$$

Compte tenu de la période ΔA (nombre d'années) à laquelle les calculs se réfèrent, il convient de distinguer plusieurs types d'accroissements :

– l'*accroissement moyen périodique*⁽⁴⁾ = l'accroissement moyen annuel durant une période de temps déterminée, soit :

$$AMP = \Delta y / \Delta A$$

– l'*accroissement annuel* ou *courant annuel*⁽⁵⁾ = celui qui se produit dans le courant d'une année, c'est-à-dire :

$$\Delta y = y(A + 1) - y(A)$$

et qui représente également la limite de l'accroissement moyen quand la période de temps diminue ; c'est donc aussi la dérivée, par rapport au temps, de la fonction relative à la production totale (on parlera alors d'accroissement courant régularisé correspondant à la tangente en un point déterminé d'une courbe lissée) ;

⁽⁴⁾ *mean periodic increment.*

⁽⁵⁾ *annual increment.*

- l'*accroissement total*⁽⁶⁾ = l'accroissement depuis l'origine (temps zéro) jusqu'à un âge donné et s'identifiant par conséquent à la croissance y ;
- l'*accroissement moyen annuel*⁽⁷⁾ = l'accroissement total divisé par l'âge ou la moyenne d'accroissements instantanés annuels, soit :

$$AMA = y/A$$

Dans les climats à saison de végétation marquée, la prudence est de rigueur dans la fixation du nombre d'années relatif à un accroissement périodique, car les années extrêmes de la période considérée peuvent englober ou non la saison de végétation (accroissement annuel) selon l'époque à laquelle les mesures ont été réalisées (Exemple 9.2.1).

Exemple 9.2.1 — Détermination de la durée d'une période d'accroissement

Un groupe de frênes (*Fraxinus excelsior*) a été mesuré en circonférence à trois reprises : en octobre 1977, en novembre 1982 et en avril 1987.

Si l'on n'y prenait garde on pourrait penser que ces arbres ont été mesurés à cinq ans d'intervalle. En réalité, la première période d'accroissement porte effectivement sur cinq ans et la seconde ne porte que sur quatre ans car elle n'incorpore ni la période de végétation de 1982, ni celle de 1987. Par contre, cette seconde période aurait été de cinq ans si les dernières mesures avaient été effectuées en septembre 1987, soit après la période de végétation.

Les divers types d'accroissements envisagés⁽⁸⁾ ci-avant sont évidemment liés entre eux. La courbe de croissance affecte la forme générale d'une sigmoïde (Figure 9.2.1). Elle part de la valeur zéro, monte lentement puis présente une pente plus forte dont le maximum correspond au point d'inflexion. La pente diminue ensuite et la courbe rejoint asymptotiquement une valeur finale correspondant à un maximum de croissance. Quant à la courbe d'accroissement courant, elle se développe d'abord lentement à partir de l'origine, grimpe ensuite très vite jusqu'à son point maximum, puis décroît rapidement dans une première phase, et plus lentement ensuite.

Si on considère une courbe de croissance définie par la fonction $y(A)$, il existe une relation directe entre cette courbe et la courbe d'accroissement courant d'une part, et entre cette dernière et la courbe d'accroissement

⁽⁶⁾ *total increment.*

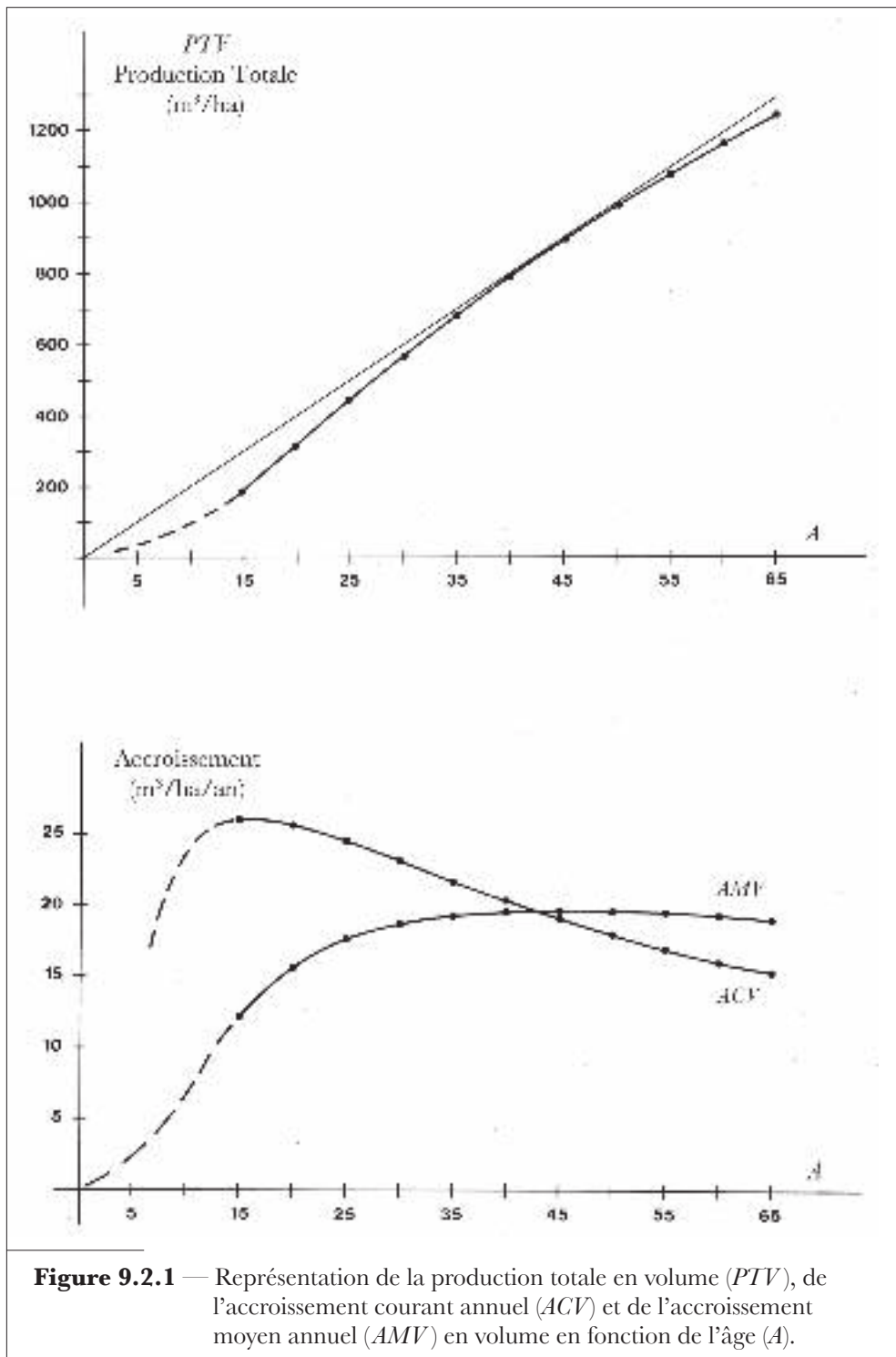
⁽⁷⁾ *mean annual increment.*

⁽⁸⁾ Par la suite, comme nous aurons surtout à traiter de l'accroissement en volume des peuplements, nous utiliserons les expressions plus appropriées suivantes :

PTV = production totale en volume,

ACV = accroissement courant annuel en volume,

AMV = accroissement moyen annuel en volume.



moyen annuel d'autre part. En effet, le maximum d'accroissement courant est atteint à l'âge pour lequel la courbe de croissance présente un point d'inflexion. L'accroissement moyen annuel atteint son maximum au point où sa dérivée première s'annule, condition rencontrée lorsqu'il y a égalité entre l'accroissement courant et l'accroissement moyen annuel. En termes mathématiques, cela revient à écrire [PRODAN, 1968a] :

$$\frac{\delta\left(\frac{y}{A}\right)}{\delta A} = \frac{\left(\frac{\delta y}{\delta A}\right)A - y\left(\frac{\delta A}{\delta A}\right)}{A^2} = 0$$

d'où l'on déduit que :

$$\frac{\delta y}{\delta A} = \frac{y}{A}$$

D'un point de vue pratique, sur la base de la confrontation des valeurs d'accroissements courant et moyen annuel, on peut donc identifier à quel âge ou à quelle époque, un arbre ou un peuplement a atteint ou a dépassé son maximum d'accroissement moyen annuel (Exemple 9.2.2), ce qui est d'ailleurs parfois assimilé à l'âge d'exploitabilité dans le cas où l'on vise à atteindre la meilleure rentabilité financière.

Exemple 9.2.2 — Évolutions respectives de l'accroissement courant annuel et de l'accroissement moyen annuel en volume

Des valeurs d'accroissement courant annuel (ACV) et d'accroissement moyen annuel (AMV) en volume sont fournies par la table de production relative à l'épicéa (*Picea abies*) en Ardenne [DAGNELIE et al., 1988] et reprises dans le tableau 9.2.1 par niveaux de productivité et par classes d'âge pour un type de traitement (c'est-à-dire correspondant à des rythmes d'accroissement annuel en circonférence moyenne allant de 2,25 cm à 1,00 cm par pas de 0,25 cm, du niveau de productivité 1 au niveau de productivité 6). Elles permettent d'établir l'époque où les peuplements concernés sont passés par leur maximum d'accroissement moyen annuel. Celui-ci, mieux cerné dans la table d'origine car fourni avec deux décimales, est atteint lorsqu'il est identique à l'accroissement courant. Il correspond aux valeurs mises entre parenthèses et en italiques dans le tableau 9.2.1 et est observé :

entre 55 et 60 ans, pour le niveau de productivité 1 ($h_{dom} = 30$ m à 50 ans),
entre 60 et 65 ans, pour le niveau de productivité 2 ($h_{dom} = 27$ m à 50 ans),
entre 65 et 70 ans, pour le niveau de productivité 3 ($h_{dom} = 24$ m à 50 ans),
entre 75 et 80 ans, pour le niveau de productivité 4 ($h_{dom} = 21$ m à 50 ans),
entre 80 et 85 ans, pour le niveau de productivité 5 ($h_{dom} = 18$ m à 50 ans),
entre 90 et 95 ans, pour le niveau de productivité 6 ($h_{dom} = 15$ m à 50 ans).

Tableau 9.2.1 — Valeurs des accroissements courant et moyen annuel en volume pour l'épicéa, en fonction de l'âge et du niveau de productivité [d'après DAGNELIE et al., 1988].

Âge	Niveau 1		Niveau 2		Niveau 3		Niveau 4		Niveau 5		Niveau 6	
	ACV	AMV	ACV	AMV	ACV	AMV	ACV	AMV	ACV	AMV	ACV	AMV
25	22,3	12,6	19,9	10,6								
30	21,3	14,0	19,1	12,0	17,0	8,9						
35	20,4	14,9	18,4	12,9	16,4	9,9	14,5	7,4				
40	19,5	15,5	17,6	13,5	15,8	10,7	14,0	8,2	12,2	6,0		
45	18,6	15,9	16,8	13,9	15,1	11,2	13,4	8,8	11,7	6,6	10,0	4,8
50	17,7	16,0	16,0	14,1	14,4	11,5	12,8	9,2	11,2	7,1	9,7	5,2
55	16,8	(16,1)	15,2	14,2	13,7	11,7	12,2	9,4	10,7	7,4	9,3	5,6
60	15,8	(16,1)	14,4	(14,2)	13,0	11,8	11,6	9,6	10,2	7,7	8,9	5,9
65	14,9	16,0	13,6	(14,1)	12,3	(11,8)	11,0	9,7	9,7	7,8	8,4	6,1
70	14,0	15,9	12,8	14,1	11,6	(11,8)	10,4	9,8	9,2	7,9	8,0	6,2
75	13,2	15,7	12,0	13,9	10,9	11,8	9,8	(9,8)	8,7	8,0	7,6	6,3
80	12,5	15,5	11,4	13,8	10,3	11,7	9,3	(9,7)	8,2	(8,0)	7,2	6,4
85	11,7	15,3	10,7	13,6	9,7	11,6	8,8	9,7	7,8	(8,0)	6,8	6,4
90	11,1	15,0	10,2	13,4	9,2	11,4	8,3	9,6	7,4	8,0	6,5	(6,4)
95			9,6	13,2	8,7	11,3	7,9	9,5	7,0	7,9	6,2	(6,4)
100			9,1	13,0	8,3	11,1	7,5	9,4	6,7	7,8	5,9	6,4

9.3. Détermination de l'accroissement d'un arbre

La détermination de l'accroissement d'un arbre concerne les caractéristiques dendrométriques les plus étudiées : le diamètre à hauteur d'homme, la surface terrière, la hauteur et le volume.

9.3.1. Accroissement en diamètre

L'accroissement en diamètre d'un arbre est considéré, par convention, à hauteur d'homme et sur écorce. Il revêt une grande importance dans la détermination de l'accroissement en volume.

• *Détermination par mesures successives*

L'accroissement en diamètre est l'un des accroissements les plus faciles à déterminer. En principe, il résulte d'une comparaison de mesures effectuées à diverses époques.

En conditions expérimentales, on peut mesurer l'accroissement de manière continue en fixant sur l'arbre, à hauteur d'homme, des anneaux métalliques très souples coulissants et éventuellement couplés à des enregistreurs en

vue d'étudier l'incidence des variations saisonnières. On peut aussi recourir à des dendrographes reliés à des potentiomètres [KINERSON, 1973 ; PHIPPS et GILBERT, 1960].

Il est opportun de rappeler ici que :

- le nombre d'années relatives à la période d'accroissement correspond au nombre de saisons de végétation écoulées entre les dates de mesure (§ 9.2) ;
- le niveau de mesure doit être rigoureusement matérialisé sur l'arbre, sous peine d'occasionner des erreurs systématiques non négligeables (§ 1.2.3).

• *Détermination par mesures instantanées*

À défaut de comparer des mesures répétées périodiquement, on peut procéder à la mesure directe d'un accroissement en diamètre par sondage à la tarière.

La tarière de PRESSLER (§ 3.3.1) est sans aucun doute l'instrument le mieux adapté à la détermination directe d'un accroissement périodique ou moyen périodique en diamètre. Par prélèvement d'une carotte de bois, on peut mesurer la longueur des accroissements radiaux annuels et, si l'on retient l'hypothèse d'une section circulaire de l'arbre sondé, en déduire un accroissement diamétral. Pareille méthode n'est cependant valable que pour les espèces végétales se développant dans les régions à périodes de végétation marquées permettant d'identifier le bois de printemps et le bois d'été. Si la technique est non destructive au sens qu'elle évite l'abattage de l'arbre, elle peut néanmoins entraîner certains dégâts en ce qui concerne la qualité du bois ou constituer une porte d'entrée pour des agents pathogènes. Elle justifie de ce fait la mise en œuvre de remèdes ou de techniques de protection appropriées allant de la pratique des sondages durant la période d'arrêt de la végétation au rebouchage des trous avec des chevilles de bois imprégnés d'un produit antiseptique ou au colmatage avec du mastic [KLEPAC, 1962 ; LENZ et OSWALD, 1971 ; POLGE et THIERCELIN, 1970 ; SOLOMON et SWORDS, 1978 ; TOOLE et GAMMAGE, 1959].

Il existe plusieurs types de tarières caractérisés par des diamètres de section allant généralement de 5 à 12 mm, des longueurs de 20 à 35 cm et des filets adaptés aux bois « durs » ou « tendres ».

La *mesure directe* d'un accroissement sur le terrain ne se fait pas toujours dans des conditions suffisamment favorables pour être fiable. Aussi est-il préférable de stocker les carottes dans des étuis – par exemple, dans des tubes ou « pailles » en matière plastique [COLE, 1977] – en vue d'une analyse ultérieure au laboratoire avec des instruments précis et d'utilisation rapide. Dans ces conditions, les échantillons, préalablement à leur examen, doivent être trempés durant au moins une heure dans de l'eau, afin de retrouver leurs dimensions initiales. En outre, la mesure sera facilitée en rabotant un côté longitudinalement, à l'aide d'un rasoir ou d'un microtome, de manière à obtenir une face plane ;

dans certains cas, un traitement supplémentaire par un liquide approprié sera utile afin d'obtenir un meilleur contraste entre les cernes annuels. LENZ [1957] suggère l'utilisation d'huile ou de colorant dilué tel que la safranine. PARDE [1964] cite également l'utilisation de benzoazurin très dilué qui permet une meilleure distinction entre le bois de printemps et le bois d'été. Pour les bois feuillus révélant beaucoup plus difficilement les limites des cernes annuels, PARDE fait état de divers procédés adaptés à la nature des essences (glycérine et blanc de zinc pour le hêtre, par exemple).

À l'expérience, il s'avère qu'un sciage de précision au moyen de scies fraises à lames jumelées donne d'aussi bons si pas de meilleurs résultats que ceux obtenus par les méthodes évoquées.

La qualité des échantillons prélevés à la tarière de PRESSLER peut affecter considérablement la qualité de la détermination de l'accroissement. Parmi les sources habituelles d'erreurs liées à l'utilisation de la tarière, il convient de citer :

- la déformation des cernes annuels de la carotte de sondage ;
- le non-respect du niveau de prélèvement ;
- la mauvaise direction du prélèvement.

Le sondage à la tarière s'accompagne souvent d'une déformation ou d'un tassement des cernes les plus récents, et tend de la sorte à sous-estimer l'accroissement radial. Ce type d'erreur est d'autant plus marqué que la partie tranchante de la tarière est peu ou mal aiguisée ; aussi est-il nécessaire de l'affûter régulièrement. À cet effet, un aiguiseur de poche est proposé par le laboratoire forestier de Madison aux USA [HEINRICHS, 1964] ainsi que par WHEELER [1965].

Le non-respect du niveau de prélèvement, fixé conventionnellement à 1,3 m, occasionne une erreur systématique positive pour des sondages effectués en dessous de ce niveau, et négative dans le cas inverse. La grandeur du biais dépend avant tout du diamètre de l'arbre et de l'essence. On peut, par exemple, atteindre des erreurs de l'ordre de 1 à 2%.

Le prélèvement doit être effectué perpendiculairement à l'axe vertical de l'arbre. Dans le cas de mesures réalisées au sein de placettes d'inventaire, par exemple, DUPLAT et PERROTTE [1981] conseillent de choisir la direction correspondant à celle de la droite unissant l'arbre au centre de la placette, et d'effectuer le sondage au point où cette direction est normale au périmètre. Pour des arbres envisagés individuellement, nous recommanderons également d'effectuer le sondage selon une direction aléatoire. Cette méthode relativement simple à mettre en œuvre serait aussi celle qui engendrerait le biais (positif) le moins élevé dans l'hypothèse de configurations très variées des cernes. Pour faciliter le centrage des prélèvements sur des arbres à section supposée circulaire, SANDOZ [1978] propose un dendro-centreur constitué d'une équerre à 3 bras qui, étant appliqué perpendiculairement au tronc à mesurer, délimite un triangle isocèle dont la bissectrice de l'angle opposé au tronc matérialise l'axe de sondage.

Dans le cas de sondages nécessitant des tarières beaucoup plus grosses (11 à 12 mm de diamètre) et plus longues destinées à prélever des échantillons plus importants en vue d'études physiques et chimiques, il existe des systèmes à moteur tel que celui développé par le Département canadien des Forêts [ECHOLS, 1969].

Plusieurs appareils (foreuses sur batterie) permettent d'effectuer ces mesures d'accroissement dans de bonnes conditions.

L'appareil d'EKLUND [EKLUND, 1951 ; PARDE, 1958] permet d'envisager un traitement intégré qui a fait l'objet d'améliorations constantes dont une, axée sur le traitement électronique des mesures, est celle proposée par JOHANN [1977]. L'appareil, appelé *Digital positionmeter*, se compose d'un chariot d'amenée sur lequel on place la carotte (ou moyennant adaptations, une section transversale de tige), d'un microscope et d'un détecteur électronique couplé au chariot (Figure 9.3.1a). Les résultats de la lecture font l'objet d'un affichage digital ou sont directement transférés sur un support magnétique en vue d'un traitement automatique direct. On peut aussi adjoindre une caméra au système afin d'observer les images des cernes sur écran. La précision de l'appareil est de 0,01 mm. Pour des mesures rapides on peut aussi recourir à des modèles mécaniques portables de «terrain» de très faible encombrement, munis d'une vis micrométrique, d'une loupe et d'un compteur (Figure 9.3.1b).

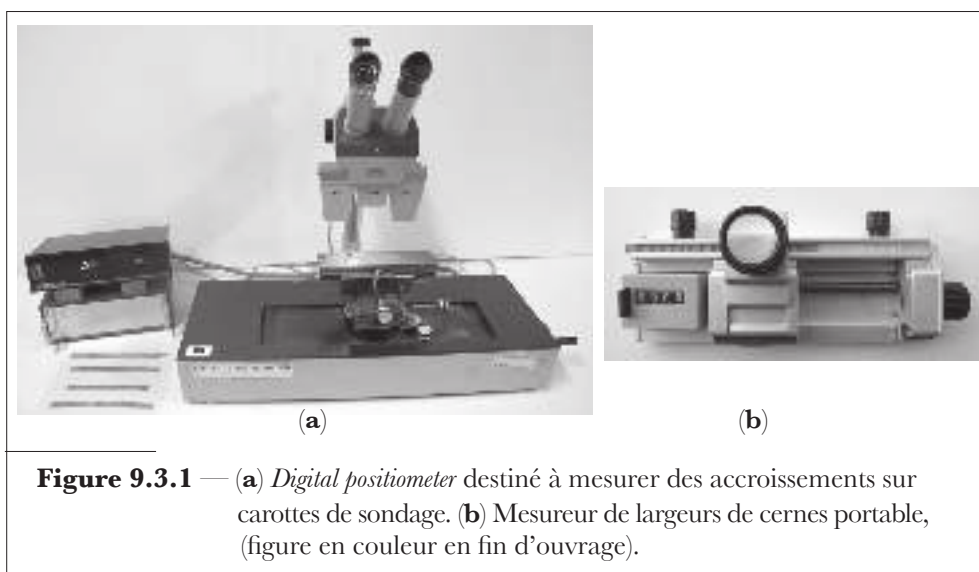


Figure 9.3.1 — (a) *Digital positionmeter* destiné à mesurer des accroissements sur carottes de sondage. (b) Mesureur de largeurs de cernes portable, (figure en couleur en fin d'ouvrage).

La Station de Recherches forestières des Pays-Bas («De Dorschamp») a également mis au point un appareil capable de détecter des largeurs de cernes avec une précision de 0,01 mm (pour des longueurs de carottes atteignant 30 cm) et d'analyser des sections transversales de tiges allant jusqu'à 50 cm de rayon [VAN DER BEEK et MAESSEN, 1981].

D'autres moyens d'investigation ont également été testés et proposés, tels que la mesure effectuée sur une image projetée par un épidiroscope [TURNBULL, 1958] ou réalisée à partir de photographies aux rayons X, ces dernières étant par ailleurs un moyen très intéressant d'analyser aussi la qualité technologique des bois [GOOSSENS, 1967 ; LENZ, 1957 ; POLGE, 1966].

Un système d'analyse d'images adapté à l'analyse de cernes de croissance, tel que WinDENDRO™ (Figure 9.3.2), est sans doute beaucoup plus performant. Il s'agit d'un système complet comportant un scanner optique capable d'analyser des carottes ou disques de bois ainsi que des films X-ray. Les photographies sont traitées à l'écran de l'ordinateur via les fonctionnalités d'un logiciel conçu dans l'environnement Windows. Ce système permet aussi d'effectuer des analyses dendrochronologiques (précision de 1/100 à 1/1.000^e de mm) et des mesures de densité.



Figure 9.3.2 — WinDENDRO™

(https://regentinstruments.com/assets/images_windendro/WinDENDRO2021.pdf).

• *Relation entre l'accroissement en diamètre et le diamètre*

La relation entre l'accroissement (périodique) en diamètre Δd d'arbres au sein d'un peuplement et le diamètre à hauteur d'homme d , pour d'assez courtes périodes de temps (5 à 10 ans), s'exprime généralement au moyen de l'équation linéaire suivante :

$$\Delta d = a_0 + a_1 d$$

Cette relation peut affecter la forme parabolique, par exemple, dans le cas d'arbres issus de peuplements inéquiennes mélangés.

Si les données sont issues de sondages à la tarière, une autre manière de procéder, permettant d'éviter de réaliser un ajustement d'une fonction mathématique aux données observées arbre par arbre, consiste à répartir les arbres sondés par classes diamétrales et à déterminer la moyenne des accroissements radiaux. Afin de limiter la très grande variabilité habituellement observée, il est conseillé de répartir les accroissements entre les diverses classes d'âge en tenant compte des éventuelles différences de productivité.

9.3.2. Accroissement en surface terrière

L'accroissement en surface terrière est une donnée dendrométrique fondamentale, compte tenu de sa relation étroite avec l'accroissement en volume. On peut le calculer facilement à partir de mesures réalisées au début (A) et à la fin (B) d'une période de temps déterminée :

$$\Delta g = g_B - g_A$$

ou à partir d'accroissements périodiques sur le rayon ou sur le diamètre mesurés au temps initial A :

$$\Delta g = \frac{\pi}{4} (d_B^2 - d_A^2) = \frac{\pi}{4} [(d_A + \Delta d)^2 - d_A^2]$$

qui peut aussi s'écrire :

$$\Delta g = \frac{\pi}{4} [\Delta^2 d + 2d_A \Delta d]$$

Dans l'hypothèse de sondages effectués au moyen de la tarière de PRESSLER, les calculs sont basés sur le diamètre mesuré au temps B , soit d_B , et l'expression relative à l'accroissement devient :

$$\Delta g = \frac{\pi}{4} [d_B^2 - (d_B - \Delta d)^2] = \frac{\pi}{4} [2d_B \Delta d - \Delta^2 d]$$

L'accroissement en surface terrière n'est donc pas seulement fonction de l'accroissement diamétral, il dépend aussi du diamètre lui-même.

Si l'on exprime cet accroissement en termes relatifs (pourcentage) et que l'on prend comme référence le diamètre mesuré au temps B , on écrira :

$$\Delta g^{\%} = \frac{\Delta g}{g_B} 100 = \frac{(2d_B \Delta d - \Delta^2 d) 100}{d_B^2} = \frac{200 \Delta d}{d_B} - \frac{100 \Delta^2 d}{d_B^2}$$

Exprimé en pourcentage, l'accroissement en diamètre prend la forme :

$$\Delta d^{\%} = (\Delta d / d_B) 100$$

soit aussi que :

$$\Delta d = \Delta d^{\%} d_B / 100$$

et

$$\Delta g^{\%} = 2 \Delta d^{\%} - (\Delta^2 d^{\%} / 100)$$

ou encore, en négligeant le second terme très petit par rapport au premier :

$$\Delta g\% = 2\Delta d\%$$

ce qui revient à dire que l'accroissement relatif en surface terrière est approximativement égal au double de l'accroissement relatif en diamètre.

9.3.3. Accroissement en hauteur

La détermination d'un accroissement en hauteur pose de réelles difficultés pratiques, par le fait que celui-ci concerne presque toujours des arbres sur pied.

Parmi les méthodes susceptibles d'être utilisées, il convient de citer :

- l'estimation directe de la longueur des dernières pousses ;
- la mesure de hauteurs à intervalles de temps fixés ;
- l'analyse de tiges abattues ;
- l'estimation par l'intermédiaire de systèmes de courbes de hauteur.

• *Estimation directe*

L'estimation directe de l'accroissement en hauteur peut être réalisée au moyen d'un binoculaire à échelles graduées. En Finlande, TIIHONEN [1967] suggère l'utilisation de tables donnant l'accroissement en hauteur des cinq dernières années en fonction de :

- la distance séparant l'opérateur de l'arbre à mesurer ;
- la valeur lue sur le binoculaire, elle-même fonction de la hauteur de l'arbre mesurée au BLUME-LEISS (§ 2.3.2).

Cette méthode donne lieu à des surestimations assez importantes, de l'ordre de 30 %, surtout liées à la difficulté de repérer les dernières élongations annuelles. Dans pareilles circonstances, le recours à des appareils plus précis, tels que le télérelascope de BITTERLICH (§ 8.7.1) ou de dendromètres utilisant la technologie laser (§ 2.3.4), mérite d'être envisagée.

Dans le cas de plantations ou de peuplements très jeunes, il sera, par contre, plus opportun d'utiliser des perches de mesure graduées.

• *Mesures répétées*

Cette méthode, très classique, consiste à mesurer le même arbre à intervalles répétés. La qualité des résultats obtenus est fortement liée aux erreurs instrumentales et est souvent tributaire du nombre de visées et de la visibilité du sommet de la tige, spécialement chez les feuillus [RONDEUX et CLAUSTRIAUX, 1983].

• *Analyse de tige*

La croissance d'un arbre peut être étudiée *a posteriori* par analyse de tige [CURTIS, 1964; DUPLAT et TRAN-HA, 1986; M'HIRIT, 1976; NAGEL et ATHARI, 1982; NIGH, 1998]. Cette méthode permet de retracer l'accroissement passé de caractéristiques telles que la hauteur et le diamètre et d'identifier les modifications de forme en fonction de l'évolution de ces dimensions. La méthode consiste donc à analyser diverses sections transversales d'un arbre pour déterminer les différentes phases d'accroissement de celui-ci. Elle trouve une large application dans le cas d'études de productivité de peuplements.

L'analyse porte sur des sections de tiges prélevées à divers niveaux de hauteur dans l'éventualité d'arbres abattus ou de carottes de sondage dans le cas d'arbres sur pied, cette dernière modalité étant évidemment plus laborieuse à mettre en œuvre et moins précise.

Habituellement, la procédure relative à l'analyse de tige comporte les phases suivantes :

- prélever des sections transversales (tranches de quelques centimètres) ou des échantillons à différents niveaux de hauteur ;
- déterminer le diamètre à hauteur d'homme, la hauteur totale et le nombre d'années ayant été nécessaires pour atteindre la hauteur de la souche ou le niveau d'abattage ;
- compter l'âge ;
- mesurer la hauteur de la souche et la longueur de chaque tronçon ;
- mesurer le diamètre moyen au bout de chaque tronçon ;
- choisir un rayon moyen sur chaque section et le matérialiser ;
- compter, le long de chaque rayon moyen, les cernes annuels de croissance en matérialisant, par exemple, chaque dixième cerne ;
- déterminer, sur chaque section, le nombre total de cernes à partir du centre et mesurer les distances, le long du rayon moyen, au bout de chaque dixième cerne.

Une section, pratiquée à la base d'un arbre, au niveau zéro, comporte un nombre \mathcal{N}_1 de cernes annuels qui indique le temps, en années, ayant été nécessaire à l'arbre pour atteindre sa hauteur totale. Si une autre section, pratiquée au niveau h comporte \mathcal{N}_2 cernes annuels, on en déduit que $\mathcal{N}_1 - \mathcal{N}_2$ années ont été nécessaires à l'arbre pour atteindre la hauteur h .

En réalité, en ce qui concerne la mesure même des accroissements radiaux, on recommandera une procédure plus rigoureuse s'appuyant sur les résultats des recherches menées par SIOSTRZONEK [1958]. Sur chaque section, on identifie quatre rayons. Le premier rayon est choisi dans une direction décalée de $22,5^\circ$ vers la gauche ou vers la droite par rapport au plus grand

diamètre observé sur la section. L'accroissement radial est issu de la moyenne quadratique des mesures effectuées sur ces quatre rayons décalés de 90° les uns par rapport aux autres. Le diamètre moyen relatif à la section résulte de ces mêmes mesures radiales :

$$d = 2r = 2 \sqrt{\left(r_1^2 + r_2^2 + r_3^2 + r_4^2\right) / 4}$$

Il convient enfin d'être attentif à la synchronisation des valeurs annuelles mesurées, c'est-à-dire qu'il faut veiller à ce que chaque cerne soit correctement associé à l'année de croissance qui lui correspond [MUNAUT, 1978].

Cette méthode de l'analyse de tiges a, en réalité, une application beaucoup plus générale que la détermination d'accroissements en hauteur, puisqu'elle permet, en s'intéressant à d'autres caractéristiques, de passer à une estimation en volume. La présentation chiffrée et graphique de l'évolution des paramètres étudiés a aussi fait l'objet de logiciels spécifiques [BRACE et MAGAR, 1968; HERMAN et al., 1975; PLUTH et CAMERON, 1971; RONDEUX et al., 1987] qui permettent, par exemple, de tracer des courbes de profil (§ 4.2.3) traduisant l'évolution de la grosseur d'un arbre en fonction de sa hauteur.

Exemple 9.3.1 — Réalisation d'une analyse de tige sur un épicéa

Considérons un épicéa abattu de 28,15 m âgé de 80 ans. Le tableau 9.3.1 fournit un récapitulatif des données permettant d'analyser la croissance en hauteur à partir des cernes comptés aux divers niveaux de hauteur (sections pratiquées tous les 4 m à partir du niveau 1,3 m).

Tableau 9.3.1 — Analyse de tige – évolution de la croissance en hauteur en fonction de l'âge.

Section	Niveau hauteur (m)	Hauteur (m)	Cernes comptés	Années (1)	Années (2)
1	1,30	1,30	73	7	7
2	4,00	5,30	60	13	20
3	4,00	9,30	50	10	30
4	4,00	13,30	41	9	39
5	4,00	17,30	31	10	49
6	4,00	21,30	22	9	58
7	2,65	23,95	15	7	65
8	4,20	28,15	0	15	80

(1) pour passer d'une section à l'autre, (2) pour atteindre le sommet de la section

Quant au tableau 9.3.2, il renferme les valeurs correspondant aux distances quadratiques moyennes (basées sur quatre rayons) exprimées en diamètres (cm) séparant le cœur de l'arbre des cernes relatifs aux années de référence échelonnées de 10 en 10 ans.

Tableau 9.3.2 — Données relatives à une analyse de tige portant sur un épicéa. Circonférence à 1,3 m : 1,45 m ; Âge depuis la plantation : 80 ans ; Hauteur totale : 28,15 m ; Hauteur bois fort : 23,95 m. Distances quadratiques moyennes (base 4 rayons) en diamètre (cm) du cœur de l'arbre aux années ci-dessous.

Section	Longueur (m)	1927	1937	1947	1957	1967	1977	1987	1997
1	1,30	0,6	7,5	15,0	22,7	29,7	35,1	39,2	43,1
2	5,30		0,4	7,5	15,4	22,6	29,6	33,2	36,2
3	9,30			0,5	8,8	17,4	23,2	28,6	31,8
4	13,30				0,6	10,1	17,4	24,1	28,0
5	17,30					0,8	9,9	16,8	21,3
6	21,30						0,7	9,0	13,7
7	23,95							0,6	7,3
8	28,15								0,0

La figure 9.3.3 représente les courbes de profil obtenues en joignant les points représentant les diamètres mesurés aux différents niveaux de hauteur. La partie droite de cette figure illustre ces courbes tandis que la partie gauche traduit l'évolution de la hauteur totale de l'arbre en fonction de l'âge.

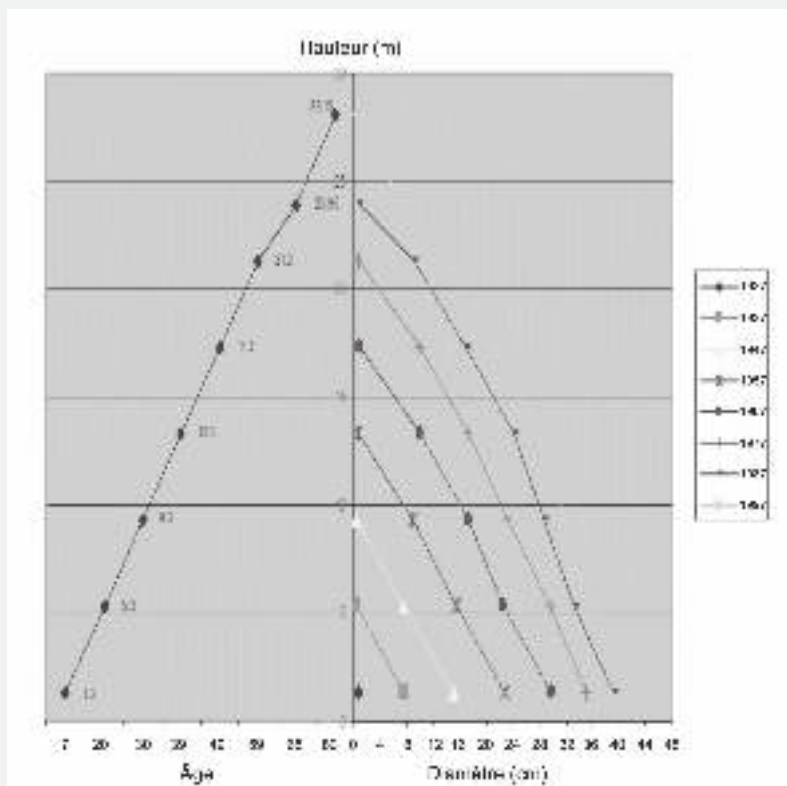
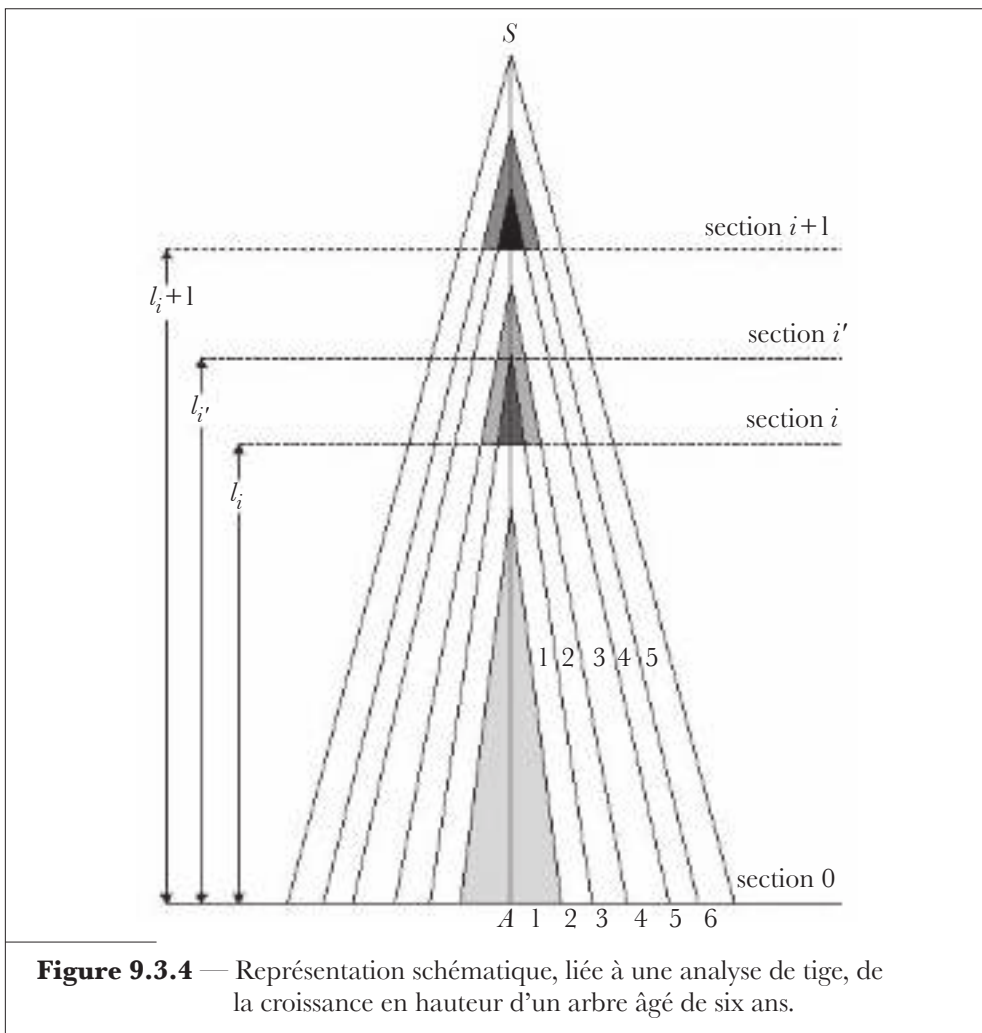


Figure 9.3.3 — Évolution de la croissance en fonction de l'âge (partie gauche) et courbes de profil correspondant à l'analyse de tige (partie droite), (figure en couleur en fin d'ouvrage).

La détermination, par analyse de tige, de la hauteur totale réelle atteinte à un âge donné pose un problème.

Considérons la croissance, année après année, d'un arbre âgé de 6 ans (Figure 9.3.4), la hauteur l_i correspondant à la section i aura été atteinte après $6 - 5 = 1$ an. Or la hauteur totale h pour le cerne intérieur 1 ($j = 1$) au niveau i et correspondant à la deuxième année (soit $6 - 5 + 1$) est plus élevée du fait que les sections sont presque toujours pratiquées à un point situé plus bas que le sommet du cône (aboutissement de la couche annuelle de bois). Si la section avait été pratiquée au niveau i' alors seulement $h = l_{i'}$.

• DYER et BAILEY [1987] montrent comment il est possible de corriger cette sous-estimation au moyen de plusieurs algorithmes dont la plupart partent de l'hypothèse que la croissance en hauteur est constante pour chaque année (cerne) pour laquelle cette même croissance est complètement ou partiellement comprise dans le billon délimité par



deux sections successives. La hauteur de l'arbre associée à un cerne déterminé, complètement identifié entre les sections et i et $i+1$ à un âge A_{ij} ; (âge de l'arbre correspondant au cerne j ($j = 1, n_i$) de la section i et qui est égal à : $n - n_i + j$, n étant l'âge total de l'arbre), peut être calculée par la relation générale :

$$h_{ij} = l_i + j(l_{i+1} - l_i) / (n_i - n_{i+1} + 1)$$

où l_i = hauteur à laquelle une section i a été pratiquée,
 n_i = nombre de cerne annuels comptés sur la section i ,
 h_{ij} = hauteur totale estimée de l'arbre à l'âge A_{ij} .

Cela revient, sur une base annuelle, à attribuer la même proportion de billon (hauteur) à chaque cerne et suppose en outre que les points correspondant au terme de la croissance en hauteur sur l'axe AS sont également espacés au sein du billon compris entre les sections i et $i+1$. Cette méthode réalise un bon compromis entre facilité d'utilisation et précision.

- La méthode la plus précise serait celle qui part de deux hypothèses :
 - la croissance annuelle en hauteur est constante pour chaque année pour laquelle la croissance en hauteur est totalement ou partiellement présente entre deux sections successives ;
 - en moyenne, lors des analyses de tige, les sections sont pratiquées au milieu des croissances annuelles en hauteur.

Dans ces conditions, on peut écrire que :

$$h_{ij} = l_i + (l_{i+1} - l_i) / [2(n_i - n_{i+1})] (j-1) (l_{i+1} - l_i) (n_i - n_{i+1})$$

• Une autre façon de procéder [RONDEUX et al., 1987], fait l'hypothèse qu'entre deux sections, la croissance en hauteur associée au rayon mesuré jusqu'au bout d'un cerne correspondant à un âge déterminé de l'arbre, est liée au rapport qui existe entre la différence de hauteur des deux sections et la différence des longueurs de rayons mesurés jusqu'aux bouts de cerne communs aux deux sections (on pourrait aussi prendre comme règle que seul le premier cerne commun soit pris en considération).

Si nous désignons par :

r_{ij} = rayon moyen mesuré sur la section i jusqu'à l'extérieur du cerne j en partant du centre de l'arbre,
 $r_{ik}, r_{(i+1)k}$ = rayons moyens mesurés sur les sections i et $i+1$ jusqu'à l'extérieur des cerne communs (k) aux deux sections.

La hauteur estimée résultera de la relation :

$$h_{ij} = l_i + r_{ij} (l_{i+1} - l_i) / (r_{ik} - r_{(i+1)k})$$

Exemple 9.3.2 — Détermination de hauteurs atteintes à des âges déterminés

Si l'on se réfère à la figure 9.3.4 on peut se faire une idée des différences observées entre les diverses méthodes proposées en mesurant hauteurs et largeurs de cernes à la latte graduée (estimation au quart de millimètre). Les hauteurs sont considérées à l'échelle 1/100 et les largeurs de cernes LC à l'échelle 1/1. Dans ces conditions si le niveau l_i correspond, par convention, à la hauteur de 10 m, le niveau l_{i+1} équivaut à la hauteur de 14,3 m.

Le tableau 9.3.3. comporte les résultats obtenus par les quatre méthodes suivantes :

1. DYER et BAILEY,
2. Croissance annuelle en hauteur constante,
3. Croissance en hauteur proportionnelle à celle en grosseur,
4. Identique à 3 (mais seul le premier cerne commun est pris en compte).

Tableau 9.3.3 — Détermination des hauteurs atteintes à des âges déterminés (analyse de tige). LC = largeur de cerne.

Cerne j n°	$l_i = 10$ m LC (mm)	$l_{i+1} = 14,3$ m LC (mm)	Méthodes				Mesuré
			1	2	3	4	
1	2,00		11,4	11,1	11,2	11,4	12,2
2	2,50		12,9	13,2	12,7	13,1	13,7
3	3,75	2,0	14,3	15,4	14,9	15,7	15,9
4	3,00	2,5	15,7	17,5	16,7	17,7	17,2
5	4,00	3,5	17,2	19,7	19,0	20,5	19,0

• Estimation par l'intermédiaire de systèmes de courbes de hauteur

Si l'on dispose, pour le même arbre, de plusieurs mesures périodiques de hauteurs, l'accroissement peut être estimé à partir de courbes exprimant la hauteur en fonction de l'âge. Pareille procédure doit être préférée à celle qui consiste à déduire l'accroissement de la comparaison de deux courbes de hauteur ajustées séparément au début et à la fin de la période d'accroissement.

9.3.4. Accroissement en volume

L'accroissement en volume peut résulter de la comparaison d'inventaires successifs et d'analyses de tiges. La première méthode se base sur l'accroissement de diverses composantes du volume ou sur l'utilisation d'équations de cubage.

• **Détermination de l'accroissement en volume à partir de ses composantes**

En théorie, l'accroissement en volume peut être exactement déterminé à partir de la différence entre les volumes observés à la fin (B) et au début (A) d'une période de temps donnée. En appliquant les relations générales mettant en œuvre les composantes du volume que sont la surface terrière g , la hauteur h et le coefficient de forme f (§ 4.2.2), on peut écrire :

$$v_A = g_A h_A f_A \quad \text{et} \quad v_B = g_B h_B f_B$$

d'où :

$$\Delta v = v_B - v_A$$

ou encore :

$$\Delta v = g_B h_B f_B - g_A h_A f_A$$

Les calculs montrent que l'accroissement périodique en volume Δv est aussi, après simplification, approximativement égal à [PRODAN, 1965] :

$$\Delta v \cong v_A \left(\frac{\Delta g}{g_A} + \frac{\Delta h}{h_A} + \frac{\Delta f}{f_A} \right)$$

donnant lieu à de légères erreurs négatives, ou encore à :

$$\Delta v \cong v_B \left(\frac{\Delta g}{g_B} + \frac{\Delta h}{h_B} + \frac{\Delta f}{f_B} \right)$$

donnant lieu à de légères erreurs positives.

On notera aussi que le pourcentage d'accroissement en volume est approximativement égal à la somme des pourcentages d'accroissements des composantes du volume, c'est-à-dire :

$$\Delta v \% \cong \Delta g \% + \Delta h \% + \Delta f \% \cong 2 \Delta d \% + \Delta hf \%$$

Δhf correspondant à l'accroissement de la hauteur réduite (§ 4.2.2).

• **Détermination de l'accroissement en volume à partir d'équations de régression**

L'utilisation d'équations de régression, appliquées au matériel ligneux en début et en fin de période, permet aussi d'estimer l'accroissement en volume. Si nous considérons le cas d'une équation de régression multiple comportant les deux variables explicatives que sont la circonférence à hauteur d'homme c et la hauteur totale h , soit :

$$v = a_0 + a_1 c^2 + a_2 h$$

il vient que :

$$\begin{aligned}\Delta v &= a_1(c_B^2 - c_A^2) + a_2(h_B - h_A) \\ &= a_1\Delta c (c_B + c_A) + a_2\Delta h\end{aligned}$$

Cet accroissement périodique est obtenu à partir de circonférences et hauteurs d'arbres échantillons mesurées au temps B et connues ou estimées au temps A . La circonférence c_A résulte de l'expression :

$$c_A = c_B - \Delta c$$

l'accroissement Δc étant obtenu à partir d'un sondage à la tarière, tandis que l'accroissement en hauteur Δh , à défaut d'être issu d'une mesure directe, peut être calculé à partir d'une équation de régression basée sur l'accroissement en circonférence Δc . Il se présente généralement sous la forme :

$$\Delta h = a_0 + a_1 \Delta c$$

• ***Détermination de l'accroissement en volume par analyse de tige***

Cette méthode (§ 9.3.3), longue et coûteuse, n'est à envisager, dans le cas des volumes, qu'à l'occasion d'inventaires réalisés par échantillonnage, ou plus souvent d'études destinées à modéliser la croissance des arbres. Elle ne concerne qu'un échantillon réduit de sujets.

9.4. Détermination de l'accroissement d'un peuplement

Pour déterminer l'accroissement d'un peuplement, on utilisera des données immédiates issues du peuplement (méthode directe) ou on mettra à profit des modèles de croissance ou des tables de production (Chapitre 11) construits à partir de l'étude de peuplements et constituant avant tout des moyens de comparaisons.

9.4.1. Principaux types d'accroissements et paramètres à considérer

De la même manière que pour un arbre, on distinguera, en ce qui concerne un peuplement, des accroissements courants annuels, périodiques et moyens périodiques. La détermination de tous ces accroissements suppose cependant la connaissance d'un plus grand nombre de paramètres que nous définirons brièvement de la manière ci-après :

- la *période d'accroissement*⁽⁹⁾ = le nombre d'années séparant deux inventaires successifs ;
- l'*état initial* = la quantité relative à la variable étudiée y , par exemple le volume, au début d'une période donnée de temps ou d'accroissement Δt ;
- l'*état final* = la quantité de cette même variable y à la fin de la période d'accroissement ;
- le *passage à la futaie*⁽¹⁰⁾ = le nombre de tiges ou le volume des tiges ayant atteint le seuil de dimension mesurable au terme de la période d'accroissement. Il s'agit du «recrutement» qui s'est produit entre deux inventaires ;
- la *mortalité* = le nombre ou le volume des arbres disparus durant la période d'accroissement, suite à une cause naturelle, chablis, compétition, etc. ;
- la *coupe (éclaircie)* = le nombre ou le volume d'arbres enlevés en coupes durant la période.

9.4.2. Accroissement biologique et accroissement technique

Si l'on raisonne en termes de grosseur ou de hauteur de l'arbre moyen d'un peuplement, l'accroissement observé au cours d'une période de temps déterminée, comporte des coupes ou des mortalités. Il s'agit dès lors d'un accroissement «apparent» qui se décompose en accroissement «biologique» et en accroissement «technique».

L'accroissement biologique est un accroissement réel, toujours positif, fonction de la période de temps considérée, et mesuré sur le même ensemble d'arbres. L'accroissement technique est, par contre, un accroissement fictif, instantané, lié à l'effet d'une coupe ou à une modification des effectifs du peuplement qui fait varier la grosseur de l'arbre moyen et donne lieu à un accroissement positif, nul ou même négatif, selon la vigueur des interventions (éclaircies ou autres coupes).

La distinction entre accroissement biologique et accroissement technique est très opportune à considérer dans la perspective d'éclaircies *numériques* [DELVAUX, 1974] ou de l'élaboration de modèles de gestion (§ 12.4.1) [RONDEUX et DELVAUX, 1979].

On notera au passage que les tables de production dissociant matériel sur pied avant et après éclaircie, permettent d'isoler facilement ces deux types d'accroissement.

⁽⁹⁾ *growing period.*

⁽¹⁰⁾ *ingrowth.*

Exemple 9.4.1 — Détermination des accroissements biologique et technique

Un peuplement d'épicéa (*Picea abies*) a fait l'objet, depuis l'âge de 35 ans, de plusieurs mesures échelonnées de cinq en cinq ans en ce qui concerne les nombres de bois à l'hectare (N), les surfaces terrières à l'hectare (G) et la circonférence de l'arbre de surface terrière moyenne (c_g).

Nous avons isolé dans le tableau 9.4.1 les résultats des mesures portant sur la période allant de 45 à 50 ans et concernant aussi bien les arbres sur pied que les arbres prélevés. Sur cette période, la circonférence moyenne du peuplement principal (matériel sur pied) s'est accrue de $89,9 - 79,1 = 10,8$ cm, valeur qui constitue l'accroissement *apparent*.

Immédiatement avant l'éclaircie pratiquée à 50 ans, les caractéristiques dendrométriques étaient respectivement égales à :

$$N = 831$$

$$G = 42,0 + 5,9 = 47,9 \text{ m}^2$$

$$c_g = \sqrt{4\pi G/N} = \sqrt{0,7243} = 0,851 \text{ m} = 85,1 \text{ cm}$$

Suite à l'effet instantané de la coupe, la circonférence c_g est passée de 85,1 cm à 89,9 cm, ce qui correspond à un accroissement *technique* de 4,8 cm. L'accroissement *biologique* est dans ces conditions égal à $10,8 - 4,8 = 6,0$ cm et représente 55% de l'accroissement apparent.

Tableau 9.4.1 — Caractéristiques dendrométriques globales d'un peuplement d'épicéa (matériel sur pied et matériel prélevé).

Âge	Matériel sur pied			Matériel prélevé		
	N	G (m ²)	c_g (cm)	N	G (m ²)	c_g (cm)
35	1.500	41,0	58,6			
40	1.080	41,2	69,2	420	6,3	43,4
45	831	41,4	79,1	249	6,1	55,5
50	643	42,0	89,9	188	5,9	62,8

9.4.3. Détermination de l'accroissement d'un peuplement à partir d'inventaires successifs

L'estimation la plus directe d'un accroissement résulte de la comparaison d'inventaires successifs du matériel étudié. Une analyse relativement complète de ce problème nécessite que l'on ait recours aux divers éléments suivants que nous ferons porter sur le volume mais qui pourraient évidemment être appliqués à la surface terrière et au nombre de bois [RONDEUX, 1978c] :

$$\Delta V_b = \text{accroissement brut du volume initial,}$$

- V_{PF} = volume relatif au passage à la futaie, c'est-à-dire du matériel ayant atteint, à la fin d'une période de croissance, la dimension de précomptage (seuil de l'inventaire),
 ΔV_n = accroissement net du volume initial (= brut-mortalité),
 V_A = volume du peuplement au début de la période,
 V_B = volume du peuplement à la fin de la période,
 V_M = volume relatif à la mortalité,
 V_E = volume relatif aux éclaircies.

Le passage à la futaie PF est toujours mesuré à la fin de la période de croissance et intégré aux données observées à l'époque du second inventaire V_B . En réalité *l'accroissement* se réfère au matériel inventorié au début de la période (= accroissement du matériel initial) et si l'on prend aussi le passage à la futaie en considération, on parlera plutôt de *production*.

Les accroissements bruts ΔV_b et nets ΔV_n résultent des équations :

$$\Delta V_b = V_B - V_A + V_M + V_E - V_{PF}$$

$$\Delta V_n = V_B - V_A + V_E - V_{PF}$$

et la production de l'équation :

$$\Delta V_b + V_{PF} = V_B - V_A + V_M + V_E$$

Dans les équations ci-avant, la mortalité M et les éclaircies E peuvent être prises en compte de la manière qui suit :

- V_M et V_E correspondent au volume des arbres morts et prélevés, à l'époque de leur « disparition », ce qui n'est envisageable que dans le cas du suivi intensif d'un peuplement ;
- à défaut de connaître l'année de « disparition », V_M et V_E correspondent aux volumes qu'avaient les arbres morts et prélevés à l'époque du premier inventaire, on fait l'hypothèse qu'ils ont été coupés à la fin de la période de croissance. Dans le cas particulier des éclaircies, si la rotation coïncide avec la périodicité des inventaires, il est facile de comprendre que l'on ne s'expose pas aux inconvénients précités.

Il est utile de revenir un instant sur ces définitions. Pour des raisons simplificatrices le passage à la futaie est pris en compte au moment de l'inventaire réalisé au temps B . Il serait cependant plus précis de le prendre *au moment même de ce passage*. En toute rigueur l'accroissement brut correspond à l'accroissement du matériel initial (portant donc sur les arbres présents à la fois aux temps A et B) augmenté de l'accroissement des arbres prélevés en éclaircie, de celui des arbres morts et de l'accroissement des arbres passés à la futaie, soit aussi à celui observé entre le moment du passage (seuil d'inventaire atteint) et le temps B .

La « correction » proposée est sans grande conséquence lorsque les valeurs d'accroissement et de production sont calculées à partir d'inventaires complets ou par échantillonnage mettant en œuvre des placettes uniques à surfaces définies. Le problème est sensiblement différent dans le cas d'inventaires par échantillonnage où des comparaisons portent sur des volumes mesurés au sein de placettes concentriques composant l'unité d'échantillonnage et ne considèrent que des arbres dont les diamètres se situent entre des limites préfixées variant de placette à placette (§ 13.3.1 et § 13.14.5).

Une autre manière de présenter le calcul de l'accroissement et du passage à la futaie part de l'idée que tous les arbres à comptabiliser entre le moment A et le moment B contribuent à l'accroissement de la manière suivante :

- pour tout arbre i mesuré en A et en B : $\Delta V_i = V_{B_i} - V_{A_i}$;
- pour tout arbre i mesuré en A et récolté avant B : $\Delta V_i = V_{E_i} - V_{A_i}$;
- pour tout arbre i mesuré en A et mort en B : $\Delta V_i = V_{M_i} - V_{A_i}$;
- pour tout arbre i ayant franchi le seuil d'inventaire après A : $\Delta V_i = V_{PF_i} + (V_{B_i} - V_{PF_i})$.

De manière analytique l'accroissement résultant s'écrit en sommant les trois premières composantes correspondant à l'ensemble des arbres déjà présents au temps A (= accroissement du matériel initial) et l'accroissement *sensu stricto* des arbres passés à la futaie correspondant au second terme de la dernière composante :

$$\begin{aligned} \Delta V_b &= \sum_{i=1}^{n_A - n_E - n_M} (V_{B_i} - V_{A_i}) + \sum_{i=1}^{n_E} (V_{E_i} - V_{A_i}) + \sum_{i=1}^{n_M} (V_{M_i} - V_{A_i}) + \sum_{i=1}^{n_{PF}} (V_{B_i} - V_{PF_i}) \\ &= \sum_{i=1}^{n_A - n_E - n_M + n_{PF}} V_{B_i} - \sum_{i=1}^{n_A} V_{A_i} + \sum_{i=1}^{n_E} V_{E_i} + \sum_{i=1}^{n_M} V_{M_i} - \sum_{i=1}^{n_{PF}} V_{PF_i} \end{aligned}$$

où :

- n_A, n_B, n_M et n_E = nombre d'arbres mesurés aux temps A et B , morts (M) et prélevés (E) en éclaircie,
- n_{PF} = nombre d'arbres passés à la futaie entre le temps A et le temps B ,
- $V_{A_i}, V_{B_i}, V_{E_i}, V_{M_i}$ = volumes d'arbres i au temps A et B , récoltés en éclaircie et morts,
- V_{PF_i} = volumes d'arbres i passés à la futaie (calculés à partir du diamètre correspondant à celui du seuil d'inventaire).

Cette expression se réduit aussi, tous les arbres présents au temps B étant pris en compte, à :

$$\Delta V_b = V_B - V_A + V_E + V_M - V_{PF}$$

dans laquelle le volume des arbres passés à la futaie est considéré *au moment du passage*.

Quant à la « production » qui résulte de la comparaison des volumes d'arbres observés (mesurables) respectivement aux temps A et B , elle correspond bien à l'accroissement brut auquel on ajoute l'accroissement des arbres passés à la futaie, ce qui donne lieu à l'expression :

$$V_B - V_A + V_E + V_M$$

Les inventaires successifs sont effectués à l'occasion de dénombrements complets ou d'inventaires complets comme le suggère la « méthode du contrôle » [BIOLLEY, 1920; PRODAN, 1965], ou à l'occasion d'inventaires par placettes permanentes (« Continuous Forest Inventory » ou CFI) largement pratiqués aux USA et au Canada, ou localement en Europe occidentale [SCHMID, 1967; 1971]. Ces méthodes permettent de calculer un accroissement pour chaque catégorie de grosseur.

Exemple 9.4.2 — Calcul d'accroissement en volume pour un peuplement d'épicéa

À la suite de mesures effectuées dans un peuplement équienné d'épicéas (*Picea abies*) de 2,6 ha plantés en 1908, on dispose d'informations fragmentaires (Tableau 9.4.2) relatives au matériel prélevé en éclaircies ou en coupes de chablis depuis 1941, époque de la première intervention, et au matériel inventorié sur pied à l'occasion d'inventaires réalisés tous les trois ans de 1964 à 1973.

Tableau 9.4.2 — Données relatives aux inventaires et aux éclaircies pratiquées dans un peuplement d'épicéa.

Années	Inventaires (après éclaircies)		Éclaircies			Chablis		
	Nombres de bois	Volumes (m ³)	Nombres de bois	Volumes (m ³)	Vol. cum. (m ³)	Nombres de bois	Volumes (m ³)	Vol. cum. (m ³)
1941	2.674	-	699	41	41	-	-	-
1946	2.465	-	209	67	108	-	-	-
1949	2.274	-	191	58	166	75	44	44
1952	2.046	-	228	122	288	-	-	44
1953	1.726	-	-	-	288	320	120	164
1955	1.578	-	188	81	369	-	-	164
1958	1.369	-	169	107	476	-	-	164
1961	1.252	-	117	89	565	-	-	164
1964	1.113	1.320	139	111	676	-	-	164
1967	949	1.316	154	126	802	10	5	169
1970	823	1.303	126	137	939	-	-	169
1973	703	1.278	120	147	1.086	-	-	169

Sur la base des chiffres disponibles, on peut déterminer les différents types d'accroissements définis antérieurement (§ 9.2).

La production totale en volume *PTV* relative à ce peuplement résulte de la sommation des prélèvements (éclaircies + chablis) effectués depuis son installation et du matériel sur pied observé au dernier inventaire :

$$PTV = 1.086 + 169 + 1.278 = 2.533 \text{ m}^3$$

à laquelle il faut ajouter le volume des arbres morts ou disparus, estimé à 97 m³, entre la plantation et l'époque de la première éclaircie, ce qui correspond alors à une production totale à l'hectare de $2.630/2,6 = 1.011,5 \text{ m}^3/\text{ha}$.

Dans ces conditions, l'accroissement moyen annuel en volume AMV à l'hectare, pour ce peuplement âgé de 65 ans, est égal à :

$$AMV = 1.011,5/65 = 15,6 \text{ m}^3/\text{ha}/\text{an}$$

Quant aux accroissements moyens périodiques en volume $AMPV$ calculés par périodes de trois ans de 1964 à 1973, ils sont respectivement égaux à :

$$AMPV_{(64-67)} = (1.316 - 1.320 + 126 + 5)/3 = 42,3 \text{ m}^3, \text{ soit } 16,3 \text{ m}^3/\text{ha}/\text{an}$$

$$AMPV_{(67-70)} = (1.303 - 1.316 + 137)/3 = 41,3 \text{ m}^3, \text{ soit } 15,9 \text{ m}^3/\text{ha}/\text{an}$$

$$AMPV_{(70-73)} = (1.278 - 1.303 + 147)/3 = 40,7 \text{ m}^3, \text{ soit } 15,7 \text{ m}^3/\text{ha}/\text{an}$$

Ces chiffres moyens peuvent également être assimilés à des accroissements courants annuels, eu égard à la courte longueur des périodes de croissance. Par la même occasion, on peut vérifier que le peuplement étudié atteint son maximum d'accroissement moyen annuel aux environs de 65 ans. Les calculs montrent, en effet, que les accroissements moyens annuels valent respectivement, compte tenu des 97 m^3 estimés d'arbres morts ou disparus :

$$\text{en } 1967, 2.384/59 = 40,4 \text{ m}^3, \text{ soit } 15,5 \text{ m}^3/\text{ha}/\text{an}$$

$$\text{en } 1970, 2.508/62 = 40,5 \text{ m}^3, \text{ soit } 15,6 \text{ m}^3/\text{ha}/\text{an}$$

$$\text{en } 1973, 2.630/65 = 40,5 \text{ m}^3, \text{ soit } 15,6 \text{ m}^3/\text{ha}/\text{an}$$

valeurs quasi identiques à celles de l'accroissement courant annuel observé de 1970 à 1973, c'est-à-dire $15,7 \text{ m}^3$.

• *Incidence des types de peuplements et des méthodes de calcul sur les accroissements*

En peuplement équienne, toutes les formes d'accroissement qui ont déjà été évoquées sont d'application : accroissement courant, accroissement périodique, accroissement moyen. Généralement, l'accroissement « moyen », fréquemment utilisé dans le vocabulaire forestier, correspond à l'accroissement moyen annuel par hectare pour une révolution entière, c'est-à-dire pour la vie du peuplement. Parfois, l'accroissement est présenté sous forme de taux ; cependant cette expression n'est réellement utile que pour comparer des situations dans lesquelles soit la production, soit le matériel du peuplement principal sont identiques [DELVAUX, 1978], puisque ceux-ci interviennent respectivement en numérateur et en dénominateur du rapport correspondant au taux.

En peuplements d'âges multiples, à défaut de connaître l'année d'origine ou l'âge du peuplement, seules les notions d'accroissements courant et périodique ont encore une signification. L'accroissement moyen annuel au sens strict ne peut être déterminé. Dans le cas idéal d'un peuplement normal, c'est-à-dire qui resterait semblable à lui-même au cours du temps (en ce qui concerne la répartition des arbres par catégories de grosseur), les accroissements courant, périodique et moyen seraient identiques. La mesure de l'accroissement en volume peut être influencée par le passage à la futaie qui est lié à la dimension de précomptage et par le choix des découpes fixant les volumes à comparer.

Pratiquement, les inventaires de gestion ne tiennent compte que des arbres ayant atteint et dépassé une grosseur limite (22 cm de circonférence pour les résineux et 40 cm pour les feuillus, par exemple). Cette grosseur peut être atteinte entre deux inventaires successifs et a une influence directe sur les accroissements courant et périodique ;

l'accroissement est surestimé dans la mesure où les comparaisons ne portent plus strictement sur les mêmes arbres.

Le choix de la découpe a également une très grande incidence sur l'accroissement périodique, outre le fait que la fixation d'une découpe de 22 cm de circonférence pour les résineux et de 40 cm pour les feuillus élimine les arbres n'ayant pas atteint ces dimensions à hauteur d'homme. Il faut aussi savoir que l'accroissement, conséquence logique d'un simple effet technique est, au début de la vie d'un peuplement, d'autant plus faible (en apparence) que la dimension à la découpe est importante et, au fur et à mesure du vieillissement du peuplement, relativement d'autant plus élevé que cette même dimension est forte [DELVAUX, 1978].

• *Précision de la mesure de l'accroissement dans un peuplement*

L'accroissement moyen périodique en volume d'un peuplement, obtenu par comparaison d'inventaires sur une période de $n = \Delta A$ années, découle donc de la relation générale :

$$\Delta V = \frac{V_B - V_A + V_E}{n}$$

dans laquelle on devrait aussi, lorsque les circonstances l'imposent, tenir compte du passage à la futaie V_{PF} .

Si nous supposons que les variables aléatoires V_B , V_A , et V_E sont des estimations *non biaisées*, entâchées d'erreurs indépendantes, des vraies valeurs correspondantes et que σ_B , σ_A et σ_E représentent leurs écarts-types, on peut écrire que la variance de l'accroissement du volume ΔV est égale à :

$$\sigma_{\Delta V}^2 = \frac{\sigma_B^2 + \sigma_A^2 + \sigma_E^2}{n^2}$$

ou encore, en termes d'écarts-types relatifs, que :

$$\frac{\sigma_{\Delta V}}{\Delta V} = \frac{\sqrt{\sigma_B^2 + \sigma_A^2 + \sigma_E^2}}{V_B - V_A + V_E}$$

Si l'on fait aussi l'hypothèse que les variables V_B , V_A et V_E sont normales, les erreurs relatives à craindre sur l'estimation de ces variables, pour un degré de confiance de 95 %, sont respectivement égales à :

$$e_B \cong 2 \frac{\sigma_B}{V_B}, \quad e_A \cong 2 \frac{\sigma_A}{V_A}, \quad e_E \cong 2 \frac{\sigma_E}{V_E}$$

d'où il vient que l'erreur relative à craindre sur ΔV s'écrit :

$$e_{\Delta V} \cong \frac{\sqrt{e_B^2 V_B^2 + e_A^2 V_A^2 + e_E^2 V_E^2}}{V_B - V_A + V_E}$$

Cette expression montre que l'erreur à craindre $e_{\Delta V}$ décroît lorsque la valeur de l'accroissement ou celle du matériel final V_B augmente : ce sera le cas si le nombre d'années séparant les deux inventaires augmente.

Exemple 9.4.3 — Précision de l'accroissement en volume obtenu par comparaison d'inventaires successifs

Retournons aux données de l'exemple 9.4.2 et isolons plus particulièrement celles qui concernent les volumes V_A et V_B mesurés lors d'inventaires successifs et le volume prélevé constitué des éclaircies V_E et des chablis V_C . Les périodes de croissance sur lesquelles portent les calculs vont respectivement de 1964 à 1967, de 1964 à 1970 et de 1964 à 1973 (Tableau 9.4.3).

Tableau 9.4.3 — Volumes sur pied (V_A et V_B) et prélevés [éclaircies (V_E) et chablis (V_C)] par périodes de croissance (valeurs extraites du tableau 9.4.2).

	Périodes		
	1964-1967	1964-1970	1964-1973
V_A (m ³)	1.320	1.320	1.320
V_B (m ³)	1.316	1.303	1.278
$V_E + V_C$ (m ³)	131	268	415

Supposons que, dans chacun des cas, l'erreur relative à craindre sur l'estimation du volume (au seuil de 5%) ait été de 5% aussi bien lors du premier inventaire ($e_A = 5\%$) que du second ($e_B = 5\%$), et de 3% pour l'éclaircie et les chablis ($e_{E+C} = 3\%$).

L'accroissement moyen périodique en volume, estimé pour la période comprise entre 1964 et 1967, est égal à :

$$AMPV_{(64-67)} = \Delta V = (1.316 - 1.320 + 131)/3 = 42,3 \text{ m}^3/\text{an}$$

et l'erreur à craindre, au seuil de 5%, sur cette estimation est égale à :

$$e_{\Delta V} = \frac{\sqrt{(0,05)^2 (1.320)^2 + (0,05)^2 (1.316)^2 + (0,03)^2 (131)^2}}{(1.316 - 1.320 + 131)}$$

$$= \frac{\sqrt{8701,0849}}{127} = 0,73 = 73\%$$

L'accroissement estimé sur une période de trois ans n'est donc connu qu'à 73% près, malgré la bonne précision affectant les estimations lors des inventaires (ce qui signifie, qu'en moyenne, sa vraie valeur est comprise, dans 95 cas sur 100, dans l'intervalle de confiance dont les limites sont respectivement égales à 11,4 m³ et 73,2 m³!).

En suivant le même raisonnement pour la période de croissance plus longue (six ans), on obtient :

$$AMPV_{(64-70)} = \Delta V = (1.303 - 1.320 + 268)/6 = 41,8 \text{ m}^3/\text{an}$$

et

$$e_{\Delta V} = \frac{\sqrt{8.665,1641}}{251} = 0,37 = 37\%$$

soit une erreur réduite de moitié.

Enfin, dans le cas de la période de croissance de neuf ans, on obtient :

$$AMPV_{(64-73)} = \Delta V = 41,4 \text{ m}^3/\text{an}$$

et

$$e_{\Delta V} = \frac{\sqrt{8.594,2125}}{373} = 0,25 = 25\%$$

Les accroissements issus de la comparaison d'inventaires complets, contrairement à ce que l'on pourrait croire, ne sont pas forcément précis. Dans le cas d'inventaires de qualité, on peut s'attendre à des erreurs à craindre relatives très importantes, de l'ordre de 25 %, au seuil de probabilité de 5 %.

9.4.4. Détermination de l'accroissement en volume à partir d'un inventaire unique

En l'absence d'inventaires répétés, l'accroissement en volume d'un peuplement peut être estimé à partir des accroissements en grosseur et en hauteur, grâce aux relations qui existent entre ces caractéristiques et le volume, et qui sont exprimées au moyen d'équations de cubage. De manière générale, compte tenu de la difficulté de mesurer correctement un accroissement en hauteur, on se contente souvent de l'accroissement en grosseur estimé au moyen de sondages à la tarière de PRESSLER. On estime en principe par cette voie le potentiel d'accroissement annuel des arbres au moment de l'inventaire [LOETSCH et al., 1973] mais, en toute rigueur, il faudrait aussi tenir compte du fait que le dernier cerne annuel est toujours en croissance. Les méthodes d'estimation qui concernent l'accroissement annuel courant en diamètre d'un arbre, partent, entre autres, de l'hypothèse que cet accroissement peut être estimé par la moyenne des accroissements annuels relatifs à une courte période passée, limitée dans le temps. Comme la largeur d'un cerne est également étroitement liée aux facteurs climatiques annuels, on choisit en pratique de considérer la largeur moyenne des cernes de croissance observés sur les 5 ou 10 dernières années, ce qui peut évidemment donner lieu à des risques d'erreur systématique. Cette durée réalise un compromis : elle est suffisamment courte pour respecter l'hypothèse émise et éviter de trop abîmer l'arbre, elle est suffisamment longue pour connaître avec une précision acceptable l'épaisseur moyenne des cernes.

L'accroissement en volume est estimé à partir du seul accroissement radial en utilisant diverses méthodes. Nous envisagerons plus particulièrement ci-après :

- la méthode basée sur la différence entre volumes ;
- la méthode basée sur la dérivée d'un tarif de cubage ;
- la méthode de l'arbre moyen.

• ***Méthode basée sur la différence entre volumes***

Cette méthode, aussi appelée « méthode par interpolation⁽¹¹⁾ » [LOETSCH, 1954 ; MEYER, 1942], consiste à déterminer, au moyen d'un tarif de cubage approprié, les volumes relatifs à toutes les classes de diamètre, puis à calculer les accroissements par différences de volumes. Si nous désignons par v_d le volume de l'arbre de diamètre d sur lequel porte le calcul d'accroissement en volume, et par w l'amplitude des classes de diamètre, l'accroissement en volume par centimètre d'accroissement en diamètre est égal à :

$$Dv = \frac{v_{(d+w)} - v_{(d-w)}}{2w}$$

L'accroissement en volume Δv relatif à un accroissement périodique en diamètre Δd issu d'une mesure à la tarière et portant sur n années, résulte dès lors de l'expression :

$$\Delta v = Dv \Delta d$$

Il suffit ensuite de multiplier la valeur de l'accroissement moyen périodique (annuel) en volume, soit $\Delta v/n$, par le nombre d'arbres présents dans la classe de diamètre d pour obtenir l'accroissement total de tous les arbres de cette catégorie. On détermine l'accroissement annuel en volume du peuplement en répétant la même procédure pour les autres classes de diamètre.

• ***Méthode basée sur la dérivée d'un tarif de cubage***

Si l'on considère un arbre dont le diamètre d à 1,3 m et le volume v varient en fonction du temps t , son volume peut être calculé au moyen d'un tarif de cubage à une entrée (§ 6.2), soit :

$$v = f(d)$$

qui suppose bien rendre compte de l'évolution du volume de tout arbre en fonction de l'évolution de son diamètre au cours du temps, hypothèse dont la validité n'est cependant pas du tout évidente. L'accroissement courant en volume, au temps t , est égal à :

⁽¹¹⁾ interpolation method.

$$\frac{\delta v}{\delta t} = \frac{\delta v}{\delta d} \frac{\delta d}{\delta t}$$

sachant que $\delta v / \delta d$ représente la vitesse d'accroissement du volume par rapport à l'accroissement du diamètre ou la « dérivée » du tarif de cubage, alors que $\delta d / \delta t$ représente l'accroissement courant en diamètre à l'instant t .

Dans ces conditions, l'accroissement courant en volume ($i_v = \Delta v / n$) peut aussi se mettre sous la forme :

$$i_v = v'(d) i_d$$

où d = diamètre observé en fin de période d'accroissement,
 $v'(d)$ = dérivée du tarif ou du volume par rapport au diamètre,
 i_d = accroissement moyen annuel périodique (courant) du diamètre obtenu par sondage à la tarière ($i_d = \Delta d / n$).

Il convient d'attirer l'attention sur le fait que si l'accroissement était déterminé sur la base de l'utilisation d'une équation de cubage du type : $v = f(d)$, appliquée au début et à la fin d'une période de n années, la valeur de l'accroissement moyen périodique $i_v = (v_B - v_A) / n$ ne se référerait pas au diamètre final mais bien au diamètre moyen relatif à la période d'accroissement.

Par contre, en utilisant la formule basée sur le calcul de la dérivée première du volume par rapport au diamètre, le diamètre de référence est habituellement celui observé à la fin de la période d'accroissement. Comme la vitesse d'accroissement ou la valeur de la dérivée augmente avec l'augmentation du diamètre (cas de la relation de base : $v = a_0 + a_1 d^2$), l'accroissement résultant en volume est légèrement plus élevé que la valeur découlant de la relation $(v_B - v_A) / n$ et donc que la vitesse d'accroissement du diamètre moyen. Il semble pourtant logique [LOETSCH et al., 1973] de considérer l'accroissement du diamètre final, c'est-à-dire celui observé au moment de l'inventaire, en raison même de l'objectif poursuivi qui est de déterminer le potentiel de croissance pour l'année de l'inventaire. En basant les calculs sur un diamètre plus élevé que le diamètre moyen auquel on pourrait éventuellement se référer, on compense, dans une certaine mesure, le fait que l'accroissement en hauteur, autre composante de l'accroissement en volume, n'est pas pris en compte dans le modèle.

Les résultats fournis par la méthode des différences de tarifs sont identiques à ceux fournis par les dérivées premières dans le cas d'équations dont la dérivée première est une droite ; dans les autres cas, les différences entre méthodes sont négligeables, pour autant que les classes diamétrales soient de faible amplitude.

• **Méthode de l'arbre moyen**

Il est également possible de déterminer l'accroissement en volume non plus par classes de diamètre, mais directement pour la totalité de la surface ou du matériel inventorié, en basant les calculs sur le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne (§ 7.2.2).

Dans ce cas, si à la suite de sondages effectués sur des arbres de toutes dimensions, on dispose par exemple d'une relation entre l'accroissement courant en diamètre i_d et le diamètre d , de la forme :

$$i_d = a_0 + a_1 d$$

qui, en ce qui concerne le diamètre particulier de l'arbre de surface terrière moyenne d_g , s'écrit :

$$i_{d_g} = a_0 + a_1 d_g$$

l'accroissement courant global en volume, calculé pour les N arbres constituant le peuplement, découle alors de la relation :

$$I_V \cong N i_v \cong N \left[i_{d_g} v'(d) \right]$$

Les trois méthodes qui viennent d'être évoquées supposent la prise en considération d'un nombre limité d'arbres choisis le plus souvent au sein d'unités d'échantillonnage. Hormis la méthode de l'arbre moyen nécessitant l'analyse de quelques arbres de dimensions correspondant à la grosseur moyenne, les prélèvements peuvent concerner tous les arbres, solution idéale si le nombre de ceux-ci n'est pas trop élevé par échantillon (< 50), ou plusieurs d'entre eux selon divers procédés tendant à matérialiser un échantillon représentatif.

Parmi ceux-ci, on peut envisager :

- le sondage de tous les arbres d'une sous-unité d'échantillonnage correspondant, par exemple, à 20 ou 25 % de la surface de l'unité principale ;
- le sondage d'un certain nombre d'arbres les plus proches du centre de l'unité d'échantillonnage à raison, par exemple, de 10 % du nombre total de tiges présentes dans celle-ci. De cette manière, on dispose d'une représentation suffisamment objective des diverses catégories de grosseur ;
- le sondage d'un échantillon d'arbres appartenant à toutes les catégories de grosseur en respectant une répartition proportionnelle. Si on décide de sonder 50 % du nombre total d'arbres, on appliquera, autant que possible, ce pourcentage à chaque catégorie de grosseur.

La dernière méthode est représentative vis-à-vis du diamètre et serait à conseiller si l'on souhaite estimer un accroissement tenant compte de la réalité d'une distribution de fréquences [LAURENT et RONDEUX, 1985a] ; par contre,

la première méthode est meilleure si l'objectif le plus important est de maîtriser les conditions locales de croissance.

Un autre problème très important est lié à la variabilité des résultats fournis par plusieurs sondages effectués sur un même arbre. Si l'on se réfère à la théorie de l'échantillonnage à deux degrés (§ 13.9), le premier degré correspondant aux arbres et le second aux sondages, il est plus avantageux en matière de précision des estimations d'augmenter les unités du premier degré. En pratique, pour un nombre total de sondages fixés, on recommandera d'effectuer un seul sondage par arbre. Enfin, on peut se demander si l'échantillonnage doit porter sur des unités d'échantillonnage ou sur des arbres-échantillons. Ce sera souvent la première méthode qui sera retenue eu égard à sa possibilité de fournir des estimations locales de l'accroissement par hectare, la seconde méthode suppose que l'on dispose des résultats d'un inventaire (nombres de tiges par catégories de grosseur) à l'époque de l'estimation de l'accroissement [DUPLAT et PERROTTE, 1981].

Exemple 9.4.4 — Calcul de l'accroissement en volume d'un peuplement à partir d'un inventaire unique

Une forêt résineuse d'épicéa (*Picea abies*) de 150 ha, comportant des parcelles de gestion âgées de 30 à 50 ans, a fait l'objet d'un inventaire par échantillonnage à raison d'un taux de sondage (§ 13.2.1) de 2% matérialisé au moyen d'une unité de 4 ares par 2 ha. Au sein des 75 unités de sondage qui ont été installées, on a procédé à la mesure de toutes les circonférences à 1,3 m du sol. En outre, on a mesuré à la tarière de PRESSLER les accroissements radiaux, sur une période de cinq ans, de 35% de arbres présents en veillant à respecter une représentation proportionnelle de chacune des catégories de grosseur. Aucune éclaircie n'a été effectuée durant la période considérée. Les éléments nécessaires au calcul de l'accroissement annuel global du matériel inventorié au sein des unités sont fournis dans le tableau 9.4.4.

Nous envisagerons, pas à pas, la manière d'effectuer les calculs en nous basant sur la *méthode des dérivées*. Les volumes individuels sur écorce, correspondant aux valeurs centrales des catégories de circonférence à 1,3 m (colonne 3), sont issus de l'équation générale [DAGNELIE et al., 1976] :

$$v = 0,037249 - 0,0038064c + 0,00012453c^2$$

Les volumes relatifs à l'ensemble des arbres échantillons sont obtenus (colonne 4) en multipliant les nombres de bois concernés dans chaque catégorie de circonférence (colonne 2) par les volumes individuels (colonne 3), ce qui donne lieu à un volume total de 1.196 m³. L'accroissement annuel (ou moyen périodique) en volume par accroissement unitaire (ou cm d'accroissement) en circonférence s'obtient en calculant la dérivée première du volume par rapport à la circonférence (colonne 6), soit :

$$v'(c) = -0,0038064 + 0,00024906c$$

Tableau 9.4.4 — Données relatives à l'accroissement en volume d'un peuplement à partir d'un inventaire unique.

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
35	54	0,057	3,078	13	0,00491	0,574	0,598	0,00294	0,159
45	161	0,118	18,998	33	0,00740	0,714	0,744	0,00551	0,887
55	262	0,205	53,710	64	0,00989	0,854	0,890	0,00880	2,306
65	316	0,316	99,856	103	0,01238	0,994	1,036	0,01283	4,054
75	362	0,452	163,624	132	0,01487	1,134	1,182	0,01758	6,364
85	347	0,613	212,711	130	0,01736	1,274	1,328	0,02305	7,998
95	277	0,800	221,600	109	0,01985	1,414	1,473	0,02924	8,099
105	169	1,011	170,859	72	0,02234	1,554	1,619	0,03617	6,113
115	129	1,246	160,734	57	0,02484	1,694	1,765	0,04384	5,655
125	60	1,507	90,420	38	0,02733	1,834	1,911	0,05223	3,134
Totaux	2.137		1.195,590	751					44,769

- [1] points centraux des catégories de circonférence à 1,3 m
 [2] nombres de bois inventoriés
 [3] volumes (bois fort tige) individuels sur écorce (en m³)
 [4] volumes sur écorce de l'ensemble des bois inventoriés (en m³)
 [5] nombres de bois sondés à la tarière
 [6] accroissements annuels en volume sur écorce par accroissements unitaires en circonférence (en m³/cm)
 [7] accroissements moyens périodiques en circonférence sous écorce (en cm)
 [8] accroissements moyens périodiques en circonférence sur écorce (en cm)
 [9] accroissements moyens périodiques individuels en volume sur écorce (en m³)
 [10] accroissements moyens périodiques en volume sur écorce de l'ensemble des bois inventoriés (en m³)

Si nous faisons l'hypothèse que les arbres ont une section transversale circulaire, les accroissements moyens périodiques en circonférence sous écorce (colonne 7) sont déduits des accroissements radiaux. Ceux-ci ont été mesurés sur environ 1.500 bois, ils ont ensuite été exprimés en circonférence et mis en relation, par régression linéaire, avec la circonférence sur écorce au moment des mesures, ce qui a donné lieu à l'équation ci-après :

$$i_c = 0,084 + 0,014c$$

Dans l'hypothèse où il serait difficile de trouver un modèle tout à fait adapté, il est préférable de considérer les chiffres bruts (moyennes d'accroissements par catégories de grosseur, par exemple).

Les accroissements en circonférence sur écorce (colonne 8) résultent de la multiplication des accroissements en circonférence sous écorce (colonne 7) par le facteur d'accroissement de l'écorce égal à 1,042 et estimé selon la démarche explicitée plus loin (Exemple 9.4.5).

L'accroissement moyen périodique individuel en volume sur écorce (colonne 9) est le résultat de la multiplication des valeurs reprises dans les colonnes 6 et 8, tandis que l'accroissement moyen périodique total en volume sur écorce (colonne 10) s'obtient en multipliant les accroissements en volume individuels (colonne 9) par les nombres de bois inventoriés (colonne 2).

L'accroissement moyen périodique global estimé est donc de 44,769 m³ pour l'ensemble des 75 unités d'échantillonnage de 4 ares, ce qui donne lieu à une valeur moyenne ramenée à l'hectare de :

$$\frac{44,769(100/4)}{75} = 14,923 \text{ m}^3/\text{ha/an}$$

Si nous avons plutôt utilisé la méthode de l'arbre moyen, nous aurions déterminé :

– la circonférence de l'arbre de surface terrière moyenne :

$$c_g = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{10} n_i c_i}{\sum_{i=1}^{10} n_i}} = \sqrt{\frac{14.069.825}{2.137}} = 81,1 \text{ cm}$$

– l'accroissement moyen périodique de cette circonférence moyenne sous écorce par la relation :

$$i_{c_g} = 0,084 + 0,074 c_g$$

soit dans le cas présent :

$$i_{c_g} = 0,084 + 0,014(81,1) = 1,219$$

qui, multiplié par le facteur d'accroissement de l'écorce, fournit l'accroissement en circonférence sur écorce, soit :

$$i_{c_g} = 1,219(1,042) = 1,270$$

Dans ces conditions, l'accroissement en volume sur écorce en m³, pour un accroissement de la circonférence moyenne de 1 cm, est égal à :

$$v'(c) = -0,00380640 + 0,00024906(81,1) = 0,01639 \text{ m}^3$$

et l'accroissement pour l'ensemble des placettes, c'est-à-dire aussi des arbres inventoriés, est égal à :

$$(1,270)(0,01639)(2.137) = 44,482 \text{ m}^3$$

soit aussi, en moyenne ramenée à l'hectare, à :

$$\frac{44,482(100/4)}{75} = 14,827 \text{ m}^3/\text{ha/an}$$

Ce résultat est pratiquement identique à celui obtenu précédemment (soit 14,923 m³). Il serait néanmoins abusif de vouloir généraliser cette constatation en dehors des cas où la répartition des nombres de bois par catégories de circonférence à 1,3 m est proche d'une distribution normale, comme dans l'exemple qui vient d'être considéré.

9.4.5. Problèmes liés à l'utilisation d'un seul inventaire

Dans tous les cas où l'on procède à une mesure d'accroissement du diamètre par l'intermédiaire d'un sondage à la tarière, on ne dispose pas de l'information relative aux arbres éventuellement prélevés ou disparus. En outre, l'accroissement se réfère aux diamètres sous écorce alors que les diamètres des arbres sur pied sont exclusivement mesurés sur écorce. Cela postule que l'on soit particulièrement attentif à deux problèmes : comment tenir compte de l'influence des arbres prélevés en éclaircie sur la valeur de l'accroissement et comment déterminer l'accroissement sous écorce. Un troisième problème concerne la prise en considération du passage à la futaie dans l'estimation de l'accroissement courant. Enfin, la durée de la période d'accroissement, ou le nombre de cernes observés, mérite aussi que l'on y prête attention.

• *Arbres prélevés en éclaircie*

En ce qui concerne ce problème, il convient d'attirer l'attention sur le fait que la méthode s'appuyant sur un sondage à la tarière n'est valable que pour les arbres en vie lors de la mesure ou de l'inventaire et qu'elle ne peut donc maîtriser l'accroissement net compte tenu de la disparition d'arbres due aux éclaircies ou aux mortalités durant la période sur laquelle l'accroissement des cernes est observé.

Si une éclaircie a été réalisée durant cette période, l'accroissement global mesuré à la tarière sur toute la période est donc sous-estimé. Cette sous-estimation correspond à l'accroissement des arbres prélevés depuis le début de la période jusqu'à l'époque de leur prélèvement. Seul l'accroissement radial moyen annuel observé entre la coupe et l'époque de la mesure serait correct ; l'accroissement radial moyen annuel basé sur l'entièreté de la période lui est inférieur car, en réalité, les arbres restant sur pied après la coupe ont bénéficié d'une plus grande place et ont pu s'accroître plus vite qu'avant la coupe.

Le calcul de l'accroissement relatif aux arbres prélevés en éclaircie nécessite que l'on puisse apprécier la grosseur qu'ils avaient au moment de leur prélèvement. Une manière approximative de procéder est de mesurer la grosseur des souches et d'estimer par une relation adéquate (§ 3.5) ou par similitude avec d'autres arbres sur pied, la grosseur à hauteur d'homme ainsi que la surface terrière.

On pourrait alors faire l'hypothèse [BRENAC, 1979] que l'accroissement des arbres exploités, pour la période durant laquelle ils sont restés sur pied, et l'accroissement réellement mesuré sur les arbres vivants (sur pied durant toute la période) sont dans le rapport de leurs surfaces terrières à l'époque de l'exploitation. Eu égard à ces diverses considérations, il serait aberrant, sauf en l'absence d'éclaircies pratiquées durant la période d'accroissement, de vouloir comparer les résultats fournis par des inventaires répétés à ceux issus de méthodes relevant de l'utilisation de la tarière.

Sur de grands ensembles boisés, on pourrait sans doute s'attendre à une certaine compensation du fait que les mesures à la tarière peuvent être réalisées, selon les endroits, avant ou après éclaircie, à une époque proche ou éloignée de celle-ci. Cette compensation pourrait aussi être observée lorsque la période d'observation des cernes est inférieure à la rotation des coupes. DUPLAT et PERROTTE [1981] proposent une méthode permettant de corriger l'estimation dans le cas de peuplements ayant subi une éclaircie durant la période d'accroissement. Ils se fondent en particulier sur l'hypothèse que le rapport de l'accroissement radial moyen annuel après la coupe au même accroissement avant la coupe est identique quelles que soient les catégories de diamètre, et que l'accroissement du matériel encore présent après la coupe est identique à celui existant avant la coupe, pour autant que celle-ci ne soit pas trop forte. La correction à apporter est d'autant plus grande que l'éclaircie est récente et intense.

Pour fixer les idées, si ΔV représente l'accroissement en volume calculé à partir des arbres encore présents après la coupe, l'accroissement ΔV_1 corrigé, tenant compte de la coupe, est égal à :

$$\Delta V_1 = \frac{R}{1 + (R-1)\frac{t}{n}} \Delta V$$

avec

$$R = \frac{\sum_{j=1}^m v'_j n_{1j} \bar{\Delta}r_{1j}}{\sum_{j=1}^m v'_j n_{2j} \bar{\Delta}r_{2j}}$$

sachant que :

- R = rapport de l'accroissement en volume basé sur les n_{1j} arbres avant la coupe à ce même accroissement basé sur les n_{2j} arbres après la coupe, supposé identique pour toutes les catégories de diamètre (m catégories),
- v'_j = dérivée du volume (tarif) pour la catégorie de diamètre j ,
- n_{1j} = nombre d'arbres (avant la coupe) de la catégorie de diamètre j ,
- n_{2j} = nombre d'arbres (après la coupe) de la catégorie de diamètre j ,
- Δr_j = accroissement radial périodique (n ans) moyen sous écorce des arbres échantillonnés au sein de la catégorie de diamètre j ,
- $\bar{\Delta}r_j$ = accroissement radial moyen périodique sous écorce des arbres de la catégorie de diamètre j ,
- $\bar{\Delta}r_{1j}$ = accroissement radial moyen périodique sous écorce des arbres de la catégorie de diamètre j avant la coupe,
- $\bar{\Delta}r_{2j}$ = accroissement radial moyen périodique sous écorce des arbres de la catégorie de diamètre j après la coupe,
- $\bar{\Delta}r_{1j} = \bar{\Delta}r_{2j} = \bar{\Delta}r_j = \Delta r_j / n$, par hypothèse,
- t = nombre d'années écoulées entre la coupe et la mesure à la tarière,
- n = nombre d'années sur lequel portent les mesures (période de croissance).

Compte tenu des deux hypothèses présentées, on constate que le rapport R est égal au quotient du nombre de bois présents avant la coupe par le nombre de bois présents après la coupe. L'examen de la formule encadrée montre que la correction à apporter à l'estimation de l'accroissement est d'autant plus grande que la coupe est récente et intense.

• ***Accroissement de l'épaisseur d'écorce***

En ce qui concerne le deuxième problème évoqué, lié à l'épaisseur de l'écorce, en toute rigueur, il faut aussi tenir compte d'un accroissement de celle-ci (Figure 9.4.1). Habituellement, on fait l'hypothèse que l'épaisseur de l'écorce ec d'un arbre s'accroît proportionnellement à son rayon. Soit Δr l'accroissement en rayon d'un arbre observé sur une période de n années ou saisons de végétation, L la longueur correspondant aux n derniers cernes et lue sur la carotte de sondage limitée par les assises cambiales, ec_A et ec_B les épaisseurs respectives de l'écorce au début et à la fin de la période d'accroissement considérée, r_A et r_B les rayons sur écorce au début et à la fin de cette même période.

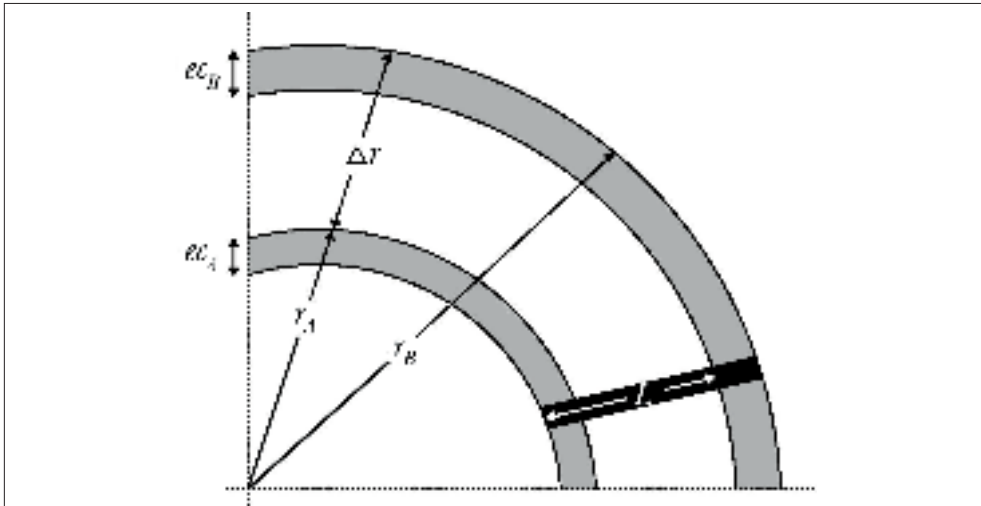


Figure 9.4.1 — Accroissement radial (Δr) et accroissement de l'épaisseur d'écorce d'un arbre à hauteur d'homme.

On constate que :

$$L = (r_B - ec_B) - (r_A - ec_A)$$

et que :

$$\Delta r = r_B - r_A$$

Compte tenu de l'hypothèse émise ci-avant, on peut également écrire que l'accroissement Δec de l'épaisseur de l'écorce est égal à :

$$\Delta ec = ec_B - ec_A = k(r_B - r_A) = k \Delta r$$

où k = facteur supposé constant durant la vie de l'arbre ($ec = kr$).

La figure 9.4.1 montre, en outre, que l'accroissement radial est égal à :

$$\Delta r = L + ec_B - ec_A = L + k \Delta r$$

soit aussi :

$$\Delta r = \frac{L}{1-k} = L k_1$$

où

$$k_1 = \frac{1}{1-k} = \frac{r_B}{r_B - ec_B}$$

On notera au passage que k_1 n'est rien d'autre que le facteur d'écorce (§ 3.3.3) exprimé ici par le rapport entre le rayon sur écorce et le rayon sous écorce.

Il en résulte que l'accroissement annuel en diamètre sur écorce ($i_d = \Delta d/n$) est égal à :

$$i_d = 2 \Delta r/n = 2 L k_1/n$$

et dans ces conditions, si $v'(d)$ représente la dérivée du volume (tarif de cubage) pour un diamètre d , l'accroissement en volume sur écorce d'un arbre s'écrira :

$$i_v = \frac{2 L k_1}{n} v'(d)$$

Appliqué à tous les arbres d'un peuplement, l'accroissement courant devient pour celui-ci :

$$I_V = \frac{2}{n} \sum L k_1 v'(d)$$

Cette expression peut être simplifiée en faisant l'hypothèse que k_1 ne dépend que de l'essence et en regroupant les arbres par catégories de diamètre, considérant que l'erreur qui en résulte est négligeable. Cela revient aussi à admettre que la quantité $2k_1/n$ peut être considérée comme étant une constante indépendante de la catégorie de diamètre j ($j=1, m$) et $v'(d)$ comme une constante v'_j dans chaque catégorie de diamètre j . Connaissant la longueur moyenne de carotte \bar{L}_j (correspondant à n années d'accroissement) et le nombre de bois n_j par catégorie j , on aboutit à la relation :

$$I_V = \frac{2k_1}{n} \sum_{j=1}^m v'_j n_j \bar{L}_j$$

On fera souvent l'hypothèse que le facteur d'écorce k_1 est identique pour tous les diamètres et tous les arbres d'une même essence. À titre indicatif, le tableau 9.4.5 fournit différentes valeurs du facteur d'écorce.

Tableau 9.4.5 — Valeurs de facteurs d'écorce pour différentes essences
[d'après LOETSCH, 1953].

Essences	Facteurs d'écorce (k_1)
Chêne	1,107
Hêtre	1,023
Épicéa	1,050
Pin sylvestre	1,120
Mélèze	1,154
Sapin	1,063

Une autre manière de tenir compte de l'écorce est d'exploiter la relation qui unit son épaisseur au diamètre sur écorce. Si l'on se réfère au § 3.3.3 traitant de ce problème, nous utiliserons ici la double épaisseur d'écorce, soit E . Pour une période de temps réduite, de 5 à 10 ans, on peut admettre que l'accroissement de l'épaisseur d'écorce est donné par la dérivée de l'épaisseur d'écorce par rapport au diamètre sur écorce d , soit dans le cas d'une équation linéaire de la forme $E = a_0 + a_1 d$:

$$\frac{\delta E}{\delta d} = E'(d) = \frac{i_E}{i_d} = a_1$$

si i_E et i_d représentent les accroissements courants de l'épaisseur d'écorce et du diamètre.

On peut par conséquent aussi écrire que :

$$i_E = i_d a_1$$

Comme l'accroissement courant annuel issu de la mesure à la tarière concerne le diamètre sous écorce d_s et est égal à i_{d_s} , il vient que :

$$\begin{aligned} i_{d_s} &= i_d - i_E \\ &= i_d - i_d a_1 = i_d (1 - a_1) \end{aligned}$$

ou encore que :

$$i_d = \left(\frac{1}{1 - a_1} \right) i_{d_s} = k_A i_{d_s}$$

où

$$k_A = i_d / i_{d_s}$$

Le facteur k_A représente le facteur d'accroissement de l'écorce, c'est-à-dire une constante par laquelle l'accroissement (en diamètre sous écorce) déterminé par sondage à la tarière, ou par analyse de tige, doit être multiplié pour obtenir l'accroissement en diamètre sur écorce.

Contrairement à ce qui a longtemps prévalu dans la littérature, le facteur d'écorce k_1 n'est pas identique au facteur d'accroissement de l'écorce k_A .

En effet, comme démontré antérieurement (§ 3.3.3) :

$$k_1 = 1 / \left(1 - \frac{a_0}{d} - a_1 \right)$$

Pour qu'il y ait identité, il faudrait donc que l'équation liant l'épaisseur de l'écorce au diamètre sur écorce soit de la forme :

$$E = a_1 d$$

Dans ces conditions, on écrirait alors que :

$$k_1 = \frac{1}{1 - a_1} = k_A$$

• *Estimation du passage à la futaie*

Le sondage à la tarière s'effectue normalement sur des arbres « précomptables », c'est-à-dire ayant atteint ou dépassé le seuil d'inventaire. On n'estime de ce fait qu'une composante, la plus importante sans doute, de l'accroissement d'un peuplement, l'autre composante concernant le passage à la futaie courant (sur une année) en volume.

Une première méthode, pour tenir compte de cette seconde composante, consiste à analyser la croissance des arbres non précomptables et à estimer le passage à la futaie probable en nombre de bois, soit PF_N , par la relation :

$$PF_N = \frac{n_0}{w} \left(\frac{\delta d}{\delta t} \right)_0$$

où n_0 = nombre d'arbres composant la classe de diamètre immédiatement inférieure au seuil d'inventaire (dimension de précomptage),

w = amplitude des classes de diamètre,

$\left(\frac{\delta d}{\delta t} \right)_0$ = accroissement moyen périodique en diamètre sur écorce de ces arbres à l'instant t .

Une seconde méthode permet d'éviter de sonder les arbres non précomptables et part de l'hypothèse qu'il est possible de déterminer, à partir de la croissance d'arbres précomptables, quel fut le passage à la futaie sur une courte période révolue.

Supposons que, pour un arbre précomptable de diamètre d , un sondage révèle qu'aux n derniers cernes formés correspond une longueur de carotte L et que d_0 constitue le diamètre de précomptage, v_0 étant le volume de l'arbre de diamètre d_0 . L'arbre en question est passé à la futaie au cours des n dernières années pour autant que son diamètre sur écorce, n années plus tôt, ait été inférieur à d_0 , ce qui s'écrit :

$$d - 2k' L < d_0$$

S'il existe \mathcal{N} arbres dans ce cas on peut, moyennant l'acceptation de l'hypothèse que la moyenne annuelle des passages à la futaie soit un estimateur correct du passage à la futaie courant, déduire le passage à la futaie en nombre de bois :

$$PF_{\mathcal{N}} = \frac{\mathcal{N}}{n}$$

et en volume :

$$PF_V = \frac{\mathcal{N}}{n} v_0$$

v_0 étant le volume de l'arbre de diamètre d_0 .

Le nombre \mathcal{N} d'arbres ainsi identifiés ne comporte pas ceux qui, une fois passés à la futaie durant la période de n années, ont ensuite disparu (mortalité, exploitation) avant l'année des sondages. Cette sous-estimation du passage à la futaie est d'autant plus faible que le nombre d'années n est lui-même peu élevé.

• *Durée de la période d'observation*

L'estimation de la croissance en diamètre à partir de sondages à la tarière présuppose aussi le choix de la période de temps sur laquelle porte cette croissance. Idéalement, ce choix résultera du compromis suivant :

- pour ne pas trop abîmer l'arbre sondé et pour que l'accroissement courant en diamètre corresponde bien à la moyenne des accroissements annuels observés sur une courte période révolue, on adoptera une période la plus courte possible ;
- pour obtenir une bonne précision sur la largeur moyenne d'un cerne et pour modérer les variations climatiques annuelles, on recommandera une période suffisamment longue.

Une durée comprise entre 5 et 10 ans permet de rencontrer les exigences évoquées, elle sera d'autant plus longue que la vitesse de croissance de l'arbre est plus faible.

Exemple 9.4.5 — Calcul du facteur d'accroissement de l'écorce

Pour l'épicéa (*Picea abies*) en Ardenne, THILL et PALM [1975b] ont mis en évidence la relation suivante unissant l'épaisseur de l'écorce ec (en cm) et la circonférence c à 1,3 m (en cm) :

$$ec = 0,0647 + 0,00643 c$$

qui peut aussi s'écrire, si E représente la double épaisseur de l'écorce et d le diamètre sur écorce à 1,3 m :

$$E = 0,1294 + 0,04040 d$$

Dans ces conditions, le facteur d'accroissement de l'écorce est égal à :

$$k_A = \frac{1}{1 - 0,04040} = 1,042$$

9.4.6. Comparaison des méthodes d'estimation de l'accroissement

Si l'on analyse les deux méthodes que nous avons envisagées, la comparaison d'inventaires complets et les sondages à la tarière, il nous paraît indiqué de recourir à la comparaison d'inventaires chaque fois qu'elle peut être mise en œuvre. Par contre, lorsque des contraintes de temps et de budget entrent en ligne de compte, ou si l'on ne possède pas les éléments indispensables à la comparaison ou que ceux-ci sont de qualité médiocre, l'exécution de sondages à la tarière mérite d'être envisagée.

Il faut néanmoins être averti des limitations ou du contexte de l'utilisation de ces méthodes. Par comparaison d'inventaires, on estime l'accroissement moyen périodique relatif à une *période écoulée*. La méthode impose la connaissance des inventaires réalisés au début et à la fin de la période ainsi que des éventuelles éclaircies pratiquées dans l'intervalle.

Les sondages à la tarière permettent d'estimer l'accroissement annuel courant *au moment de la mesure*, ils nécessitent la prise en considération de nombreux arbres et engendrent des dégâts. Même si l'aspect financier de ceux-ci est dérisoire par rapport à la valeur d'un peuplement, il est préférable de s'en tenir à un nombre aussi faible que possible de sondages.

En ce qui concerne les résultats fournis par les deux méthodes, on constate souvent que l'estimation par sondages à la tarière est affectée d'un biais positif généralement dû à une surestimation de l'appréciation des largeurs de cernes [DUPLAT et PERROTTE, 1981].

Dans le cas de comparaisons d'inventaires, le biais est généralement négatif et s'explique par le fait que les arbres prélevés en éclaircie sont presque toujours mesurés au moment du martelage et non à l'époque de l'abattage pouvant survenir après la période de végétation suivante.

10

ESTIMATION DE LA PRODUCTIVITÉ FORESTIÈRE

10.1. Introduction

La productivité⁽¹⁾ revêt, à plusieurs égards, une importance considérable en matière de gestion des forêts. Elle constitue un élément essentiel dans l'appréciation du développement et de la dynamique des peuplements forestiers et sa connaissance conditionne largement le choix des essences à planter ou à favoriser et l'estimation de la «production» ligneuse.

Nous aborderons ce sujet relativement vaste en rappelant quelques généralités (§ 10.2), puis nous envisagerons successivement les principales méthodes directes (§ 10.3) et indirectes (§ 10.4) d'estimation de la productivité en mettant l'accent sur ces dernières et plus spécialement sur l'élaboration de courbes de productivité qui, eu égard à leur utilisation fréquente dans la pratique, feront l'objet d'un paragraphe séparé (§ 10.5).

⁽¹⁾ *productivity.*

10.2. Considérations générales relatives à la productivité forestière et à son estimation

10.2.1. Notion de productivité

Dans le contexte dendrométrique, nous assimilerons la productivité à la vitesse de production de la phytomasse et nous envisagerons plus précisément la productivité primaire nette, ou production totale, qui correspond à la différence entre la matière assimilée et les diverses pertes pour les arbres constituant les peuplements [DECOURT, 1973]. Quant à la production ou production «utile», expression très courante dans le vocabulaire forestier, elle concerne une partie variable de la productivité primaire et est exprimée en termes de volume, le plus souvent de volume du bois fort.

La notion de productivité ou de «capacité de production» est étroitement liée à la notion de «station», celle-ci s'identifiant généralement pour le gestionnaire forestier à une étendue de forêt écologiquement homogène sur laquelle il peut pratiquer la même sylviculture et peut espérer obtenir une même production. Il arrive souvent que l'on confonde dans la littérature forestière *productivité* et *fertilité*. Pour mieux préciser les idées, la notion habituelle de fertilité intègre généralement l'effet des différents facteurs de production, qu'ils appartiennent à la station, à l'espèce ou au traitement. Il semble plus logique de définir cet effet complexe par «productivité» et de réserver le terme «fertilité» à ce qui concerne plus particulièrement la station [DECOURT, 1967].

Dans le même ordre d'idées, il convient également de faire une distinction nette entre la productivité *potentielle* ou *naturelle* ou encore «optimale possible» et la productivité *actuelle* ou *artificielle*. La première concerne une production optimale conditionnée par les propriétés intrinsèques des stations et relative à des peuplements «idéaux» d'essences cultivées ou naturelles, c'est-à-dire à des peuplements homogènes, non perturbés, pleins, normalement denses, ne présentant ni vides, ni sur-stockages. La seconde concerne la production réelle constatée d'une station dans ses composantes actuelles que sont le sol, le peuplement, le traitement, les accidents, etc.

10.2.2. Appréciation de la productivité

De manière générale, deux démarches distinctes peuvent être utilisées dans l'appréciation de la productivité [JONES, 1969; RONDEUX, 1977c] :

- soit que l'on détermine ou mesure un ou plusieurs facteurs de l'environnement, étroitement liés à la croissance des arbres ;

- soit que l'on mesure diverses caractéristiques des arbres ou de la végétation, elles-mêmes liées aux facteurs de l'environnement.

Si la première approche, qui consiste à isoler les « causes », postule essentiellement l'étude de facteurs tels que le climat, la topographie ou plus souvent le sol et ses propriétés, la seconde approche, destinée à isoler les « effets », est plus nettement orientée vers l'étude du potentiel de croissance (patrimoine génétique) et de la végétation, qu'il s'agisse des plantes ou des espèces indicatrices (phytosociologie, étude floristique) ou des peuplements (volume, hauteur, accroissements et autres caractéristiques dendrométriques).

En pratique, déterminer la productivité d'une station consiste souvent à calculer la production totale des peuplements qu'elle porte à un moment donné. En toute rigueur, cette façon de procéder permet d'estimer la productivité potentielle pour autant que l'on se trouve en présence de peuplements normaux et de stations homogènes sur le plan écologique, ou encore que le contexte sol-climat-peuplement reste pratiquement constant au cours du temps [SUSMEL, 1966]. Il faut bien admettre que semblables conditions se retrouvent de plus en plus rarement dans nos forêts.

Si l'on raisonne en termes de productivité actuelle, les indices de productivité ou les critères de station sont des paramètres qui caractérisent la productivité d'une station pour une ou plusieurs essences données. On fera l'hypothèse que, dans une station déterminée, un matériel végétal donné suit en moyenne une même loi de croissance en volume, de telle sorte que l'on relierait toujours les notions de station et celles de production [DECOURT, 1973].

Les qualités stationnelles peuvent être identifiées au moyen d'indices de productivité. Idéalement, ceux-ci doivent être faciles à mesurer, être convenablement corrélés avec la production et, si possible, être indépendants des variables autres que stationnelles influençant cette production.

Les principales méthodes quantitatives mettant en œuvre ces indices peuvent être regroupées en trois types :

- les *méthodes dendrométriques directes* : le critère de productivité concerne la production totale de matière ligneuse, soit le volume total produit à un âge de référence, soit l'accroissement moyen annuel en volume à cet âge ;
- les *méthodes dendrométriques indirectes* : le critère de productivité est défini par une caractéristique dendrométrique étroitement liée à la production totale en volume ;
- les *méthodes combinées* : le critère de productivité résulte de l'association de caractéristiques dendrométriques et de diverses variables du milieu (sol, flore, topographie, climat, etc.).

Les deux premières méthodes sont essentiellement de nature dendrométrique, elles s'adressent spécifiquement au matériel ligneux et font intervenir des indices dendrométriques. La troisième méthode permet, par contre, d'associer les indices dendrométriques et les facteurs de l'environnement sous la forme d'indices combinés.

Les indices dendrométriques servent aussi «d'entrée» dans la plupart des tables de production (§ 11.2) articulées en niveaux de productivité; les peuplements relevant de tel ou tel niveau sont ainsi caractérisés par leur volume, nombre de bois, surface terrière à l'hectare et accroissements divers. Dans cet ordre d'idées, la croissance des peuplements peut être reliée non seulement à certaines de leurs caractéristiques dendrométriques, mais aussi à des éléments du milieu, ces relations étant synthétisées au moyen de fonctions de croissance [CARBONNIER, 1975; KOIVISTO, 1970].

10.3. Méthodes d'estimation directe

Ces méthodes à caractère dendrométrique visent à estimer le volume total produit sur une station donnée et sur une période de temps donnée. Elles sont en principe les plus recommandables et sont applicables aussi bien en peuplements homogènes équiennes qu'en peuplements hétérogènes mélangés.

10.3.1. Productivité basée sur le volume

Le volume total de matière produite à un âge donné, le plus souvent à un âge de référence compris entre 50 et 100 ans, est l'expression dendrométrique la plus stricte de la productivité d'un milieu forestier [MADER, 1963; SAMMI, 1965]. L'utilisation de ce critère n'est cependant pas très pratique, si l'on songe aux observations et contrôles fastidieux que sa détermination nécessite (risques d'oublis ou d'erreurs de comptabilisation du matériel prélevé, pertes d'informations) et à l'obligation d'utiliser des volumes de référence strictement identiques (adéquation des tarifs de cubage) correspondant généralement au bois fort de la tige.

10.3.2. Productivité basée sur l'accroissement moyen annuel total en volume

La productivité peut aussi être exprimée au moyen de l'accroissement moyen annuel en volume à un âge donné, généralement à 100 ans, cet accroissement étant évidemment en relation directe avec le volume total dans les peuplements à structure équiennne.

Souvent, on préconise d'utiliser comme critère de productivité, dans le cas des peuplements qui le permettent, le maximum d'accroissement moyen annuel en volume. Ce procédé élimine le problème du choix toujours discutable d'un âge de référence et peut s'appliquer à diverses essences ayant des croissances à allures différentes [HAMILTON et CHRISTIE, 1971; JONHSTON et al., 1967; VAN SOEST, 1954]. Dans de très nombreux cas, ce critère est envisagé simultanément avec des estimations indirectes de la productivité, basées sur la hauteur.

10.3.3. Accroissement périodique en volume

Pour les peuplements non équiennes ou d'allure jardinée, comportant des arbres d'âges différents, le seul critère de station acceptable mettant le volume en œuvre est l'accroissement périodique [DAGNELIE, 1956; 1957] ou accroissement courant annuel. Il est primordial, à cet effet, de posséder des informations complètes sur les éclaircies effectuées et sur l'évolution du matériel ligneux durant une période de temps donnée. Il convient aussi d'avoir une idée de l'âge, car le même accroissement pourrait être observé à deux moments bien différents de la vie du peuplement.

10.4. Méthodes d'estimation indirecte

L'estimation indirecte s'appuie sur des critères qualitatifs ou quantitatifs étroitement liés à la production en volume, et dispensant de mesurer celle-ci, tels que :

- indices écologiques (climatiques, édaphiques, topographiques ou floristiques);
- indices dendrométriques;
- indices combinés.

10.4.1. Indices écologiques

Il existe un grand nombre d'indices écologiques basés sur les propriétés des milieux de croissance. À l'échelle d'un pays ou de plusieurs régions, le climat peut être considéré comme étant le reflet du potentiel de croissance des forêts. Les types de sol sont plus communément utilisés; ils concernent avant tout les régions à faibles variations climatiques. Les communautés végétales servent aussi de base intéressante aux classifications, mais leur utilisation concerne plutôt les milieux à climat et sol relativement homogènes et présentant des associations végétales suffisamment stables.

• *Indices climatiques*

L'indice climatique le plus intéressant, pouvant être appliqué à l'échelle mondiale, est l'indice de PATERSON. Il est basé sur la combinaison des facteurs suivants :

- la température moyenne mensuelle du mois le plus chaud de l'année (T_m , en °C);
- l'écart entre les températures moyennes mensuelles du mois le plus chaud et du mois le plus froid (T_e , en °C);
- la pluviosité moyenne annuelle (P , en mm);
- la longueur de la période de végétation (L , en mois);
- l'évapotranspiration (E) présentée sous la forme d'un coefficient de réduction qui est fonction de la latitude du lieu étudié.

Cet indice empirique s'écrit :

$$I_P = (T_m)(P)(E)(L) / (T_e)(12)(100)$$

Appliqué dans diverses régions du globe [JOHNSTON et al., 1967; PARDE, 1959], il est destiné à estimer la productivité potentielle d'une station représentée, par exemple, par l'accroissement moyen annuel maximum en volume atteint en forêt climacique. L'appréciation du potentiel de croissance pour une forêt ne peut évidemment se faire sur la base de pareil indice, car il ne tient pas compte de la productivité des milieux. Pour fixer les idées, l'indice de PATERSON varie de 0 à 20.000 du pôle à l'équateur, et la valeur de 25 constitue le seuil en dessous duquel la forêt ne peut se développer.

Un indice climatique dont l'application est par contre plus pertinente sur le plan local (régions à l'intérieur d'un pays, par exemple) est l'indice de WECK [1960] qui met en jeu les facteurs ci-après :

- la pluviosité cumulée des mois de mai-juin-juillet (P , en mm);
- la température moyenne de ces mêmes mois (T , en °C);
- le nombre de jours de la période mai-juin-juillet durant laquelle il est tombé au moins 0,1 mm d'eau (n);
- le nombre de jours de l'année sans gelée (g).

Cet indice s'écrit :

$$I_W = (P)(n)(g-60) / (T+10) 92$$

Les indices de PATERSON et de WECK ne peuvent être valablement utilisés que pour donner une idée approchée du potentiel de production forestière d'un territoire étendu présentant des propriétés analogues.

- ***Indices édaphiques***

Parmi les caractéristiques du milieu ayant une influence sur la croissance des arbres, le sol mérite d'être pris en considération, d'autant plus que, comparé à beaucoup d'autres, ce critère est très stable. COILE [1952] a été l'un des premiers à associer les notions de sol et de production ligneuse et à mettre en évidence les caractéristiques les plus significatives comme teneur en eau, profondeur, température, proportion d'argile, etc. Il s'est souvent avéré pertinent d'intégrer ces caractéristiques dans des fonctions de production [KINLOCH et PAGE, 1966; PAGE, 1970; SPRACKLING, 1973; UZOH, 2001].

- ***Indices topographiques***

Des facteurs tels que l'altitude, l'exposition et la pente, ou des données relatives à la géomorphologie, peuvent être très utiles à prendre en considération du fait qu'ils intègrent plusieurs autres facteurs, qu'ils soient de nature climatique ou pédologique [MYERS et VAN DEUSDEN, 1960; PAGE, 1976].

- ***Indices floristiques***

Le principe de distinguer les forêts selon des niveaux de productivité basés sur les «types forestiers», établis à partir de l'analyse de la dispersion des espèces végétales, est dans une large mesure l'œuvre de CAJANDER [1926]. Il a ouvert la voie à de nombreuses études relatives aux relations qui existent entre la croissance des arbres et la florule présente au sol, relations entre autres exprimées au sein des tables de production ou «d'échelles» de production tenant largement compte de la nature des milieux [DAGNELIE, 1956; 1957]. Ceci n'est cependant valable que pour des régions climatiques identiques.

10.4.2. Indices dendrométriques

Les indices dendrométriques les plus utilisés sont basés sur la hauteur dominante du peuplement, sur le volume total produit et la hauteur dominante ou encore sur la croissance périodique en hauteur.

- ***Productivité basée sur la hauteur dominante du peuplement***

Compte tenu de la relation étroite liant la hauteur moyenne d'un peuplement à la production en volume [ASSMANN, 1970], on peut considérer, sous certaines conditions, que la hauteur est un critère de productivité très intéressant.

La «loi» d'EICHHORN [KRAMER, 1988] part de l'hypothèse qu'à la hauteur moyenne d'un peuplement équienne pur d'une essence donnée correspond un même volume sur pied, quels que soient la station et l'âge.

Cette très intéressante constatation portait sur l'analyse de peuplements cultivés à une époque où, par le fait d'éclaircies extrêmement faibles, l'accroissement du volume sur pied correspondait pratiquement à la production totale en volume.

La sylviculture évoluant progressivement vers des éclaircies beaucoup plus fortes, GEHRHARDT [1909] proposa une adaptation de ce concept (connue sous le nom de loi d'EICHHORN «élargie») en considérant plutôt la production totale en volume.

De nombreux auteurs ont vérifié et accepté cette loi à condition d'utiliser la hauteur moyenne des plus gros arbres, soit la hauteur *dominante* (§ 7.4.3) peu sensible au traitement [KRAMER, 1959] et de travailler dans des régions climatiques *suffisamment homogènes* [SCHOBER, 1960], la production en volume restant dans ce cas une fonction croissante de la croissance en hauteur. ETTER [1949] étudiant des futaies de hêtres, de chênes, de sapins et d'épicéas montre en outre que la relation entre la hauteur dominante et la production totale en volume est peu tributaire du type et de l'intensité de l'éclaircie, ce qui se traduit aujourd'hui par l'hypothèse ainsi formulée : «dans des limites relativement larges de densité, la production totale en volume reste pratiquement constante». Selon DECOURT [1964b], on peut, en première approximation, définir comme région de même croissance⁽²⁾, l'ensemble des stations où le développement de l'essence considérée suit une même loi d'EICHHORN.

Il faut néanmoins se montrer prudent quant au caractère constant de la relation unissant la production totale à la hauteur dominante [PARDE, 1976]. Cette relation ne serait pas unique mais bien liée à la région de croissance, et plus spécialement à ses caractéristiques climatiques.

D'une manière générale, à même latitude, les climats de type océanique se prêtent mieux à de fortes productions ligneuses que les climats de type continental, en raison de températures moyennes plus douces, de saisons de végétation plus longues et d'une meilleure distribution annuelle des pluviosités ainsi que de l'humidité atmosphérique. Ces climats seraient donc plus favorables à la croissance du diamètre (soit aussi de la surface terrière et du volume) qu'à celle de la hauteur [PARDE et BOUCHON, 1988]. On observe en effet que, pour des hauteurs dominantes égales, les productions en volume augmentent de manière significative au fur et à mesure que les facteurs océaniques du climat l'emportent sur les facteurs continentaux.

La hauteur dominante atteinte à un âge donné, conventionnellement appelée *indice de station*⁽³⁾, permet de fixer les niveaux de productivité ou encore

⁽²⁾ *Wuchsgebiet.*

⁽³⁾ *site index.*

de classer les peuplements selon leurs potentialités. Chaque niveau est lui-même représenté par la courbe de croissance de la hauteur dominante en fonction de l'âge des peuplements (§ 10.5.2).

Sous les tropiques, la hauteur dominante n'est pas toujours un bon indicateur de la productivité. C'est le cas dans de jeunes peuplements d'essences à croissance très active révélant, sur une station donnée, une très grande variabilité dans leur croissance en hauteur. Selon ALDER [1980], il est possible de vérifier ce phénomène en rangeant, à l'intérieur de chaque classe d'âge, les hauteurs dominantes par ordre décroissant d'importance. Si, au cours de mesures successives, les rangs des placettes (étendues de quelques ares servant de support aux mesures) présentent une mauvaise corrélation entre eux, il est déconseillé de construire un faisceau de courbes correspondant aux placettes. Une manière de régler partiellement ce problème est d'augmenter le nombre d'arbres à mesurer dans chaque placette (la hauteur dominante serait calculée sur plus de 100 tiges à l'hectare, ce nombre étant évidemment ramené à l'étendue de la placette de production) ou de relier la productivité à des facteurs du milieu (type de sol, pente, altitude, etc.), l'appréciation de la productivité se faisant alors à partir des valeurs observées de ces facteurs.

Si la relation entre la hauteur et l'âge, dans le cas de peuplements homogènes équiennes, est un moyen assez pertinent de caractériser la productivité forestière, elle n'a plus guère de sens dans les *peuplements d'âges multiples ou hétérogènes mélangés*, à moins qu'il ne soit possible de définir ou d'isoler des unités suffisamment homogènes dont on connaîtrait les âges. En effet, dans ce type de peuplements, la notion d'âge est difficilement envisageable et la croissance en hauteur dépend davantage des conditions mêmes rencontrées au sein des peuplements. Une alternative intéressante est d'envisager la hauteur totale moyenne des arbres dominants arrivés à maturité ou d'une proportion des plus gros arbres (dix par hectare, par exemple), car la notion même de hauteur dominante est, dans pareille structure, beaucoup plus ambiguë.

Dans une étude orientée vers ces problèmes, MC LINTOCK et BICKFORD [1957], s'intéressant aux peuplements d'épinette rouge (*Picea rubra*) situés au nord-est des USA, concluent que la relation entre la *hauteur dominante* et la *diamètre des arbres dominants* constitue l'indice le plus fiable. La hauteur dominante est ici considérée à un diamètre dominant fixé plutôt qu'à un âge fixé. Ce type de relation a également été envisagé par OTOUL et RONDEUX [1980] pour caractériser le niveau de productivité des chênaies inéquiennes d'Ardenne occidentale en Belgique. Dans le cas de taillis sous futaie à base de chênes (*Quercus* sp.), DELEVOY [1936] avait déjà proposé un critère de station très comparable qui correspondait à la hauteur totale moyenne des arbres ayant atteint 40 cm de diamètre.

HUANG et TITUS [1993] travaillant sur quatre espèces résineuses et feuillues croissant en peuplements mélangés dans la forêt boréale en Alberta proposent une mesure de productivité basée sur la relation entre la hauteur totale et le diamètre à 1,3 m des arbres dominants et co-dominants.

Ils utilisent la méthode de la différence des équations appliquées à des données de croissance issues de mesurages successifs en parcelles-échantillons permanentes. Pour deux diamètres correspondant à des mesurages successifs d_1 et d_2 ($d_2 > d_1$), on ajuste les équations suivantes (fonctions de WEIBULL à trois paramètres modifiées) (§ 7.3.2 et § 7.3.3) :

$$h_1 = 1,3 + a \left[1 - \exp(-bd_1^c) \right]$$

$$h_2 = 1,3 + a \left[1 - \exp(-bd_2^c) \right]$$

Des équations de différence entre hauteurs sont ensuite établies au départ de ces fonctions en isolant chacun des paramètres a , b ou c . La meilleure équation est obtenue en isolant le paramètre b (dédit de l'équation permettant d'estimer h_1 et injecté dans l'équation permettant d'estimer h_2). Il s'ensuit que :

$$h_2 = 1,3 + a \left[1 - \left(1 - \frac{h_1 - 1,3}{a} \right) \left(\frac{d_2}{d_1} \right)^c \right]$$

L'indice de productivité est défini comme étant la hauteur h_2 à un diamètre de référence d_2 fixé à 20 cm par convention. Ce même diamètre correspond approximativement à un âge de référence de 50 ans pour les courbes de productivité basées sur la relation hauteur dominante-âge.

L'équation fournissant la hauteur dominante à partir d'un diamètre dominant d et d'un indice de productivité I_0 prédéterminés s'écrit :

$$h = 1,3 + a \left[1 - \left(1 - \frac{I_0 - 1,3}{a} \right) \left(\frac{d}{20} \right)^c \right]$$

Les courbes liant la hauteur dominante à l'âge ne sont cependant pas toujours caractéristiques de la productivité d'un milieu déterminé. À cet égard, différents cas méritent d'être signalés, les uns d'ordre biologique, tels que :

- l'effet négatif d'une compétition trop forte ou trop faible sur les accroissements en hauteur ;
- l'influence du traitement (taillis sous futaie, par exemple) ou de la densité des peuplements [MACFARLANE et al., 2000] sur la croissance en hauteur) ;
- l'amélioration ou la diminution de la productivité d'un milieu au cours des générations successives d'une essence déterminée, ce qui est incontestablement très préoccupant alors que le couple hauteur-âge continue d'être un bon indice de productivité ;
- l'amélioration génétique du matériel planté ;

les autres d'ordre méthodologique, tels que :

- l'incidence de l'exploitation plus rapide des peuplements plus productifs sur la représentativité de l'échantillon servant à caractériser le milieu ;
- la mauvaise qualité de l'ajustement du modèle mathématique à la croissance réellement observée.

• ***Productivité basée sur le volume total et la hauteur dominante***

La productivité identifiée par la hauteur dominante atteinte à un âge donné comporte plusieurs niveaux correspondant, par convention, à des intervalles égaux de hauteur entre les différentes classes, ce qui donne inévitablement lieu à des divisions inégales en termes de volumes, et constitue un inconvénient en matière d'aménagement, par exemple.

Pour y remédier, un certain nombre de classifications, en principe toujours basées sur la hauteur, sont plutôt définies au moyen d'intervalles égaux d'accroissement moyen annuel maximum en volume. Ce principe est très souvent adopté dans la construction des tables de production (§ 11.4.2).

• ***Productivité basée sur la croissance périodique en hauteur***

Dans les jeunes peuplements, âgés de moins de 20 ans ou n'ayant pas encore atteint le stade de la première éclaircie, la mesure de la hauteur dominante pose de sérieuses difficultés. De plus, la moindre erreur dans la détermination de l'âge affecte très sensiblement l'estimation de l'indice de productivité.

Pour remédier à cet inconvénient, il existe une méthode basée sur la mesure de la croissance en hauteur réalisée par chaque arbre durant les cinq années qui suivent l'époque à laquelle le niveau hauteur d'homme a été atteint. On admet l'hypothèse que les arbres d'une espèce donnée, plantés à larges écartements et ayant atteint le niveau hauteur d'homme sur des stations

comparables, grandissent à des vitesses très voisines durant au moins les cinq années qui suivent.

Selon DAY et al. [1960], il existe une relation étroite entre la hauteur dominante à un âge donné et la longueur internodale correspondant à une croissance en hauteur de cinq ans, mesurée à partir du niveau hauteur d'homme.

10.4.3. Indices combinés

Certaines méthodes ont pour objet de mettre en relation la hauteur dominante à un âge donné, ou un autre indice dendrométrique, avec les facteurs de l'environnement. Les raisons de cette approche résident, entre autres, dans l'intérêt de pouvoir estimer l'indice de productivité en l'absence de peuplements, par relation avec des facteurs relatifs à la station, et dans le souci d'améliorer la précision offerte par l'utilisation des seules variables dendrométriques. La construction de tables de production par voie mathématique (§ 11.4.2) ayant permis d'attirer l'attention sur la variabilité pouvant exister dans les relations entre le volume total produit et la hauteur dominante [PARDE, 1976], de nombreuses recherches ont consisté à associer indices dendrométriques et variables du milieu en vue d'élaborer des modèles de croissance ou des fonctions de production [GREEN et al., 1989; VAN LAAR et AKCA, 2007].

La mise en œuvre de relations entre l'indice de productivité et l'un ou l'autre facteur limitant du milieu nécessite le recours à des modèles plus élaborés. En pratique, cette approche «factorielle» peut se concevoir de la manière suivante :

- choix préalable de facteurs de l'environnement liés à la hauteur dominante ou limitants;
- élimination des variables peu aisées à récolter ou trop complexes;
- matérialisation des points de sondage dans les peuplements aptes aux mesures et susceptibles de présenter tous les éléments de variabilité (âges, conditions écologiques);
- récolte des données;
- détermination, par régression, de la relation existant entre la hauteur dominante et les variables explicatives présentant la contribution la plus significative à la précision de l'estimation (examen de la matrice des coefficients de corrélation, introduction ou élimination progressives de variables) ou éventuellement transformées pour être introduites dans un modèle linéaire de prévision.

De très nombreux facteurs peuvent ainsi être testés grâce à des formulations mathématiques se présentant sous la forme générale suivante :

$$I_0 = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_nX_n$$

où I_0 = hauteur dominante à un âge donné (le plus souvent 50 ans),
 $X_1 \dots X_n$ = variables du milieu ou combinaisons de celles-ci,
 $a_0 \dots a_n$ = constantes.

Parmi les variables à prendre en compte, il convient de souligner l'importance du sol (profondeur, texture, drainage, etc.) [STAGE, 1976], de la topographie (pente, altitude, exposition, etc.) et de la géomorphologie [COILE et SCHUMACHER, 1953; PAGE, 1970; SPRACKLING, 1973] ainsi que du climat [LEMOINE, 1969].

Un problème non négligeable rencontré dans ce type d'analyse est la nécessité de quantifier les variables qualitatives du milieu afin de pouvoir les intégrer dans un processus de régression [BEERS et al., 1966; MOOSMAYER et SCHÖPFER, 1972; TOMASSONE et al., 1983]. Plutôt que d'attribuer arbitrairement une suite de codes numériques (1 à 9, par exemple) à des classes de variables qualitatives ou à ces mêmes variables (nature du substrat géologique, par exemple), ce qui supposerait l'adoption d'échelles continues de valeurs croissantes ou décroissantes pouvant impliquer des relations différentes entre les classes ou entre les variables initiales, on recourra à d'autres règles de codage. Dans le cas d'une variable à deux modalités, il suffit d'attribuer la valeur 1 à l'une et la valeur 0 à l'autre. Si la variable présente plus de deux modalités, trois par exemple, la troisième modalité ne doit pas nécessairement être créée, elle découle de la connaissance des deux autres.

Prenons un exemple concernant trois types de sol : limoneux (modalité M_1), sablonneux (modalité M_2) et argileux (modalité M_3). Étant donné que pour toute observation $M_1 + M_2 + M_3 = 1$, on peut écrire :

$$M_{1j} = \begin{cases} 1 & \text{si la } j^{\text{e}} \text{ observation concerne un sol limoneux,} \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$

$$M_{2j} = \begin{cases} 1 & \text{si la } j^{\text{e}} \text{ observation concerne un sol sablonneux,} \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$

les deux variables exprimant complètement les trois types de sol, car :

- si le sol est limoneux, $M_1 = 1$ et $M_2 = 0$;
- si le sol est sablonneux, $M_1 = 0$ et $M_2 = 1$;
- si le sol est argileux, $M_1 = 0$ et $M_2 = 0$.

Le raisonnement peut être étendu au cas d'une variable à k modalités, on créera ainsi $k-1$ nouvelles variables prenant uniquement les valeurs 0 et 1. On pourra aussi faire subir à certaines variables des transformations de manière à ce qu'elles soient mieux corrélées avec la croissance [ALDER, 1980]. À titre d'exemple, si l'exposition est mesurée en degrés de 0° à 360° , une exposition nord correspond aux valeurs 0° et 360° . En considérant le sinus de la moitié de cet angle, les expositions de type nord prennent le code 0 et celles de type sud le code 1, tandis que les expositions est et ouest sont confondues.

Le problème est sans doute plus compliqué dans le cas d'équations mettant principalement en œuvre des plantes indicatrices ou des associations de plantes. Généralement, celles-ci interviennent dans les modèles de régression avec la valeur 0 si elles sont absentes et 1 si elles sont présentes [MACLEAN et BOLSINGER, 1973]. Cette méthode est très utile à considérer car, généralement, la végétation et la répartition naturelle des espèces qui la composent synthétisent très bien l'ensemble des conditions du milieu. En pratique, cette hypothèse est d'ailleurs confirmée par le fait que l'absence ou la présence d'espèces ou de groupes d'espèces représentatifs de tel ou tel milieu contribuent de manière souvent significative à l'explication de la variabilité de la hauteur dominante à un âge donné.

L'utilisation de ces types d'indices présente un intérêt évident dans la mesure où ils sont applicables en l'absence de forêt pour diagnostiquer les performances de production de telle ou telle essence dans tel ou tel milieu.

Pour qu'un modèle d'estimation de la productivité mettant en œuvre des variables du milieu soit à la fois réaliste et satisfaisant, ces variables doivent être peu nombreuses (trois ou quatre) et facilement mesurables. En outre, un modèle comportant peu de variables explicatives s'appliquera mieux à une région étendue, car il sera moins influencé par les relations existant entre variables.

Afin de réduire le nombre de variables à introduire dans le modèle, on peut :

- synthétiser certaines d'entre elles de manière à intégrer plusieurs effets : longueur de la période de végétation, géomorphologie, par exemple ;
- opérer un choix sur la base de leur signification statistique, par analyse en composantes principales ou par régression multiple [DAGNELIE, 1975c] ;
- identifier, par recours à une représentation graphique, les variables traduisant les facteurs limitants de la croissance.

10.5. Établissement des courbes de productivité

Lorsque la productivité est basée sur la hauteur dominante atteinte par un peuplement à un âge de référence donné, deux problèmes non négligeables viennent à l'esprit : de quelles données dispose-t-on et comment peut-on exprimer de manière satisfaisante l'évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge et selon différents niveaux de productivité ?

10.5.1. Nature des données disponibles

Selon les circonstances, les données de base nécessaires à la construction d'un faisceau de courbes de productivité sont fournies par :

- des placettes temporaires (portions de surfaces de quelques ares mesurées une seule fois et non matérialisées);
- des placettes permanentes et semi-permanentes (mesurées à plusieurs reprises et matérialisées);
- des analyses de tiges (§ 9.3.3).

• Les données issues de *placettes temporaires* donnent exclusivement lieu à un nuage de points (hauteur dominante-âge) qui n'ont aucune liaison entre eux par le fait qu'ils caractérisent des peuplements différents. En déduire des courbes de croissance ne pourrait être accepté, faute d'autres moyens d'investigation, qu'en supposant que toutes les conditions de station ou tous les niveaux de productivité sont également représentés au sein de toutes les classes d'âge.

Cette hypothèse ne peut cependant pas toujours être respectée dans la pratique : par exemple, il est bien connu que les peuplements les plus fertiles sont généralement exploités plus tôt que les autres, cela implique que le nuage de points établi à partir de placettes temporaires est caractérisé par une mauvaise représentation de ces peuplements aux âges élevés, et que pour ces mêmes âges, les courbes de croissance en hauteur accusent un déficit plus important qu'en réalité. Un autre point faible concerne la difficulté de maîtriser par cette voie les modifications de productivité au cours du temps : des peuplements peuvent présenter une croissance en hauteur en fonction de l'âge qui s'écarte sensiblement de la relation moyenne admise pour une région, par le fait qu'ils appartiennent à des reboisements de terres abandonnées par l'agriculture, par exemple, ou encore que leur matériel génétique est de meilleure qualité.

Les données issues de remesurages (placettes permanentes) ou d'analyses de tiges méritent également l'un ou l'autre commentaire quant au bien-fondé de leur utilisation.

• En ce qui concerne les *placettes permanentes*, celles-ci permettent de suivre les mêmes peuplements sur des périodes déterminées de temps et d'établir des courbes continues de croissance. L'allure générale de la croissance en hauteur est beaucoup mieux précisée et beaucoup moins tributaire d'erreurs systématiques. Comme ces placettes postulent la réalisation d'observations et de mesures répétées sur de très longues périodes, on leur préfère parfois des placettes semi-permanentes destinées à suivre des peuplements durant des laps de temps limités (3 à 9 ans ou 5 à 15 ans, par exemple) et permettant dès lors d'établir des fragments de courbes de croissance. De trop courtes périodes peuvent répercuter l'influence de phénomènes anormaux (climatiques, par exemple), perturbant la marche normale de la croissance. On veillera de toute façon à adopter des périodicités de mesures d'accroissement pas trop longues, ce qui permet d'identifier des années anormales souvent «noyées»

dans le cas de périodes d'accroissement plus longues (supérieures à cinq ans, par exemple).

- En ce qui concerne l'*analyse de tiges* qui consiste à retracer l'évolution de la croissance d'arbres au cours du temps, cette méthode, tout en imposant un nombre élevé de manipulations, est sans doute la plus expéditive puisqu'elle s'appuie sur la mesure d'un nombre limité de tiges abattues (les dominantes) au sein des placettes [HOYER et HERMAN, 1989]. De ce fait, elle devra aussi être très rigoureuse quant à la représentativité de l'échantillon [DUPLAT et TRAN-HA, 1986].

Le forestier devra souvent composer avec les données dont il dispose, sans doute pourra-t-il plus souvent les obtenir par l'intermédiaire de placettes temporaires, il devra dès lors être conscient de la plus ou moins grande défectuosité des courbes résultantes.

La solution la plus satisfaisante consiste à tirer parti de placettes à caractère permanent ou d'analyses de tiges [HU et GARCIA, 2010], voire encore d'une combinaison de données issues de placettes temporaires et de placettes permanentes ou de placettes temporaires et d'analyses de tige.

10.5.2. Fixation des niveaux de productivité

Les niveaux de productivité de référence correspondent généralement à des valeurs de hauteur dominante atteinte à un âge déterminé. Dans ce type de classification, et pour des peuplements purs équiennes, les classes de productivité sont presque toujours matérialisées par des intervalles égaux de hauteur dominante à un âge fixé. À condition que la forme des courbes liant la hauteur et l'âge soit appropriée, le choix d'un âge de référence est souvent assez arbitraire et justifié par le souci de respecter à la fois un intervalle de classe convenable et un nombre raisonnable de classes. Cet âge de référence est généralement fixé à 50 ans pour les essences de grande production exploitées à courte révolution, telles que la plupart des résineux et des peupliers, ou à 100 ans pour les feuillus et certains résineux exploités à longue révolution.

Une attention particulière mérite d'être portée à la manière de considérer l'âge surtout si l'on procède, comme souvent, à des comparaisons d'indices de productivité entre espèces, régions ou de pays à pays (sans compter les méthodes de construction utilisées et les modèles produits qui sont déjà des sources importantes de variations rendant toutes comparaisons sérieuses caduques). Dans les faits, la plupart des courbes de productivité se réfèrent soit à l'âge total (depuis la graine ou la germination), soit à l'âge mesuré «à hauteur d'homme» (1,3 m du sol, référence aussi utilisée dans le cadre de détermina-

tions d'accroissements en grosseur). Logiquement, l'âge total devrait être pris en considération de telle sorte qu'à un âge nul corresponde bien une hauteur nulle. Cela ne pose guère de problème dans le cas où l'âge est déterminé sur arbres abattus (comptage de cernes à un niveau de hauteur très proche du sol). Dans le cas d'arbres sur pied issus de plantations, à défaut de connaître l'année de plantation, on est tenu de sonder l'arbre à la tarière et d'ajouter à l'âge obtenu le nombre estimé d'années nécessaires au plant pour atteindre ce niveau. En réalité, on devrait donc aussi, pour obtenir l'âge total, ajouter l'âge présumé du plant lors de son introduction en forêt. Selon HUSCH [1956], l'âge mesuré à hauteur d'homme présente plusieurs avantages par rapport à l'âge total, car il permet d'éliminer l'obligation d'ajouter une correction arbitraire pour passer de l'âge mesuré à la tarière à l'âge total.

Ce niveau « hauteur d'homme » constitue aussi la référence des mesures en diamètre ainsi que des mesures d'accroissement à la tarière. De plus, il permet d'ignorer d'éventuels accidents de démarrage de la plantation. L'âge en question serait aussi mieux adapté au cas d'arbres debout issus de la régénération naturelle. Au-delà de ces divers éléments et de leur logique, il est vivement conseillé de toujours préciser à quel âge on se réfère pour donner son sens à l'indice de productivité.

On peut aussi envisager des intervalles de classe inégaux en hauteur dominante à l'âge de référence si l'on choisit, comme critère de différenciation de productivité, l'accroissement moyen annuel maximum en volume. Pour établir des relations tenant compte de ce dernier critère, la fixation d'une série de hauteurs dominantes à l'âge de référence sert d'intermédiaire ; par calculs successifs de plusieurs tables correspondant à des séries de hauteurs, on déduit chaque fois la valeur de l'accroissement moyen maximum en volume. Il suffit ensuite, par interpolations et approximations successives, de mettre en évidence les valeurs de hauteur dominante qui correspondent à des valeurs prédéterminées de cet accroissement moyen maximum.

10.5.3. Matérialisation des courbes de productivité

Lorsqu'on dispose de l'équation générale ou de la courbe moyenne traduisant l'évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge à travers toutes les classes de productivité, il reste à définir l'allure de cette relation pour chacune des classes.

Ce problème est en réalité complexe car il n'existe pas de règle tout à fait objective permettant d'établir des niveaux différents de productivité. Pour cette raison, nous envisagerons brièvement ci-après quelques méthodes qui proposent des solutions parfois assez sommaires, mais parfois aussi originales.

• *Méthodes graphiques*

Une méthode largement utilisée depuis la fin du XIX^e siècle jusqu'à l'exploitation plus généralisée de l'outil mathématique consiste à délimiter ou à envelopper le nuage de points, constitué par les valeurs de hauteurs moyennes pour des âges donnés, au moyen de deux courbes. L'espace ainsi défini est alors divisé en bandes d'égales largeurs à tous les âges.

Outre le fait que pareil ajustement est réalisé par voie graphique, l'objection fondamentale émise vis-à-vis de cette méthode est de baser les courbes guides sur les valeurs extrêmes des données plutôt que sur les moyennes, avec comme conséquence que la forme des courbes correspondant aux classes de productivité moyenne est tributaire de la forme des courbes relatives aux sites les plus pauvres et à ceux les plus riches. De plus, l'échantillon étant généralement moins bien fourni aux limites du nuage, on a donc moins de garanties sur la forme des courbes à ces limites. Un autre inconvénient est d'admettre que l'allure générale des courbes ou encore que l'évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge est identique quel que soit le niveau de productivité, ce qui est discutable dans la mesure où dans les milieux les plus fertiles, par exemple, la croissance s'effectue selon un rythme plus soutenu et est matérialisée au moyen de courbes à pentes plus «raides» dès le jeune âge.

Une autre manière de procéder [ALDER, 1980] est de tracer trois courbes représentant le mieux possible l'évolution moyenne que suggèrent :

- les points (arbres ou placettes) du bord inférieur du nuage ;
- les points du bord supérieur du nuage ;
- l'allure générale moyenne du nuage.

On peut ensuite, sur cette base, tracer d'autres courbes intermédiaires et corriger, dans une large mesure, les inconvénients rencontrés dans la méthode précédente.

Si l'on utilise simultanément des données issues de placettes temporaires et de placettes permanentes, on veillera à ce que les courbes s'appuient essentiellement sur les placettes permanentes. Si les données proviennent exclusivement de placettes temporaires, il faut être très attentif aux risques parfois importants de biais observés lorsque les classes d'âge et les classes de productivité ne sont pas représentées de manière identique dans l'échantillon (§ 10.5.1). Cette méthode est malheureusement presque toujours à la base de pareils biais, les conditions de représentativité étant rarement rencontrées et, en outre, on n'a guère de moyens de tester la représentativité de l'échantillon. Pour remédier à ce type d'inconvénients, on préconisera de recourir à des analyses de tiges ou d'exploiter les résultats d'accroissements périodiques de hauteurs d'arbres dominants suivis au sein de placettes semi-permanentes,

en vue de porter un jugement critique sur l'orientation générale des courbes construites sur la base des points issus des seules placettes temporaires.

Il est évident que les méthodes graphiques présentent divers inconvénients, dont le principal est l'importance de l'appréciation subjective de la personne traçant les courbes.

L'ajustement graphique reste cependant un moyen dont il ne faut jamais sous-estimer l'intérêt, qu'il s'agisse d'apprécier la valeur d'un ajustement mathématique ou, pourquoi pas, de servir précisément de base à un ajustement ou à un lissage mathématique [RONDEUX et al., 1991].

• *Méthodes mathématiques*

Les courbes de productivité peuvent évidemment aussi être ajustées par voie mathématique à partir de modèles de croissance adéquats. En principe, cette démarche conduit à des résultats plus précis que ceux issus des méthodes graphiques, pour autant que le modèle de croissance soit non seulement bien choisi mais soit aussi convenablement ajusté.

Selon les techniques et les hypothèses de construction utilisées, on se trouve en présence de courbes soit *anamorphiques* (proportionnelles, c'est-à-dire que l'accroissement relatif en hauteur est constant, pour chaque âge, quels que soient les milieux concernés) soit *polymorphiques* (non proportionnelles). Dans la première hypothèse, on ajuste une courbe moyenne ou une courbe guide au nuage de points et on construit un système de courbes de même allure passant par les points fixant les niveaux de productivité préalablement définis. Quant aux courbes polymorphiques, elles se présentent différemment selon les milieux et sont à ce titre plus recommandables mais aussi sensiblement plus complexes à établir dans la perspective d'un faisceau cohérent de courbes. Les courbes polymorphiques peuvent être construites à partir de données résultant de remesurages périodiques ou d'analyses de tiges. Dans ce dernier cas, chaque courbe représentative d'un niveau de productivité est établie à partir d'arbres dominants abattus provenant des milieux correspondants. Plusieurs auteurs ont exploité cette possibilité et plus précisément : CARMEAN [1971]; DUPLAT et TRAN-HA [1986]; HEGER [1968]; STAGE [1963] et TROUSDELL et al. [1974].

10.5.4. Quelques méthodes mathématiques de construction

Parmi les méthodes à caractère mathématique ou statistique susceptibles d'être utilisées dans la construction des courbes de productivité exprimées par l'évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge, nous avons retenu

celles qui nous paraissaient être le reflet de la diversité des approches les plus fréquemment envisagées, à savoir :

- la méthode des courbes affines ;
- la méthode du minimum-maximum ;
- la méthode de BRICKELL ;
- la méthode de régression sériée ;
- la méthode de régression multiple.

Leur utilisation sera évidemment fonction de la nature et de la qualité des données disponibles. On observera aussi que dans ce type de problème, la précision des résultats obtenus par une méthode mathématique dépendra souvent de la bonne adaptation du modèle de croissance en hauteur choisi et de la validité des hypothèses retenues lors de l'ajustement.

• *Méthode des « courbes affines »*

Elle est utilisée dans le cas de données issues de placettes temporaires lorsqu'on peut admettre que :

- toutes les stations sont également représentées, au sein de toutes les classes d'âge, ou encore que les données récoltées dans les échantillons couvrent de manière satisfaisante l'amplitude des conditions de productivité dans chaque classe d'âge, de cette manière on obtient la tendance moyenne de la croissance en hauteur ;
- la répercussion des différences de productivité sur la croissance en hauteur est identique, quel que soit l'âge (cette condition est rarement remplie, une situation jugée défavorable à un moment donné de la vie d'un peuplement peut avoir des effets favorables à un autre moment) ;
- les courbes ont une forme semblable, quel que soit le milieu (la classe) de productivité.

Le seul fait de travailler avec des courbes « affines », donc anamorphiques, les disqualifient dans les faits, car sur une large amplitude de niveaux de productivité il est peu réaliste d'admettre que les vitesses de croissance correspondantes puissent être traduites par des courbes épousant les mêmes formes. DECOURT [1965] expose la manière de construire pareilles courbes dans le cadre de l'élaboration de tables de production pour le pin sylvestre (*Pinus sylvestris*) et le pin laricio de Corse (*Pinus laricio*) en Sologne.

• *Méthode du « minimum-maximum »*

Lorsqu'on dispose d'un nombre suffisant d'informations par classes d'âge (au moins trois à cinq) et issues de placettes temporaires, on peut utiliser la méthode du « minimum-maximum » qui confère plus de souplesse à la forme des courbes. Cette méthode implique les opérations suivantes :

- dans chaque classe d'âge, éventuellement définie de manière à pouvoir travailler sur un nombre satisfaisant de données (au moins une dizaine), calcul des valeurs moyennes, minimales et maximales des hauteurs dominantes en fonction de l'âge ;
- ajustement séparé d'une courbe d'allure donnée aux valeurs moyennes, maximales et minimales de hauteurs dominantes en fonction de l'âge ;
- harmonisation éventuelle des coefficients des équations obtenues pour chacun des trois niveaux correspondant à l'ensemble de chacune de ces valeurs, de manière à utiliser une équation unique. Le principe est d'exprimer lesdits coefficients en fonction d'une troisième variable.

Cela revient à lisser les coefficients obtenus en fonction de la hauteur h_r , atteinte à un âge de référence A_r ; le faisceau de courbes est représenté par une équation unique, les courbes étant paramétrées par h_r . Dans l'hypothèse où les informations sont plus nombreuses au sein de chaque classe d'âge, on peut utiliser une procédure plus sophistiquée. Dans chaque classe, les placettes sont rangées par ordre décroissant de hauteur et sont identifiées par un niveau de productivité correspondant à :

$$s = (i - 0,5) / n$$

où i = rang de la placette au sein de la classe d'âge,
 n = nombre de placettes au sein de la classe d'âge.

• *Méthode de BRICKELL*

Cette méthode a été appliquée à des données portant sur plus de 3.000 mesures de hauteurs individuelles de douglas (*Pseudotsuga menziesii*) choisis au sein de l'étage dominant de nombreux peuplements, à raison de deux à trois arbres par placette d'inventaire. Elle peut être résumée brièvement comme suit :

- répartir les hauteurs des arbres dominants par classes d'âge définies de telle manière que chacune d'entre elles contienne un nombre pratiquement constant et relativement élevé (environ 100) de bois ;
- ajuster une courbe moyenne aux couples de valeurs hauteurs dominantes moyennes-âges moyens, correspondant aux classes d'âge ;
- déterminer une série de points relatifs à des pourcentages de probabilité dans la distribution des résidus autour de la courbe moyenne à l'intérieur de chaque classe d'âge.

BRICKELL [1968] adopte le système de PEARSON pour matérialiser la distribution de fréquences des résidus calculés au sein de chaque classe. À partir de cette distribution, il définit neuf niveaux de probabilité. Les hauteurs relatives à ceux-ci sont calculées pour chaque classe d'âge de la manière ci-après :

- pour un niveau donné Q de probabilité, la distance α à la moyenne est fournie par les tables de PEARSON [JOHNSON et al., 1963] en unités d'écart-type;
- on calcule, par l'intermédiaire de la courbe moyenne, la hauteur estimée \bar{h} pour la classe d'âge concernée;
- on détermine ensuite la valeur de la hauteur \bar{h}_Q correspondant au niveau de probabilité à partir de l'expression suivante :

$$\bar{h}_Q = \bar{h} + \alpha \hat{\sigma} + S$$

- où $\hat{\sigma}$ = écart-type estimé des résidus à l'intérieur de la classe d'âge,
 S = résidu moyen à l'intérieur de la classe d'âge.

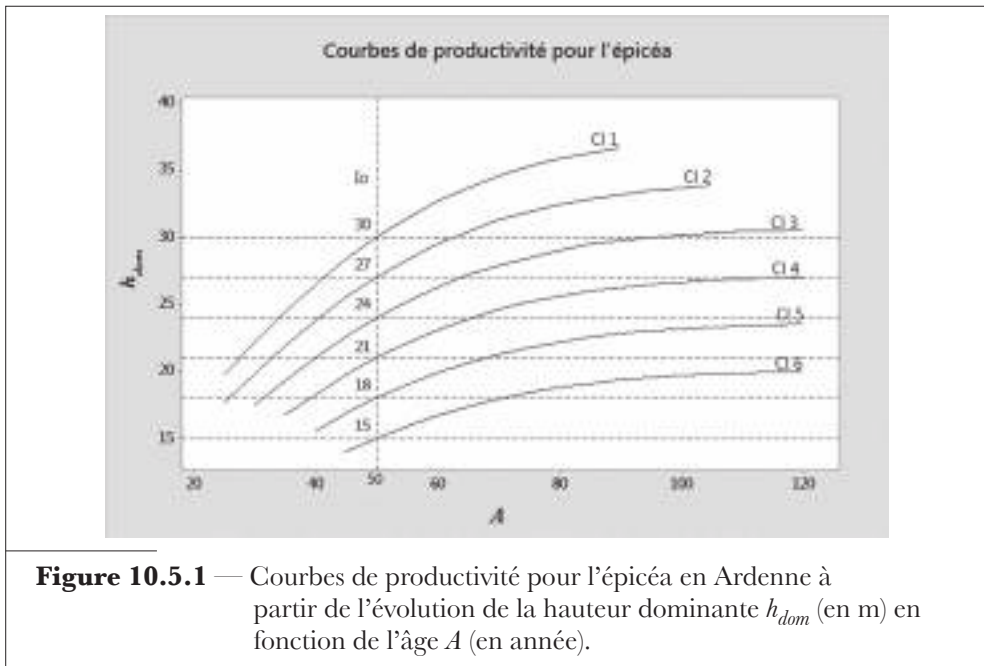
La suite de la procédure consiste alors à :

- ajuster une série de courbes de même forme algébrique à tous les points (hauteurs) correspondant au même niveau de probabilité;
- harmoniser les coefficients obtenus pour chaque ajustement en les exprimant en fonction de l'indice de productivité, le système de courbes étant alors matérialisé par une équation unique.

L'inconvénient majeur de la méthode proposée par BRICKELL est de nécessiter la mesure d'un nombre très important d'arbres.

PALM et CHENTOUF [1986] mettent également à profit la variation des résidus par rapport à la courbe moyenne représentant l'évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge. Dans l'hypothèse où l'on dispose d'un nombre suffisamment important de données (plusieurs dizaines à plusieurs centaines) issues de placettes temporaires, on détermine par classes d'âge de cinq en cinq ans, par exemple, les écarts-types résiduels que l'on met ensuite en relation avec l'âge. Pour chaque placette les résidus sont divisés par l'écart-type résiduel estimé de manière à utiliser des résidus réduits. Les placettes sont alors classées selon un ordre croissant des résidus réduits et réparties en groupes d'effectifs constants, tels qu'il soit possible d'effectuer sur chacun d'eux un ajustement séparé au moyen de l'équation générale liant la hauteur dominante à l'âge. Il suffit alors de procéder à l'harmonisation des coefficients. Pour ce faire, ceux-ci sont mis en relation, par une équation de régression appropriée, avec l'indice de productivité.

Cette méthode a été utilisée dans la construction d'une table de production à sylviculture variable (§ 11.4.6) pour l'épicéa (*Picea abies*) en Ardenne [DAGNELIE et al., 1988] et a donné lieu au faisceau de courbes de productivité tel que présenté dans la figure 10.5.1 où les hauteurs dominantes atteintes à 50 ans matérialisent aussi les différents niveaux de productivité (la classe 1, par exemple, relève d'une hauteur dominante de 30 m à 50 ans).



• **Méthode de régression sériée**

Cette méthode a été utilisée par BAILEY et CLUTTER [1974] et appliquée à des données issues de placettes semi-permanentes ou d'analyses de tiges; elle consiste à développer un système de courbes basé sur le calcul d'estimateurs de pentes communes et d'ordonnées à l'origine communes.

Si l'on considère une équation générale du type $y = a + bx$, le modèle de régression induisant une pente identique pour toutes les courbes du système est donné par $y = a_1 + bx$ où le coefficient a_1 est différent d'une placette ou d'un milieu à l'autre alors que le coefficient b reste constant. On met ainsi en œuvre un système de courbes proportionnelles.

Le modèle $y = a + b_i x$, dans lequel la constante a est la même pour toutes les placettes, induit, par contre, une variation de la pente des droites selon les milieux et donne naissance à des courbes polymorphiques. Afin d'expliquer le principe de la méthode, BAILEY et CLUTTER utilisent l'équation de SCHUMACHER mise sous la forme logarithmique, soit :

$$\ln h_{dom} = a + b_i / A^c$$

où b_i représente le paramètre de « site » propre à chaque courbe i et dépendant de l'indice de productivité I_0 . Pour un âge de référence A_r , on écrira que :

$$\ln I_0 = a + b_i / A_r^c$$

la valeur I_0 représentant la hauteur dominante à l'âge de référence A_r , d'où :

$$b_i = (\ln I_0 - a) A_r^c$$

ce qui donne lieu, si l'on remplace b_i par sa valeur dans l'équation de base, à l'expression :

$$\ln I_0 = a + (\ln h_{dom} - a) (A / A_r)^c$$

fournissant l'indice de productivité d'un peuplement d'âge A et de hauteur dominante h_{dom} connus.

L'estimation du paramètre c nécessite que l'on dispose de mesures successives permettant d'estimer des accroissements en hauteur (via des placettes permanentes ou des analyses de tiges).

Quant à l'estimation du paramètre commun a , il résulte de l'analyse de la covariance [DAGNELIE, 1975c]. Des explications complémentaires relatives à l'utilisation pratique de cette méthode sont fournies par ALDER [1980] et LE GOFF [1982].

La méthode proposée a l'avantage d'éliminer le problème de quantification. En d'autres termes, elle vise à rendre les courbes indépendantes du choix de l'âge de référence. Elle requiert un groupement des données de hauteurs et d'âges en classes de productivité indépendantes.

• *Méthode de régression multiple*

Appliquée à des données provenant de remesurages ou d'analyses de tiges, elle est utilisée en vue d'ajuster un faisceau de courbes lorsque l'indice de productivité a été déterminé préalablement à l'ajustement d'un modèle de telle manière que l'on dispose au moins, pour chacune des placettes ou milieux d'étude, de la hauteur dominante, de l'indice de productivité I_0 , et de l'âge A , variables que l'on peut tenter de mettre en relation [$h_{dom} = f(I_0, A)$] au moyen de modèles avec ou sans contrainte.

Dans le premier cas, lorsque I_0 est bien un indice de productivité correspondant à une hauteur de référence h_r à un âge donné A_r , il est opportun de considérer h_r comme origine des hauteurs et A_r comme origine des âges, de telle manière que la hauteur dominante soit égale à l'indice de productivité pour l'âge de référence A_r . Dans ces conditions, le modèle de régression, sans terme constant ou ordonnée à l'origine, pourra, par exemple, s'écrire :

$$(h_{dom} - h_r) = a_1 (A - A_r) + a_2 (A - A_r)^2$$

Dans le second cas, relatif aux modèles sans contrainte, on peut envisager l'ajustement de relations de la forme suivante :

$$h_{dom} = a_0 + a_1 A + a_2 I_0 + a_3 A I_0 + a_4 A^2$$

En procédant de cette manière, c'est-à-dire sans imposer de contrainte lors de l'ajustement, il faut s'attendre à ce que la hauteur dominante, à l'âge de référence A_r , ne soit pas égale à l'indice de productivité I_0 fixé préalablement.

10.5.5. Quelques exemples de modèles de croissance

Les courbes de productivité peuvent être ajustées à l'aide de différents modèles parmi lesquels nous retiendrons plus particulièrement : le modèle de JOHNSON-SCHUMACHER (asymptote horizontale), les modèles anamorphiques (pour lesquels l'accroissement relatif en hauteur est constant pour chaque âge, quels que soient les milieux concernés) et polymorphiques (non proportionnels) de BAILEY et CLUTTER (asymptote horizontale) et les modèles de DUPLAT et TRAN-HA (direction asymptotique oblique).

Les équations de ces modèles où h_{dom} et A représentent respectivement la hauteur dominante et l'âge sont les suivantes [PAUWELS et al., 1999] :

- modèle de JOHNSON-SCHUMACHER : $h_{dom} = b_{0i} \exp\left(\frac{-b_{1i}}{A - b_{2i}}\right)$

- modèles de BAILEY et CLUTTER :

$$\text{modèle anamorphique : } h_{dom} = \exp\left[a_i + b\left(\frac{1}{A}\right)^c\right]$$

$$\text{modèle polymorphique : } h_{dom} = \exp\left[a + b_i\left(\frac{1}{A}\right)^c\right]$$

- modèles de DUPLAT et TRAN-HA :

$$\text{modèle I : } h_{dom} = (aA + b_i) \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{A}{c}\right)^d\right) \right]$$

$$\text{avec } c > 0 \text{ et } d > 1$$

$$\text{modèle II : } h_{dom} = (aA + b_i) \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{A}{c}\right)^d\right) \right] + pA$$

$$\text{avec } c > 0 \text{ et } d > 1$$

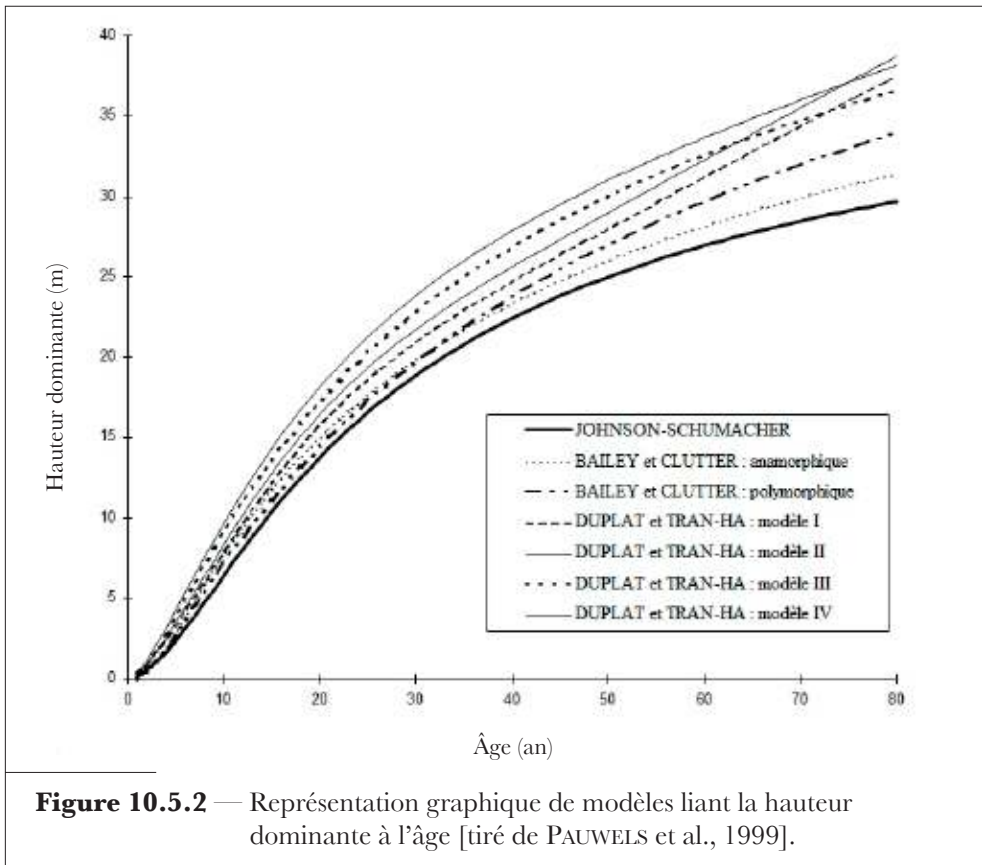
$$\text{modèle III : } h_{dom} = (aA + b_i) \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{A}{c}\right)^d\right) \right]^r + pA$$

$$\text{avec } c > 0 \text{ et } dr > 1$$

$$\text{modèle IV : } h_{dom} = (a \ln(A+1) + b_i) \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{A}{c}\right)^d\right) \right] + pA$$

$$\text{avec } c > 0 \text{ et } d > 1$$

La figure 10.5.2 illustre l'allure générale de ces différentes courbes.



10.5.6. Présentation d'une méthode de construction complète inspirée de BAILEY et CLUTTER

Pour illustrer de manière suffisamment complète la manière d'élaborer des courbes de productivité, nous prendrons comme exemple une méthode explicitée par DUPLAT et TRAN-HA [1986; 1997], elle-même basée en partie sur la méthode de BAILEY et CLUTTER [1974].

La construction se déroule en plusieurs étapes et de la manière suivante.

- **Matérialisation de la croissance en hauteur de chaque arbre**

Les données de base résultent d'analyses de tiges ou de placettes semi-permanentes. Nous ne considérerons cependant que les analyses de tiges comme sources de données. Pour une essence donnée dans une région donnée, on sélectionne des peuplements couvrant le mieux possible l'amplitude des conditions stationnelles en mettant l'accent sur celles qui sont en situa-

tions extrêmes. Dans X peuplements sélectionnés, on choisit au hasard une ou plusieurs placettes de x ares au sein desquelles on repère les $x-1$ plus gros arbres (cinq arbres, donc, si placettes de six ares). On procède à l'abattage de trois arbres dominants, le plus gros, le 3^e et le 5^e plus gros et on reconstitue la croissance en hauteur de chacun d'entre eux à partir de découpes pratiquées à intervalles déterminés (tous les 4 m dans la partie commercialisable et puis tous les 2 m). Cette règle ne doit cependant pas être une contrainte dans la mesure où l'essentiel est avant tout de disposer de plusieurs sections ou points de mesure parfaitement identifiés (correspondant aux couples de valeurs hauteurs atteintes-âges). En joignant tous ces points par des segments de droite, on obtient une ligne continue figurant la croissance individuelle de chaque arbre.

• ***Matérialisation de la croissance en hauteur dominante d'un peuplement***

À partir des courbes expérimentales observées, on reconstitue la croissance en hauteur dominante du peuplement en moyennant, pour les arbres échantillonnés, les hauteurs issues des courbes interpolées à des intervalles préfixés d'âge (tous les cinq ans).

• ***Choix et ajustement d'un modèle***

L'objectif est de représenter l'évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge A et d'un indice de productivité (hauteur dominante à un âge de référence). On retient une méthode d'ajustement globale permettant de réaliser un ajustement en une seule fois à l'ensemble des courbes expérimentales.

Le modèle préconisé fait partie d'une famille de courbes en S classique et affecte la forme suivante :

$$h_{dom} = (aA + b_i) \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{A}{c}\right)^d\right) \right] \quad \text{avec } c > 0 \quad \text{et } d > 1$$

Il se caractérise par des tangentes à l'origine de pente nulle, des asymptotes parallèles de pente a et d'équations $h_{dom} = aA + b_i$.

Les paramètres a , c et d qui confèrent la forme de la courbe prennent une valeur commune pour toutes les courbes du faisceau, alors que le paramètre b_i est laissé libre. Cela signifie qu'à chaque courbe i du faisceau correspond une valeur spécifique b_i qui traduit le niveau de chaque courbe dans le faisceau. La pente à l'origine et celle des asymptotes sont communes à toutes les courbes du faisceau et toutes partent du point de coordonnées (0,0).

À des fins de généralisation, le modèle s'écrit pour une forme utilisant les variables « mortes » X_i :

$$h_{dom} = (aA + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_p X_p) \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{A}{c}\right)^d\right) \right]$$

où chaque X_i est égal à : 1 pour un point appartenant à la courbe i ,
0 pour un point n'appartenant pas à la courbe i .

La qualité de l'ajustement réalisé par régression non linéaire est mesurée au moyen de l'écart quadratique moyen :

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{h}_{dom} - h_{dom})^2}$$

• Utilisation du modèle

Lorsque l'on dispose des valeurs estimées des paramètres \hat{a} , \hat{c} , \hat{d} communs à toutes les courbes du faisceau, le paramètre b restant libre, une courbe particulière est déterminée par la valeur prise par la hauteur dominante pour un âge de référence A_r , soit h_r .

Si l'on remplace a , c , d et A respectivement par \hat{a} , \hat{c} , \hat{d} et A_r dans l'équation de base $h_{dom} = f(A)$, il en résulte que la valeur de b_i correspondante est égale à :

$$b_i = \frac{1}{1 - \exp\left(-\left(\frac{A_r}{\hat{c}}\right)^{\hat{d}}\right)} - \hat{a} A_r$$

Il suffit alors d'injecter la valeur de b_i dans l'équation de base et de choisir un âge de référence, par exemple 50 ans, pour déterminer autant de courbes de croissance que l'on établit de hauteurs dominantes de référence h_r .

Pour être complet, dans la famille de modèles proposés par DUPLAT et TRAN-HA, il en est un à cinq paramètres qui a donné de très bons résultats à la fois pour le hêtre (14 courbes expérimentales et 402 points), le sapin (20 courbes et 341 points) et le pin sylvestre en France (11 courbes et 194 points).

Il s'écrit :

$$h_{dom} = (aA + b_i) \left[1 - \exp\left(-\left(\frac{A}{c}\right)^d\right) \right]^r + pA, \text{ avec } c > 0 \text{ et } d > 1$$

qui se caractérise par des tangentes à l'origine de pente p et des asymptotes de pente $a + p$, d'équations $h_{dom} = (a + p)A + b_i$.

S'appuyant sur des principes comparables, PERIN et al. [2013] ont construit de nouvelles courbes de productivité pour l'épicéa commun en Belgique. Ils ont exploité le modèle II de DUPLAT et TRAN-HA [1986] en optant pour une version simplifiée de la manière suivante :

$$h_{dom} = (aA + b_i) \left[1 - \exp\left(-\frac{A}{c}\right) \right]^r$$

a, c, r = paramètres de forme,

b_i = paramètre exprimant le niveau de productivité.

Le paramètre b_i est extrait de l'équation ci-avant et ensuite estimé pour chaque couple $h_{dom} - A$:

$$b_i = \frac{h_{dom}}{\left[1 - \exp\left(-\frac{A}{c}\right) \right]^r} - aA$$

Il est dès lors possible d'estimer l'évolution passée et à venir de la hauteur dominante d'un peuplement lorsqu'au moins un couple hauteur-âge est connu, il est utilisé pour calculer b_i qu'il suffit ensuite d'injecter dans l'équation générale fournissant h_{dom} .

Cela conduit à préconiser l'équation suivante :

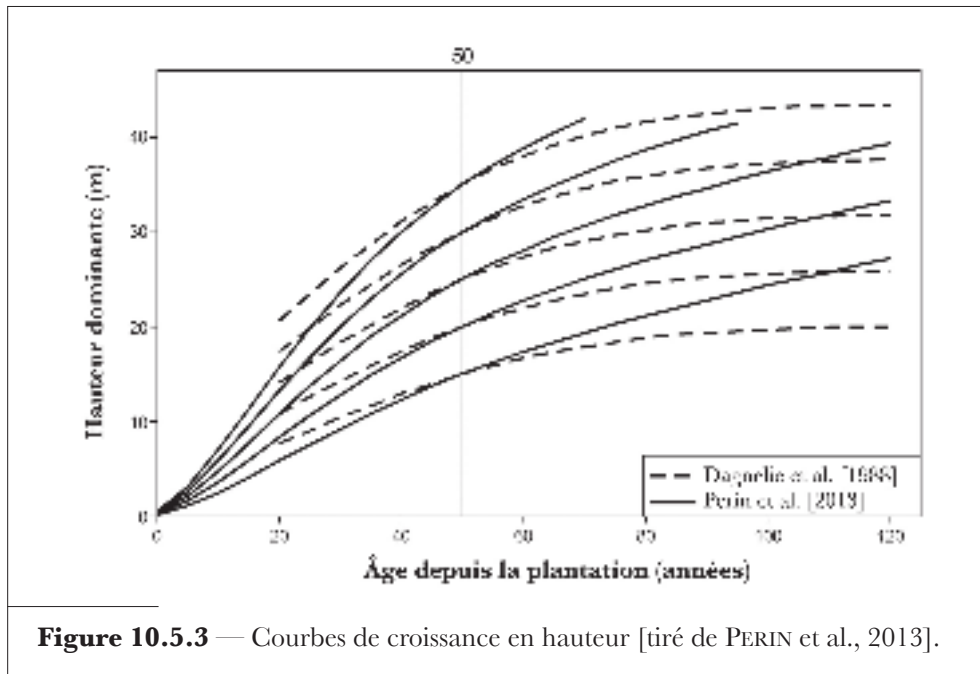
$$h_{dom} = \left[a(A - A_M) + \left(\frac{h_{dom_M}}{\left[1 - \exp\left(-\frac{A_M}{c}\right) \right]^r} \right) \right] \left[1 - \exp\left(-\frac{A}{c}\right) \right]^r$$

dans laquelle $h_{dom} - A$ est le couple hauteur-âge estimé et $h_{dom_M} - A_M$ le couple hauteur-âge mesuré.

Cette équation permet d'estimer l'indice de productivité (hauteur dominante à un âge fixé) à partir de n'importe quel couple hauteur-âge ou de modéliser la croissance de la hauteur dominante pour un indice de productivité fixé.

La méthode proposée a été appliquée pour l'épicéa en Ardenne (§ 10.5.4 et Figure 10.5.1) à un autre jeu de données et a donné lieu à un nouveau fais-

ceau de courbes dont l'allure est plus conforme à la réalité du développement des peuplements observés (Figure 10.5.3).



10.5.7. Choix d'une méthode

La construction de courbes de productivité à partir de relations exprimant l'évolution de la hauteur dominante en fonction de l'âge est, nous l'avons vu, largement conditionnée par le type de données disponibles. La mise en forme de ces courbes repose en effet généralement sur l'exploitation de données provenant de trois grandes sources : placettes temporaires, placettes permanentes ou analyses de tiges.

La seule méthode réellement satisfaisante consiste à utiliser les données hauteur-âge issues de placettes permanentes et/ou d'analyses de tiges, bien que pour ce dernier cas l'échantillonnage joue un rôle primordial à chaque étape de la procédure utilisée. Dans toutes les autres situations, il sera nécessaire de recourir à de nombreuses hypothèses et simplifications avec la part d'arbitraire que leur utilisation entraînera.

Quant à l'exploitation proprement dite des données, la régression sériée utilisant les estimateurs de « pente unique » et de « constante unique » semble être une des plus appropriées à la construction des courbes de productivité.

On peut aussi envisager une méthode d'ajustement basée sur la régression multiple et structurée en trois étapes :

- ajuster une fonction aux données hauteurs-âges à l'échelle de chaque placette ou de chaque arbre ;
- utiliser chaque courbe ainsi ajustée pour attribuer un indice de productivité à chaque placette ou à chaque arbre ;
- mettre les paramètres des courbes ajustées en relation avec les indices de productivité par régression linéaire ou non linéaire.

Dans cette manière de procéder, le choix de l'âge de référence a une répercussion sur l'estimation des paramètres. En outre, l'indice de productivité est fixé avant d'ajuster le modèle. Cette détermination *a priori* peut être envisagée de plusieurs manières : directe, lorsque des mesures successives incluent l'âge de référence et la hauteur lui correspondant ; indirecte, lorsque la hauteur dominante qui sera atteinte à l'âge fixé est estimée par ajustement d'une courbe aux couples de données hauteur dominante-âge issues de placettes temporaires ou d'une même placette suivie au cours du temps.

L'utilisation de placettes temporaires et des méthodes d'exploitation des données qu'elles fournissent n'est évidemment pas à exclure car elle présente l'avantage d'être rapide. Cependant, il faut être conscient qu'elle peut conduire à des biais très importants si le nombre de placettes est peu élevé et recouvre de manière très disparate les classes d'âge. À condition de disposer d'un échantillonnage bien structuré et de corriger ou de calibrer, si possible, les données correspondantes au moyen d'informations complémentaires issues de remesurages ou d'analyses de tiges, les méthodes du type de celles proposées par BRICKELL ou par DUPLAT et TRAN-HA sont dignes d'intérêt.

Enfin, il conviendra de ne retenir que des modèles ou courbes polymorphiques tels que leur forme soit précisément en adéquation avec l'allure de la croissance, elle-même dépendante des niveaux de productivité des peuplements.

10.5.8. Quelques commentaires sur l'utilisation des indices de productivité

Il n'est pas inutile d'attirer l'attention sur quelques points relatifs à l'interprétation de la notion même d'indice de productivité, en particulier celui basé sur la hauteur dominante, et à son utilisation.

Ce type d'indice est avant tout utilisé pour fixer des niveaux de productivité ou situer celle-ci dans une échelle ; il n'exprime pas la production elle-même.

Un indice basé sur un âge de référence donné ne peut être converti en un autre basé sur un autre âge via une simple relation de proportionnalité ; il est en effet nécessaire de se référer aux courbes de productivité exprimant les hauteurs atteintes à différents âges. À titre d'exemple, si un indice de productivité I_0 est matérialisé par une hauteur dominante de 34 m à 100 ans, dans l'hypothèse où l'on souhaiterait travailler sur la base d'un âge de référence de 50 ans, il faudrait estimer la hauteur atteinte à l'âge de 50 ans (à partir de la relation mathématique ou de la courbe traduisant l'évolution des hauteurs dominantes pour $I_0 = 34$ m), celle-ci correspondant alors au nouvel indice de productivité.

Des niveaux qui seraient identiques (mêmes hauteurs dominantes au même âge de référence) pour différentes essences ne signifient pas pour autant que les productivités stationnelles correspondantes sont identiques, car les productions totales en volume à l'hectare qui intègrent évidemment aussi l'accroissement en grosseur peuvent évidemment être sensiblement différentes.

Des mesures d'indice de productivité effectuées à différentes époques durant la vie d'un peuplement peuvent indiquer des qualités stationnelles différentes pour plusieurs raisons énumérées ci-après :

- la qualité du milieu, même si cela se fait très lentement, peut évoluer ou changer (modification des propriétés du sol suite à des opérations d'amélioration telles que drainage ou fertilisation, par exemple) ;
- des suppressions précoces d'arbres peuvent engendrer une modification de la valeur de l'indice dans le jeune âge ;
- la croissance de peuplements situés sur des micro-sites (sols à textures localement différentes) peut s'écarter de celles traduites par les courbes ;
- l'échantillonnage utilisé pour la construction des courbes n'est pas suffisamment équilibré pour les différentes classes d'âge et les différentes conditions stationnelles.

Il est enfin essentiel de savoir que l'indice de productivité varie avec les essences. Dans ces conditions, à un même milieu forestier peuvent correspondre différentes valeurs d'indice de productivité, selon l'essence prise en considération. Rien n'empêche cependant, comme l'ont fait STEELE et COOPER [1986], de mettre en relation l'indice de productivité d'une essence avec celui d'une autre.

L'intérêt de cette approche est aussi, à partir de la courbe de productivité connue d'une essence, d'estimer la courbe relative à une autre essence non présente sur le même site.

11

TABLES DE PRODUCTION

11.1. Introduction

Si l'on veut conférer à l'étude des peuplements un aspect dynamique, il convient de les suivre au cours du temps et de caractériser leur évolution. Nous avons vu dans le chapitre 9 la manière d'effectuer des mesures directes relatives à l'accroissement d'un peuplement.

L'étape suivante, que nous aborderons au cours des chapitres 11 et 12, consistera à présenter diverses méthodes et outils permettant d'estimer ou de prévoir la croissance d'un peuplement. Dans le chapitre 11, nous envisagerons exclusivement la table de production⁽¹⁾ qui a longtemps constitué un des outils les plus connus et les plus exploités en matière d'expression et de prévision de la production de peuplements purs équiennes. Le chapitre 12 sera consacré à des méthodes qui concernent davantage la modélisation de la croissance et de l'accroissement et qui peuvent donner lieu à des résultats structurés non seulement sous la forme d'équations traduisant l'accroissement d'arbres considérés individuellement mais aussi sous celle de tables. Ce même chapitre envisagera également le cas sensiblement plus complexe des peuplements inéquiennes.

Il est donc important de souligner que la table de production telle que nous l'envisageons ici concerne une démarche s'appuyant sur des données relatives aux peuplements (valeurs moyennes) plutôt que sur des données relatives aux arbres (valeurs individuelles), ce qui lui confère beaucoup moins de souplesse. Le produit s'est avéré utile pour accompagner la gestion sylvicole de peuplements, en particulier équiennes.

⁽¹⁾ yield table.

C'est en conséquence pour des raisons strictement didactiques que nous présenterons quelques modalités d'élaboration de la table proprement dite après avoir commenté la pertinence des sources de données à mettre en œuvre.

Dans les lignes qui suivent, nous verrons en quoi consiste une table de production (§ 11.2), nous tenterons de définir les limites de validité de celle-ci (§ 11.3), nous consacrerons ensuite un important paragraphe aux diverses étapes de sa construction (§ 11.4), puis nous examinerons diverses perspectives et principes de son utilisation pratique (§ 11.5).

11.2. Notion de table de production

Les tables de production expriment l'évolution dans le temps de peuplements équiennes. Elles sont constituées de tableaux chiffrés, éventuellement mis sous une forme graphique ou mathématique. Dans ce dernier cas, il s'agira d'un enchaînement de fonctions mathématiques ou d'équations exprimant les liaisons existant aussi bien entre une caractéristique dendrométrique donnée et l'âge qu'entre les caractéristiques dendrométriques elles-mêmes ; nous préférons alors parler de « modèle de croissance ». Les tables traduisent, pour une essence donnée, le développement observé ou probable au cours du temps, soit de 5 en 5 ans ou de 10 en 10 ans, *de peuplements homogènes en principe purs, équiennes, normalement denses, sans vides ni excédents de matériel*. L'âge auquel se réfèrent les caractéristiques dendrométriques est soit celui considéré à partir de la plantation, soit celui de l'arbre, intégrant donc aussi le temps passé en pépinière.

De façon générale, elles fournissent, par unité de surface (hectare) et par niveau de productivité, les valeurs des caractéristiques suivantes :

- hauteur moyenne et/ou dominante ;
- nombre de bois ;
- surface terrière ;
- diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne ou diamètre moyen arithmétique ;
- volume du bois fort de la tige ou, plus rarement, du bois fort total.

Ces diverses caractéristiques concernent aussi bien le peuplement *principal* (arbres sur pied) que le peuplement *accessoire* (arbres prélevés en éclaircie) et permettent, par l'intermédiaire de relations mathématiques adéquates, de calculer plusieurs éléments propres au peuplement *total* (peuplement principal + peuplement accessoire), à savoir :

- la production totale en volume ;
- l'accroissement courant annuel en volume et en surface terrière ;
- l'accroissement moyen annuel en volume et en surface terrière.

Beaucoup de tables comportent les informations qui viennent d'être citées et sont uniquement valables pour une sylviculture moyenne, reflet de celle pratiquée dans les peuplements ayant servi à leur construction. On peut néanmoins rencontrer des tables qui se présentent sous d'autres formes et contiennent aussi d'autres informations directes ou liées, telles que :

- la répartition des nombres de bois ou des volumes par classes de grosseur [DAGNELIE et al., 1988 ; IFRE, 1966 ; POPESCU-ZELETIN, 1957] ;
- les valeurs financières des produits ligneux [WAUTHOZ, 1955] ;
- l'effet de la densité des plantations sur les peuplements [HAMILTON et CHRISTIE, 1974] ;
- l'influence de divers types de traitement sylvicole [BARTET et BOLLIET, 1976 ; DAGNELIE et al., 1988 ; WIEDEMANN et SCHOBER, 1957].

Sur un plan plus strict, la table de production, sous sa forme classique, s'apparente plutôt à une table de récolte [RONDEUX et DELVAUX, 1979], cette récolte ne représentant qu'une partie de la production. En effet, la production totale brute est assurée par la photosynthèse, une fraction est consommée pour les besoins de la respiration, une autre, qui est détruite et recyclée, est pratiquement impossible à mesurer.

On peut rencontrer de très nombreuses ébauches de tables de production, plus spécialement aux USA, relatives à des relations exprimant directement l'état du matériel ligneux sur pied ou du matériel total produit (à défaut de pratiquer des éclaircies) ou exprimant les niveaux de productivité propres à telle ou telle essence dans divers milieux de croissance. La plupart des tables proposées dans la littérature sont cependant organisées sur des bases souvent voisines en ce qui concerne la présentation des résultats.

Exemple 11.2.1 — Contenu d'une table de production

La table présentée au tableau 11.2.1 est relative à l'épicéa (*Picea abies*) en Ardenne. Elle concerne des extraits de la deuxième et de la troisième classe de productivité, celles-ci étant définies par des hauteurs dominantes de 27 m et de 24 m à 50 ans. En outre, elle est le reflet d'une sylviculture moyenne caractérisée par un accroissement moyen périodique constant de la circonférence moyenne égal à 2,00 cm pour la classe 2 et à 1,75 cm pour la classe 3. Cette table comporte les informations suivantes [DAGNELIE et al., 1988] :

A = âge à partir de la plantation,
 h_{dom} = hauteur dominante (correspondant à la hauteur moyenne des 100 plus gros bois à l'hectare), en m.

Pour le peuplement principal (avant et après éclaircie) :

N = nombre de bois à l'hectare,
 \bar{c} = circonférence moyenne arithmétique, en cm,
 G = surface terrière à l'hectare, en m²/ha,
 V = volume du bois fort tige à l'hectare, en m³/ha.

Pour les éclaircies :

N , \bar{c} , G , V qui ont la même signification que pour le peuplement principal.

Pour le peuplement total :

ACG = accroissement courant annuel en surface terrière, en $m^2/ha/an$,

AMG = accroissement moyen annuel en surface terrière, en $m^2/ha/an$,

ACV = accroissement courant annuel en volume, en $m^3/ha/an$,

AMV = accroissement moyen annuel en volume, en $m^3/ha/an$,

PTV = production totale en volume, en m^3/ha .

Différentes caractéristiques telles que les nombres de bois, les volumes et les surfaces terrières résultent d'estimations réalisées par voie mathématique. D'autres, par contre, peuvent être facilement déduites par relations directes ou fonctionnelles.

Exemple 11.2.2 — Détermination de diverses caractéristiques moyennes et totales

À titre d'exemple, pour la troisième classe de productivité (Exemple 11.2.1), à l'âge de 40 ans, les valeurs de c_g (circonférence de l'arbre de surface terrière moyenne) et de \bar{v} (volume moyen), relatives au peuplement principal avant éclaircie et ne figurant pas dans la table, découlent des expressions suivantes :

$$c_g = \sqrt{\frac{4\pi G}{N}} = \sqrt{\frac{(4\pi)36,5}{1.225}} \cong 61 \text{ cm}$$

et
$$\bar{v} = V/N = 342/1.225 = 0,279 \text{ m}^3$$

En ce qui concerne la production totale en volume (PTV), fournie par la table, à un âge A par exemple, on peut la recalculer de deux manières différentes :

- soit en ajoutant au volume observé à l'âge A , l'ensemble du matériel prélevé en éclaircie depuis l'origine du peuplement jusqu'à cet âge ;
- soit en ajoutant au volume initial, antérieur à la première éclaircie, la somme des accroissements moyens périodiques enregistrés jusqu'à l'âge A .

Si l'on désire déterminer le volume total produit à 60 ans selon la première manière, en envisageant par exemple le peuplement après éclaircie, on obtient :

$$PTV_{60} = 411 + 41 + 42 + 43 + \dots + 42 = 708 \text{ m}^3$$

valeur évidemment confirmée par la deuxième manière :

$$PTV_{60} = 266 + (16,41 \times 5) + (15,77 \times 5) + \dots + (12,98 \times 5) = 708 \text{ m}^3$$

Tableau 11.2.1 — Table de production pour l'épicéa (*Picea abies*). Extrait des classes de productivité 2 (C2) et 3 (C3) [d'après DAGNELIE et al., 1988].

	Âge	h_{dom}	Avant éclaircie				Éclaircie				Après éclaircie				Accroissements				
			N	\bar{c}	G	V	N	\bar{c}	G	V	N	\bar{c}	G	V	ACG	AMG	ACV	AMV	PTV
C2	50	27,0	588	89	38,4	459	104	71	4,2	49	484	93	34,2	410	1,02	1,37	16,02	14,07	704
	55	28,3	484	99	38,9	486	77	79	3,9	47	407	102	35,0	439	0,94	1,33	15,18	14,17	780
	60	29,5	407	108	39,4	510	60	88	3,8	47	347	112	35,6	463	0,88	1,29	14,37	14,19	851
	65	30,4	347	118	39,8	531	47	96	3,5	46	300	122	36,3	485	0,83	1,26	13,56	14,14	919
	70	31,3	300	128	40,3	549	38	104	3,4	45	262	132	36,9	504	0,79	1,22	12,79	14,05	983
	75	31,9	262	138	40,7	564	30	112	3,0	41	232	141	37,7	523	0,75	1,19	12,04	13,91	1.043
	80	32,5	232	148	41,2	580	26	122	3,0	44	206	151	38,2	536	0,72	1,16	11,39	13,75	1.100
	85	32,9	206	158	41,6	590	21	130	2,8	40	185	161	38,8	550	0,69	1,13	10,72	13,58	1.154
C3	30	17,5	2.332	42	36,5	266	690	33	6,8	42	1.642	46	29,7	224	1,48	1,22	17,04	8,86	266
	35	19,3	1.642	51	36,3	306	417	40	5,8	43	1.225	54	30,5	263	1,31	1,23	16,41	9,94	348
	40	21,0	1.225	59	36,5	342	272	46	5,0	43	953	63	31,5	299	1,19	1,23	15,77	10,67	427
	45	22,6	953	68	36,9	375	188	53	4,5	43	765	71	32,4	332	1,09	1,21	15,10	11,16	502
	50	24,0	765	76	37,4	404	136	61	4,2	43	629	80	33,2	361	1,00	1,19	14,41	11,48	574
	55	25,2	629	85	37,9	430	102	68	3,9	42	527	88	34,0	388	0,93	1,17	13,70	11,69	643
	60	26,3	527	94	38,4	452	78	75	3,6	41	449	97	34,8	411	0,87	1,14	12,98	11,79	708
	65	27,2	449	102	38,8	473	61	82	3,3	41	388	106	35,5	432	0,82	1,12	12,27	11,83	769
	70	27,9	388	111	39,3	490	50	90	3,3	40	338	114	36,0	450	0,77	1,09	11,60	11,81	827
	75	28,5	338	120	39,6	504	40	97	3,0	38	298	123	36,6	466	0,73	1,07	10,92	11,75	882
	80	29,0	298	128	40,0	518	33	105	2,9	38	265	131	37,1	480	0,70	1,04	10,31	11,66	933
	85	29,5	265	137	40,5	529	28	113	2,9	37	237	140	37,6	492	0,67	1,02	9,74	11,55	982

11.3. Limites de validité des tables de production

L'utilisation de tables de production ne peut être valablement envisagée qu'en tenant compte de l'existence de diverses limitations parmi lesquelles il convient de noter en ordre principal :

- la nature des tables de production ;
- le territoire de croissance ou les conditions de fertilité ;
- la nature et la structure des peuplements concernés ;
- le traitement sylvicole pratiqué.

11.3.1. Nature des tables de production

Par définition, les tables de production contiennent des valeurs *moyennes*, valables pour des aires géographiques relativement importantes. Les tables doivent être considérées à leur juste valeur : « un point de repère et non l'instrument adéquat d'une sylviculture intensive » [DECOURT, 1964b]. On pourrait cependant admettre qu'une table de production, ou son ébauche, soit construite pour un ensemble de peuplements déterminés situés dans une aire bien délimitée et soumis à une sylviculture de type intensif.

Sur un plan plus restrictif, les limites de validité d'une table peuvent dépendre des hypothèses de construction. Si l'on se réfère à la littérature américaine [AVERY et BURKHART, 1983], on distingue habituellement trois types de tables, avant tout liées à la nature des variables explicatives qu'elles mettent en œuvre.

– Les *tables de production normales*⁽²⁾, essentiellement élaborées par voie graphique, expriment la relation existant entre d'une part l'âge et un indice de productivité considérés comme variables explicatives, et d'autre part l'une ou l'autre variable dépendante telle que la hauteur dominante, le nombre de bois, la surface terrière ou le volume à l'hectare. La densité des peuplements concernés est « normale » ou « complète », ce qui revient à supposer que les peuplements occupent complètement les milieux de croissance et utilisent au maximum les potentialités existantes. Une densité normale est souvent le reflet d'un couvert fermé, d'un espacement régulier entre les tiges et de l'absence de vides dans le peuplement. Ces notions subjectives sont cependant peu aisées à identifier et le concept même de normalité n'est guère compatible avec la réalité des peuplements auxquels on appliquera les tables de production.

⁽²⁾ *normal yield tables.*

– Les *tables de production empiriques*⁽³⁾ se réfèrent à des peuplements de densité « moyenne ». Elles couvrent un ensemble beaucoup plus large de conditions de peuplement et leur élaboration ne nécessite plus la recherche de peuplements « normaux » pleins.

– Les *tables de production à densités variables*⁽⁴⁾ couvrent un nombre encore plus vaste de situations puisque, outre l'âge, la densité des peuplements intervient au titre de variable explicative [BENNETT, 1970; SMITH et KER, 1959].

À cet aperçu, nous pourrions aussi ajouter les tables à *sylvicultures variables* dont le principe est d'intégrer des contraintes caractérisant telle ou telle sylviculture en termes de prélèvements de matériel ou d'accroissements d'arbres moyens au cours du temps. Ce type d'approche est analysé et appliqué dans des modèles tels que ceux proposés par BARTET [1976] et DAGNELIE et al. [1988].

11.3.2. Territoire de croissance et conditions de fertilité

Le matériel de référence d'une table de production concerne des zones plus ou moins étendues dans lesquelles l'essence étudiée rencontre des conditions de croissance suffisamment homogènes. L'allure de la croissance de certaines espèces peut varier très fortement avec les conditions climatiques. D'après PARDE [1957a], il y aurait, entre régions climatiques différentes, à hauteurs égales de peuplements, un même rapport entre les productions totales, d'une part, et les longueurs de périodes de végétation, d'autre part.

Il faut de toute évidence se montrer particulièrement prudent dans l'utilisation de tables de production en dehors des zones qui ont servi à leur élaboration.

L'analyse de plusieurs tables de production européennes consacrées à une même essence montre que des productions différentes peuvent être observées pour une même hauteur dominante [CHRISTIE et LINES, 1975], ce qui tend par conséquent à nuancer la portée de la loi d'EICHHORN (§ 10.4.2).

Il semble bien que cela provienne des différences qui existent entre le rythme de croissance en hauteur et le rythme de croissance en diamètre [KRAMER, 1963; MITSCHERLICH, 1963], ou encore du fait que le rapport entre les nombres de jours de croissance en hauteur et en diamètre est variable d'une région de croissance à l'autre. Si les deux élongations débutent pratiquement ensemble au printemps, la croissance en hauteur porte sur une

⁽³⁾ *empirical yield tables.*

⁽⁴⁾ *variable density yield tables.*

période de temps relativement courte et assez constante (de l'ordre de deux mois), alors que la croissance en diamètre dure plus longtemps et est pratiquement liée aux caractéristiques de la saison de végétation.

L'hypothèse d'une relation unique entre la production totale d'un peuplement et la hauteur dominante n'étant pas, au sens strict, acceptable, on peut résoudre ce problème en construisant des tables de production régionales ou encore en distinguant plusieurs relations de manière à réduire la variabilité du volume total produit pour une hauteur dominante fixée. Certains auteurs ont imaginé d'apporter une correction à la relation unique en définissant des «niveaux» de production pouvant être matérialisés par des classes soit de hauteur dominante [ASSMANN et FRANZ, 1965], soit d'accroissement moyen annuel en volume [JOHNSTON et BRADLEY, 1963].

11.3.3. Nature et structure des peuplements concernés

Les tables de production classiques concernent, en principe, des peuplements monospécifiques équiennes ou, pour élargir ce concept, des peuplements au sein desquels les différents âges des arbres se situent dans une fourchette ne dépassant pas cinq ans. Si les peuplements mélangés se prêtent mal à l'élaboration et à l'utilisation de tables de production fiables en raison de conditions de croissance complexes, liées entre autres à des problèmes de compétition, on peut cependant admettre, dans certains cas, l'existence «fictive» d'un ensemble organisé (groupes d'essences) ou non (essences disséminées) de petits peuplements. Très souvent, par convention, un peuplement sera considéré comme étant pur si l'essence étudiée est présente à raison de plus de 80% en nombre de tiges et en surface terrière [RONDEUX et al., 1991].

11.3.4. Traitement sylvicole pratiqué

Pour être transposable dans la pratique, la table doit aussi préciser le type de traitement adopté, matérialisé, par exemple, par le type et l'intensité d'éclaircie, même s'il est admis que la production totale d'un peuplement équienne dépend peu de ces deux facteurs dans des limites de surface terrière assez larges (§ 10.4.2) et variables selon les essences. Les tables sont généralement prévues pour un «degré de couvert» normal. Ce degré de couvert correspond au rapport entre la surface terrière d'un peuplement et la surface terrière «théorique» de la table; il est qualifié de «normal», c'est-à-dire égal à l'unité, pour un peuplement ayant une surface terrière identique à celle de la table *à un même âge*.

Ces éléments sont très importants à considérer dans l'optique de l'élaboration par simulation de modèles de gestion ou de tables de production à partir de jeux de données incomplets (absence d'indications sur les prélèvements ou sur les chablis, par exemple).

11.4. Construction d'une table de production

Les méthodes de construction d'une table de production sont nombreuses. Elles sont largement tributaires de la nature des données récoltées et de diverses hypothèses de travail. Dans les lignes qui suivent, nous mettrons l'accent sur les notions qui nous paraissent les plus importantes pour comprendre la philosophie de construction d'une table de production.

11.4.1. Récolte des données

Les données de base sont issues de parcelles expérimentales ou de placettes de production (étendues de quelques ares) qui couvrent aussi largement que possible la diversité des conditions de croissance de l'espèce étudiée et qui sont individuellement implantées au sein de zones à surface limitée et impérativement homogènes sur le plan écologique. Les dispositifs expérimentaux à mettre en œuvre doivent évidemment tenir compte de la zone d'application de la table et des conditions pour lesquelles celle-ci est construite (sylviculture pratiquée, fertilité, âge).

Sur un plan pratique, cela s'avère difficilement réalisable. Aussi est-il souvent préférable de considérer les données de parcelles permanentes existantes et d'étoffer les observations à l'aide de placettes temporaires ou semi-permanentes [DECOURT, 1972b] réparties aussi uniformément que possible au sein des classes d'âge et des milieux de croissance. On conseillera d'enrichir ces informations de base à partir de données issues d'analyses de tiges (§ 9.3.3).

Par placettes *permanentes*, il faut entendre de petites étendues matérialisées sur le terrain de manière permanente et visible (couleur, arbres numérotés) ou «cachée» (piquet métallique, enfoncé dans le sol, situé au centre de la placette et à partir duquel les arbres sont repérés par mesure de distances et d'azimuts). Dans le cas où les placettes sont suivies durant une période de temps plus limitée (en vue d'un remesurage au moins) et ne nécessitent de ce fait qu'une matérialisation plus sommaire (identification des arbres situés en limite, par exemple), on parlera plutôt de placettes *semi-permanentes*. Quant aux placettes *temporaires*, elles ne font l'objet d'aucune matérialisation puisqu'elles ne sont pas suivies au cours du temps.

• *Dimension des placettes*

Un problème préalable à la récolte des données est celui du choix de la dimension des placettes et corrélativement du nombre de bois à mesurer. L'étendue de la placette sera, autant que possible, d'au moins 10 ares ou, à défaut, comportera plus de 50 tiges, ce nombre pouvant atteindre 150, selon les auteurs et le degré d'homogénéité des peuplements. Il faut de toute manière, dans l'hypothèse d'un suivi dans le temps, prévoir le maintien d'un nombre de bois tel qu'à la suite des éclaircies successives, le matériel sur pied reste suffisamment bien représenté pour faire l'objet de toutes les mesures prévues.

Selon VUOKILA [1965], un critère de dimension des placettes pourrait correspondre à celle qui fournit une réduction importante du coefficient de variation du volume à l'hectare et de la hauteur dominante, par exemple, pour le peuplement étudié. Mettant en relation les dimensions optimales de placettes avec les hauteurs dominantes, VUOKILA propose, pour le pin sylvestre (*Pinus sylvestris*) en Finlande, de prendre comme guide de surface autant d'ares qu'il y a de mètres de hauteur dominante. Ce critère vaut surtout pour les placettes temporaires, il serait évidemment toujours remis en question dans le cas de placettes permanentes au sein desquelles la hauteur dominante est évidemment fonction de l'époque à laquelle on effectue les mesures.

• *Placettes permanentes ou placettes temporaires ?*

L'information dendrométrique utilisée dans la construction de tables de production provient principalement de deux sources : les placettes permanentes et les placettes temporaires.

Les deux méthodes ont évidemment leurs avantages et leurs inconvénients [VUOKILA, 1965].

En ce qui concerne les placettes permanentes, les quelques réflexions suivantes s'imposent :

- l'installation et le contrôle de pareilles étendues expérimentales sont longs et coûteux, d'autant plus qu'il est rarement possible de disposer de la totalité du matériel, suite aux accidents naturels dont ces placettes peuvent être victimes ;
- elles permettent d'intégrer des expériences relatives aux éclaircies avec les avantages et les inconvénients inhérents au fait que l'on puisse ou non quantifier *a posteriori* les interventions pratiquées ;
- elles se réfèrent à un même peuplement tout au long de leur existence.

En ce qui concerne les placettes temporaires, leur utilisation tend à supplanter celle des placettes permanentes et s'avère, pour certains points, plus pertinente :

- elles peuvent être installées dans des peuplements non perturbés (aucun dégât) ou à des endroits représentatifs de certains dégâts sans avoir à courir le risque d'observer des perturbations ou accidents au cours du temps ;
- elles peuvent être installées dans des peuplements différents couvrant un grand nombre de cas et les résultats d'une étude de production ne concernent que le matériel représentatif de ces cas ;
- comparées aux placettes permanentes, elles permettent de réaliser d'appréciables économies de temps et d'argent.

Par contre :

- elles ne donnent aucune information sur le traitement sylvicole appliqué, tout au plus peut-on se faire une idée des dernières éclaircies en date par l'intermédiaire des souches encore apparentes et mesurer l'effet de la dernière éclaircie sur le matériel en place. Il est cependant possible d'inclure au sein de placettes temporaires un programme d'éclaircie, les répétitions nécessaires à ce type d'approche pouvant être envisagées par le choix de plusieurs peuplements ;
- un des problèmes les plus importants et difficiles à résoudre est de «relier» tous les fragments d'informations, qui plus est issus de peuplements différents, afin d'établir l'évolution continue du matériel d'un peuplement type ;
- les placettes temporaires ne permettent de maîtriser qu'une période de temps limitée dans la vie d'un peuplement et peuvent introduire dans tous les échantillons des anomalies climatologiques parfois importantes.

Dans certains cas, et plus spécialement dans la construction rapide de tables de production partielles concernant exclusivement le matériel sur pied [DAGNELIE et al., 1969 ; DECOURT, 1972a ; 1972b], les données sont récoltées dans des placettes temporaires. Il est cependant possible, moyennant quelques hypothèses de travail, de reconstituer le matériel prélevé (§ 11.4.5).

• *Implantation des placettes*

Quant à l'implantation proprement dite des placettes, on sera attentif aux quelques considérations suivantes :

- la placette doit être représentative de l'ensemble du peuplement ;
- elle doit être aussi homogène que possible (structure du peuplement, régularité de répartition des arbres, conditions topographiques et édaphiques, ...);
- une zone d'isolement par rapport aux lisières ou à d'autres peuplements doit être prévue, sa largeur sera au minimum de 10 m.

11.4.2. Principes de construction d'une table de production

On distingue généralement deux voies dans la manière de construire une table de production : la voie graphique et la voie mathématique.

Il est bien évident que la voie mathématique ou statistique supprime largement la voie graphique, encore qu'une combinaison des deux ne soit pas à exclure. En ce qui concerne les méthodes de construction susceptibles d'être adoptées, elles sont étroitement liées à la nature des données récoltées ou disponibles.

• *Méthodes graphiques*

Un point très important de la construction d'une table de production est la représentation des niveaux ou des courbes de productivité⁽⁵⁾ que nous avons déjà envisagés de manière détaillée (§ 10.5).

Dans un certain domaine ou territoire de croissance, on choisit des peuplements purs équiennes de densité normale et ayant subi le même traitement, comparables entre eux par les propriétés des stations, mais différents par l'âge. On repère un grand nombre de stations répondant à ces conditions en s'assurant que les peuplements qu'elles portent se font le mieux possible suite dans le temps (âges échelonnés). Au sein de placettes d'expérience permanentes, on mesure toutes les caractéristiques utiles des peuplements (matériel sur pied, prélevé et total); ceux-ci sont inventoriés le plus exactement possible à des intervalles de temps constants (5 ou 10 ans, par exemple).

Dans les méthodes classiques, les volumes totaux des peuplements (production totale), obtenus par l'intermédiaire de placettes permanentes, sont représentés graphiquement en fonction de l'âge. L'ensemble constitué des courbes de croissance ou des fragments de courbes correspondant aux différents peuplements (placettes) est ensuite divisé en classes de volume total produit à l'hectare pour un âge donné. Cette manière de travailler suppose évidemment que les peuplements inventoriés présentent une bonne gradation d'âges. Aussi, est-il parfois opportun de recommencer leur inventaire périodiquement pour compenser, au bout de quelques périodes, l'absence de certaines classes d'âge. Une autre méthode plus expéditive, également destinée à rééquilibrer l'échantillon, consiste à déterminer ou à extrapoler, par analyse de tige (§ 9.3.3), les caractéristiques d'un peuplement donné à un âge donné [HEGER, 1968], encore que le problème soit en réalité plus complexe, compte tenu de la nécessité d'estimer le volume des arbres disparus.

⁽⁵⁾ *site index curves.*

Pour chaque niveau de productivité, il faut alors déterminer les valeurs moyennes des diverses caractéristiques dendrométriques que comporte une table de production.

• ***Méthodes mathématiques***

Ces méthodes, plus complètes et plus robustes, sont avant tout basées sur l'utilisation de la hauteur, le plus souvent dominante, comme critère de station et tiennent aussi compte, eu égard aux restrictions déjà évoquées précédemment, des considérations ou hypothèses suivantes (§ 10.4.2) :

- la production en volume (ou en surface terrière) totale d'un peuplement est étroitement liée à sa hauteur dominante ;
- la croissance en hauteur dominante d'un peuplement est pratiquement indépendante du mode de traitement ;
- ces hypothèses impliquent aussi que la production totale en volume (ou en surface terrière) d'un peuplement est très peu dépendante du type et de l'intensité des éclaircies dans des limites acceptables de surface terrière.

Dans ces conditions, il est possible de construire, pour chaque essence, une table «guide»⁽⁶⁾ basée exclusivement sur la relation existant entre la production totale en volume et la hauteur dominante à travers toutes les classes de productivité et tous les âges. Cette table fournit les caractéristiques du peuplement en fonction de la hauteur dominante, indépendamment de la vitesse de croissance en hauteur. À partir des relations hauteur dominante-âge, on déduit ensuite, de la table guide, les valeurs chiffrées correspondant aux diverses classes de productivité.

Pareille méthode de construction est utilisable pour autant que la croissance en hauteur reste vigoureuse, car les relations propres aux classes de productivité, prises individuellement, s'éloignent progressivement de la relation fournie par la table guide quand la croissance en hauteur diminue et que, simultanément, la croissance en diamètre continue de progresser. Pour la plupart des essences, les tables s'arrêtent avant que ce point de divergence ne soit atteint.

Cependant, comme nous l'avons déjà mentionné (§ 11.3.2), pour une hauteur dominante fixée, la production totale en volume peut présenter des variations locales (à l'échelle d'une région caractérisée par un climat bien déterminé, par exemple) non négligeables et mettre en cause l'existence d'une relation unique. Pour tenter de maîtriser cette variation, JOHNSTON et BRADLEY [1963], de même que ASSMANN et FRANZ [1965], distinguent trois niveaux de production⁽⁷⁾. ASSMANN et FRANZ envisagent trois niveaux au sein de chacune

⁽⁶⁾ *master table.*

⁽⁷⁾ *production classes.*

des classes de productivité ou de hauteur dominante à 100 ans. JOHNSTON et BRADLEY, d'un autre côté, matérialisent leurs trois niveaux de production au moyen de classes d'accroissement moyen annuel maximum de $\pm 2 \text{ m}^3$, à partir desquelles on définit des classes de production locales⁽⁸⁾ et des courbes de niveau de production exprimées par les relations existant entre la production totale en volume ou en surface terrière ou encore le diamètre dominant, d'une part, et la hauteur dominante, d'autre part [HAMILTON et CHRISTIE, 1971].

11.4.3. Relations fondamentales propres à la construction d'une table de production

La production totale PTV d'un hectare de peuplement à un âge A résulte de la sommation des deux composantes ci-après :

- le volume V de tous les arbres encore sur pied à l'âge donné ;
- le volume V_e de tous les arbres prélevés, avant cet âge, en éclaircies ou à la suite de chablis, voire de mortalités.

La première composante V résulte de mesures effectuées dans le peuplement, la seconde V_e ne peut être appréciée que si tous les arbres prélevés ont été recensés et mesurés au cours du temps. La production totale en volume d'un peuplement à un âge donné s'exprime donc par la relation suivante :

$$PTV = V + V_e$$

La détermination de cette quantité à intervalles de temps ΔA réguliers (tous les cinq ans, par exemple), permet d'établir la relation générale de croissance :

$$AMPV = \Delta PTV / \Delta A$$

dans laquelle $AMPV$ représente l'accroissement moyen périodique en volume et ΔPTV l'accroissement de production totale en volume.

Si la période concerne toute la vie du peuplement jusqu'à un âge A , on détermine alors un accroissement moyen annuel AMV :

$$AMV = PTV / A$$

Cette dernière relation ne peut cependant être calculée que si les arbres exploités ont fait l'objet d'une comptabilisation stricte, ce qui n'est pas toujours le cas. Deux autres relations permettent néanmoins de surmonter cet éventuel handicap [ASSMANN, 1970].

⁽⁸⁾ local yield classes.

La première est une relation de *classification* basée sur l'évolution de la hauteur moyenne (de préférence la hauteur dominante) d'un peuplement en fonction de son âge :

$$h_m = f(A)$$

La deuxième est une relation *auxiliaire* qui se base sur l'hypothèse qu'à une hauteur moyenne donnée correspond une production totale en volume donnée, quel que soit l'âge :

$$PTV = f(h_m)$$

De ces deux relations on peut déduire l'évolution de la production totale *PTV* en fonction de l'âge. Il est alors aussi possible de définir la production totale correspondant à chaque peuplement dont l'âge et la hauteur moyenne sont connus. Le même raisonnement s'applique aux accroissements périodiques ou moyens annuels à condition d'accepter l'hypothèse que le peuplement étudié évolue sensiblement de la même manière que celui du modèle de croissance.

• *Relation caractérisant la productivité*

De façon générale, dans la majorité des tables de production européennes, la productivité est caractérisée par la hauteur dominante atteinte à un âge de référence fixé, le plus souvent à 50 ou à 100 ans selon la durée de vie des essences. La relation fondamentale définissant un niveau de productivité s'écrit sous la forme d'une courbe de croissance (§ 10.5.4) :

$$h_{dom} = f(A, I_0)$$

où

h_{dom} = hauteur dominante,

A = âge,

I_0 = indice de productivité ou de station (soit la hauteur dominante atteinte à un âge donné).

• *Relations caractérisant le matériel du peuplement principal*

Dans l'établissement d'une table de production, il convient de mettre en évidence les relations unissant entre elles les diverses caractéristiques du matériel ligneux (nombre de bois, surface terrière et volume) et exprimant l'évolution de celles-ci en fonction de l'âge.

Les courbes de croissance font l'objet d'ajustements autant que possible non indépendants afin d'éviter de trop fortes discordances dans les relations entre les valeurs obtenues.

DAGNELIE [1976] propose, dans le cas d'ajustements linéaires, d'utiliser des équations de régression multiple *simultanées*. Cette idée a été transposée par THILL et PALM [1976] dans une étude relative à la production de l'épicéa (*Picea abies*) en Ardenne. Le système d'équations de régression utilisé est de la forme suivante :

$$\begin{aligned} N &= f(A, h_{dom}) \\ g_{moy} &= f(h_{dom}, \hat{N}) \\ v_{moy} &= f(h_{dom}, \hat{g}_{moy}) \end{aligned}$$

dans lequel g_{moy} et v_{moy} représentent la surface terrière moyenne et le volume moyen liés à la surface terrière et au volume à l'hectare par le nombre de bois à l'hectare N . La dépendance entre les diverses équations du système proposé se traduit par l'utilisation, au titre de variables explicatives, de variables préalablement considérées comme dépendantes (ici N et g_{moy}). Les ajustements relatifs à g_{moy} et v_{moy} se font donc en prenant respectivement comme variables explicatives, outre la hauteur dominante h_{dom} , les valeurs \hat{N} et \hat{g}_{moy} estimées par les deux premières équations du système.

Le volume et la surface terrière ramenés à l'hectare résultent évidemment des relations :

$$\begin{aligned} V &= N v_{moy} \\ G &= N g_{moy} \end{aligned}$$

11.4.4. Construction d'une table de production à partir de placettes permanentes

Pour autant que l'on dispose de placettes permanentes ou de placettes semi-permanentes suivies de manière rigoureuse sur une période de temps suffisamment longue, il paraît logique d'utiliser ce matériel pour établir les relations fondamentales inhérentes à la construction d'une table de production.

Les très nombreuses manières de concevoir l'élaboration d'une table de production par cette voie se différencient par le choix des hypothèses ou la nature et l'agencement des relations mathématiques utilisées.

À titre d'exemple, nous ferons brièvement état des principes méthodologiques préconisés et appliqués par les forestiers de la *Forestry Commission* qui peuvent toujours être considérés comme des précurseurs en la matière [CHRISTIE, 1972; EDWARDS, 1981]. Ils s'appuient sur une approche combinant voies graphique et mathématique.

Les mesures effectuées périodiquement dans les placettes de production permettent de déterminer, âge par âge, diverses caractéristiques que renferme une table de production en ce qui concerne le peuplement principal, le peuplement accessoire et le peuplement total.

Sont envisagés :

pour le peuplement principal :

- le nombre de bois à l’hectare (N);
- la hauteur dominante (h_{dom});
- le diamètre de l’arbre de surface terrière moyenne (d_g);
- la surface terrière à l’hectare (G);
- le volume après éclaircie à l’hectare (V);
- la hauteur réduite (HF);

pour le peuplement accessoire (éclaircies) :

- le nombre de bois à l’hectare (N_e);
- le diamètre de l’arbre de surface terrière moyenne (d_{ge});
- la surface terrière à l’hectare (G_e);
- le volume à l’hectare (V_e);

et pour le peuplement total :

- la production totale en surface terrière (PTG);
- la production totale en volume (PTV);
- l’accroissement courant annuel en surface terrière et en volume (ACG et ACV);
- l’accroissement moyen annuel en volume (AMV).

Les relations entre les principales caractéristiques sont établies par voie graphique sur la base de fragments de courbes ou de lignes brisées traduisant leur évolution au sein des placettes de production de référence. Les lignes moyennes obtenues s’appuyant sur la moyenne des ordonnées et des pentes font l’objet d’un ajustement par la régression polynomiale.

En premier lieu, on définit les conditions d’évolution du modèle de production au moyen des paramètres suivants : la classe de productivité, l’âge d’éclaircie et les volumes prélevés en éclaircie.

Ensuite, on met en œuvre un ensemble de relations destinées à décrire l’évolution du peuplement. Parmi les plus importantes à envisager, indépendamment de la classe de productivité et des éclaircies pratiquées, il y a lieu de considérer :

- la relation entre la hauteur réduite (§ 4.2.2) et la hauteur dominante (h_{dom}) pour les productions cumulées en volume depuis l’origine (dans ce cas $HF = PTV/PTG$) et pour le peuplement principal après éclaircie (dans ce cas $HF = V/G$);
- la relation entre le diamètre de l’arbre de surface terrière moyenne après éclaircie (d_g) et la hauteur dominante (h_{dom});
- la relation entre le diamètre de l’arbre de surface terrière moyenne prélevé en éclaircie (d_{ge}) et le diamètre de l’arbre de surface terrière moyenne après éclaircie (d_g).

Par niveau de productivité, on détermine aussi des relations, supposées indépendantes de l’éclaircie, et qui concernent :

- la hauteur dominante et l’âge;
- l’accroissement moyen annuel en volume et l’âge.

La phase proprement dite des calculs s'appuie sur la mise en œuvre des relations envisagées ci-avant ; elle se déroule globalement de la manière suivante, pour chaque classe d'âge et pour chaque niveau de productivité :

- détermination de la hauteur dominante et de l'accroissement moyen annuel en volume, ou encore de la production totale en volume en fonction de l'âge ;
- fixation du volume à prélever en éclaircie et correspondant à un pourcentage, soit de l'accroissement moyen maximum, soit de l'accroissement courant annuel en volume ;
- calcul des hauteurs réduites (HF) pour le peuplement total et pour le peuplement principal ainsi que des diamètres moyens d_g et $d_g e$;
- détermination des productions totales en surface terrière ($PTG = PTV/HF$), des volumes et des nombres de bois avant éclaircie ainsi que des volumes après éclaircie ;
- détermination des surfaces terrières avant et après éclaircie et des surfaces terrières prélevées qui, associées aux arbres moyens, fournissent les nombres de bois prélevés N_e et les nombres de bois N après éclaircie :

$$N_e = \frac{4 Ge}{\pi d_g^2 e} \quad \text{et} \quad N = \frac{4 G}{\pi d_g^2}$$

Pour que le nombre de bois après éclaircie corresponde bien à celui avant éclaircie diminué de l'éclaircie, on utilise un processus itératif modifiant les valeurs calculées des hauteurs réduites et des diamètres moyens.

11.4.5. Construction d'une table de production à partir de placettes temporaires sans mesure d'accroissement

Deux grands types de méthodes peuvent être envisagés selon que des mesures d'accroissement sont ou ne sont pas utilisées. Le premier cas fera l'objet du paragraphe 11.4.6 et, afin d'illustrer le second, nous nous référerons, pour l'essentiel, aux travaux réalisés par DECOURT [1972a ; 1972b] et complétés ultérieurement par ceux de BARTET et BOLLIET [1976].

La méthode est basée sur l'établissement de trois grands ensembles de relations entre les variables intervenant normalement dans une table de production :

- une suite de relations indépendantes de l'âge et de la productivité de la station et valables pour la « sylviculture moyenne observée » au sein des placettes (relations dendrométriques définissant l'état des peuplements) ;
- un ensemble de relations dépendantes de l'âge et des conditions de station et indépendantes des éclaircies pratiquées ;
- un ensemble de relations permettant de définir la sylviculture proposée dans la table.

• *Relations de description des peuplements*

Pour définir l'état des peuplements d'une essence donnée, on met en œuvre des relations statistiques ou mathématiques strictes unissant certaines variables.

Les variables de «description» issues de mesures effectuées au sein des placettes temporaires sont de façon générale :

- l'âge (A);
- la hauteur dominante (h_{dom});
- la hauteur de l'arbre de surface terrière moyenne (h_g);
- la circonférence de l'arbre de surface terrière moyenne (c_g);
- la circonférence dominante (c_{dom});
- la surface terrière à l'hectare (G);
- le volume bois fort à l'hectare (V);
- le volume de l'arbre moyen (\bar{v});
- la surface terrière de l'arbre moyen (\bar{g});
- le nombre de tiges à l'hectare (N).

DECOURT [1972a] montre que l'on peut, par exemple, à partir des données issues des placettes temporaires de mesure, définir un système de relations fondamentales du type suivant :

$$h_g = f(h_{dom}, N)$$

$$c_g = f(h_g, N)$$

$$G = (c_g^2 / 4\pi) N$$

$$V = f(G, h_g, N) \quad \text{ou} \quad v_g = f(c_g, h_g)$$

ainsi qu'une relation purement fonctionnelle :

$$c_{dom} = f(c_g, N, h_g)$$

Dans l'hypothèse où les peuplements échantillonnés relèvent de tous les types et intensités d'éclaircie (ce que l'échantillon doit traduire le mieux possible), les relations évoquées seraient valables et resteraient d'application quelle que soit l'époque d'installation des placettes (avant ou après éclaircie). Théoriquement, elles ne pourraient être appliquées qu'au peuplement après éclaircie, les caractéristiques de celui-ci découlant des paramètres même de l'éclaircie et celle-ci, par effet purement technique, modifiant instantanément les caractéristiques moyennes [BARTET et BOLLIET, 1976]. Les variables explicatives déterminantes dans ce système sont la hauteur moyenne h_g (ou h_{dom}) et le nombre de bois N . Ces relations permettent d'établir une «table guide» (§ 11.4.2), notion mise à profit par DECOURT mais abandonnée ultérieurement par BARTET et BOLLIET. Celle-ci sous-entendait que la hauteur pouvait remplacer à la fois l'âge et la productivité aussi bien pour la production totale que pour toutes les lois de croissance et la définition de la sylviculture.

• ***Relations exprimant la productivité stationnelle***

Ce système de relations ne dépend pas des éclaircies pratiquées, il ne dépend que de l'âge et des conditions du milieu. Il ne comporte généralement qu'une seule relation du type :

$$h_{dom} = f(A, I_0)$$

où I_0 représente l'indice de productivité ou de station (§ 10.4.2).

• ***Relations exprimant la sylviculture pratiquée***

La sylviculture pratiquée est matérialisée au moyen de trois critères : la rotation, l'intensité et la nature des éclaircies.

La *rotation* de l'éclaircie est imposée dans le modèle en termes de périodes de temps (trois ou six ans, par exemple) ou de mètres d'accroissement de hauteur moyenne ou de hauteur dominante. Si R désigne la rotation, on pourra donc la fixer au moyen de relations du type :

$$R = f(h_{dom}, I_0) \quad \text{ou} \quad R = f(h_{dom})$$

ou

$$R = f(A, I_0) \quad \text{ou} \quad R = f(A)$$

L'*intensité* de l'éclaircie est matérialisée par le nombre de tiges enlevées à chaque passage en coupe ou aussi par le nombre de tiges \mathcal{N} à laisser sur pied lorsque le peuplement atteint une hauteur dominante donnée, abstraction faite, par hypothèse, de la productivité des milieux soit :

$$\mathcal{N} = f(h_{dom})$$

La diminution des nombres de tiges en fonction de la hauteur dominante peut aussi résulter de l'analyse de données issues de placettes d'expérience ou d'observations réalisées au sein des peuplements de l'essence étudiée. Si l'on s'en tient exclusivement à la sylviculture moyenne pratiquée pour l'essence dans les régions de croissance sur lesquelles porte la table, on peut aussi baser l'évolution du nombre de tiges sur l'âge et la hauteur et, s'il y a lieu, tenir compte de la classe de productivité. On utilise alors une relation plus générale du type :

$$\mathcal{N} = f(A, h_{dom}, I_0)$$

La *nature* de l'éclaircie est représentée par le rapport qui existe entre le volume moyen des arbres prélevés en éclaircie \bar{v}_e et le volume moyen des arbres du peuplement avant éclaircie \bar{v} , soit :

$$K = \bar{v}_e / \bar{v}$$

Cette définition est également transposable aux surfaces terrières moyennes et aux diamètres (ou circonférences) qui leur correspondent. Il est ainsi possible de simuler des éclaircies par le bas ($K < 1$), neutres ou mixtes ($K = 1$) et par le haut ($K > 1$).

En l'absence de données relatives au matériel prélevé en éclaircie, ce rapport découle des observations ou des mesures que l'on a pu faire au sein de placettes ou de peuplements n'ayant pas servi à construire la table ou encore de tables de production étrangères. De façon générale, il est possible de fixer K en fonction du nombre de bois avant éclaircie N ou de la hauteur dominante h_{dom} , voire aussi en fonction de ces deux variables :

$$K = f(N, h_{dom})$$

Il est opportun de préciser que si l'on ne dispose que d'une relation du type $N = f(h_{dom})$ ou $K = f(N, h_{dom})$, on détermine des tables à sylviculture moyenne alors que plusieurs relations du type $N = f_i(h_{dom})$ ou $K = f_i(N, h_{dom})$ constituent la base de tables à « sylvicultures variables » (§ 11.3.1).

• *Déroulement de la construction de la table*

La construction proprement dite de la table [BARTET et BOLLINET, 1976] comporte plusieurs étapes successives qui mettent en œuvre les trois systèmes de relations définissant l'état des peuplements, la productivité et la sylviculture pratiquée. Pour une table correspondant à un indice de productivité I_0 déterminé, la construction se déroule, dans les grandes lignes, selon le cycle ci-après :

- fixation d'un âge de départ A auquel correspond un nombre de tiges initial N ;
- estimation de la hauteur dominante correspondante ;
- augmentation de l'âge par pas de un an jusqu'à ce qu'il corresponde à une année d'éclaircie définie par les relations $R = f(h_{dom}, I_0)$ ou $R = f(A, I_0)$;
- calcul, par l'intermédiaire des relations fondamentales, de l'état du peuplement avant éclaircie (N, h_g, c_g, G et V) ;
- fixation des caractéristiques de l'éclaircie à partir des relations exprimant le nombre de bois N_{ap} restant après éclaircie et la nature ou le type K d'éclaircie :

$$N_{ap} = f(A, h_{dom}, I_0)$$

$$K = \bar{g}e / \bar{g} \quad \text{ou} \quad K = \bar{v}e / \bar{v}$$

- détermination du matériel prélevé en nombre de bois (Ne), volume (Ve) et surface terrière (Ge), la hauteur dominante n'ayant pas changé :

$$Ne = N - N_{ap}$$

$$Ve = Ne \left(\bar{v}e / \bar{v} \right) \left(V / N \right)$$

$$Ge = Ne \left(\bar{g}e / \bar{g} \right) \left(G / N \right)$$

- calcul par différences du volume V_{ap} et de la surface terrière G_{ap} après éclaircie ($V_{ap} = V - Ve$ et $G_{ap} = G - Ge$) ;
- calcul de la production totale en volume ($PTV = V_{ap} + \sum Ve$) et des accroissements moyens annuel et courant.

Cette manière de procéder décrit succinctement les grandes lignes de construction d'une table moyenne valable pour une sylviculture moyenne telle que pratiquée à l'époque des mesures.

En vue de construire des tables à sylvicultures variables, la méthodologie proposée reste globalement la même mais le système de relations exprimant la sylviculture inclut en plus une relation de production totale en volume $PTV = f(h_{dom}, I_0)$. On élimine ainsi la relation $c_g = f(h_g, N)$ qui limite le calcul des tables à la seule sylviculture moyenne ou représente un amalgame des sylvicultures rencontrées. On fait l'hypothèse que la production totale n'est pas influencée par la sylviculture tant qu'elle reste dans les limites d'utilisation du potentiel de la station (§ 10.4.2).

11.4.6. Construction d'une table de production à partir de placettes temporaires avec mesures d'accroissement

Dans cette méthode, le calcul de l'accroissement permet de déterminer l'état du peuplement avant et après éclaircie.

1° Pareille démarche a été utilisée dans la construction d'une table de production à sylviculture variable pour l'épicéa (*Picea abies*) en Ardenne [DAGNELIE et al., 1988]. Elle s'appuie sur l'hypothèse que l'état d'un peuplement sur pied dépend essentiellement :

- de l'âge et de la qualité de la station (exprimée au moyen d'un indice de productivité) ;
- de la sylviculture (qui détermine un nombre total de bois à l'hectare) et de la forme de la distribution de ce nombre de bois par classes de grosseur.

La construction de la table est envisagée en plusieurs étapes successives.

- ***Établissement d'un faisceau de courbes de hauteur dominante en fonction de l'âge***

La méthode utilisée est celle due à PALM et CHENTOUF [1986] (§ 10.5.4).

- ***Analyse de la distribution des circonférences des arbres constituant le peuplement principal***

Une première relation générale traduit l'évolution du nombre de bois en fonction de la seule circonférence moyenne, laquelle est ensuite mise en relation avec la hauteur dominante et l'âge.

Pour caractériser la distribution des nombres de bois par catégories de circonférence, on calcule l'écart-type des circonférences de même que les coefficients d'aplatissement et de dissymétrie. Tous ces paramètres sont ensuite mis en relation avec la seule circonférence moyenne, l'explication de leur variabilité n'étant pas mieux maîtrisée par l'adjonction d'autres variables dendrométriques telles que l'âge, la hauteur dominante ou l'indice de productivité.

• ***Détermination de l'accroissement en circonférence***

Afin de déterminer le matériel sur pied avant et après éclaircie, dans l'hypothèse d'une rotation uniforme de coupes fixée à cinq ans, on utilise des données d'accroissement (accroissements radiaux, sur cinq ans) issues de carottes de sondage prélevées à la tarière de PRESSLER. Ces accroissements sont mis en relation, par régression, avec la circonférence des arbres sondés, la circonférence moyenne et l'âge.

• ***Évolution du peuplement principal et du peuplement accessoire***

À partir des équations mises en œuvre précédemment pour estimer le nombre de tiges à l'hectare, la circonférence moyenne et les paramètres de dissymétrie et d'aplatissement de la distribution des circonférences, celle-ci est décrite par une distribution du type I de PEARSON [PALM, 1981], pour des indices de productivité donnés et un âge considéré à *mi-rotation* et ce du fait que les équations ont été établies à partir de mesures effectuées indifféremment avant ou après éclaircie.

La discrétisation de cette distribution continue permet d'obtenir l'énumération des circonférences individuelles à *mi-rotation*. On peut ensuite déterminer la circonférence de chaque arbre en début et en fin de rotation, grâce à la relation fournissant l'accroissement radial et donc celui en circonférence. Les surfaces terrières et les volumes sont ainsi facilement calculés, ces derniers grâce à un tarif à une entrée gradué en fonction de la hauteur dominante (§ 8.6.1).

En effectuant les calculs pour plusieurs rotations successives d'éclaircie, les caractéristiques dendrométriques de l'éclaircie s'obtiennent par différence entre la situation à la fin d'une rotation et la situation au début de la rotation suivant immédiatement. Les accroissements courant annuel et moyen annuel se déduisent alors facilement des relations exposées aux paragraphes 9.2 et 9.4.3.

• ***Calcul proprement dit des tables***

Les tables sont construites par niveau de productivité et pour différents types de sylviculture. Ces derniers correspondent à des rythmes constants préfixés d'accroissements moyens périodiques de la circonférence moyenne au cours du temps.

L'essentiel est de fixer les valeurs des circonférences moyennes à *mi-rotation*. Celle qui correspond à la première rotation est estimée au moyen de la relation générale, ne tenant pas compte des différents types de sylviculture et exprimant la circonférence moyenne en fonction de l'âge et de la hauteur dominante. Pour les rotations suivantes, les circonférences moyennes découlent des accroissements moyens annuels qui ont été fixés *a priori*.

2° Une autre manière de procéder, explicitée rapidement ci-après, part d'analyses de tiges pour construire un faisceau de courbes de productivité. En vue d'établir une table de production pour le douglas en Belgique, RONDEUX et THIBAUT [1996] ont tenté de calibrer les principales tendances observées quant à l'évolution tant des accroissements en grosseur que des hauteurs dominantes résultant de l'exploitation de données issues d'une combinaison de

placettes temporaires et de placettes semi-permanentes. Ils ont eu recours à des distributions théoriques de nombres de tiges par catégories de grosseur à partir desquelles ils ont reconstitué le matériel sur pied, celui prélevé en éclaircies et les divers types d'accroissements en volume.

Après avoir déterminé le faisceau de courbes de productivité via le modèle de JOHNSON-SCHUMACHER :

$$h_{dom} = b_0 \exp [-b_1/(A-b_2)]$$

la construction proprement dite met en œuvre les phases suivantes :

- évolution des nombres de tiges à l'hectare et par catégories de grosseur ;
- calcul des accroissements en grosseur ;
- évolution du peuplement principal et du peuplement accessoire.

• *Évolution des nombres de tiges à l'hectare*

Le cortège d'équations suivantes permet, à partir de données récoltées au sein de placettes semi-permanentes, de reconstituer le matériel sur pied d'un peuplement théorique à partir de l'âge, de la circonférence moyenne et de la hauteur dominante.

Ayant vérifié que la circonférence moyenne arithmétique (c_{moy}) et l'âge (A) rendaient compte de manière satisfaisante de l'évolution du nombre de tiges à l'hectare (N) les deux équations ci-après en ont résulté :

$$c_{moy} = -93,8239 + 2,8442 A + 2,5906 I_0$$

I_0 correspondant à l'indice de productivité (hauteur dominante atteinte à 50 ans)

et :

$$N = 599,967(c_{moy}^{-0,8777})(A^{-0,8480})$$

La distribution des circonférences par catégories a ensuite pu être décrite à l'aide de la distribution de WEIBULL à trois paramètres (§ 7.3.2 et § 7.3.3) qui se présente selon l'expression :

$$g(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{(c-1)} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]$$

dans laquelle : a , b et c sont des paramètres à estimer,
 x représente la circonférence avec $x > a$, b et $c > 0$.

Ces paramètres ont été estimés selon une méthode basée sur le maximum de vraisemblance [JOHNSON et KOST, 1970]. Ils ont ensuite été exprimés en fonction de la seule circonférence moyenne.

Pour le paramètre a qui représente la limite inférieure de la distribution, il vient que :

$$\hat{a} = -5,164 + 0,501 c_{moy}$$

Comme le paramètre c qui traduit la forme de la distribution s'est avéré très peu corrélé avec les caractéristiques dendrométriques du peuplement, il a été fixé à sa valeur

moyenne observée, soit 2,68. En ce qui concerne le paramètre b exprimant le degré de dispersion de la distribution, la relation suivante a été établie :

$$\hat{b} = (c_{moy} - \hat{a}) / \Gamma(1 + 1 / \hat{c})$$

où $\Gamma(1 + 1 / \hat{c})$ représente la fonction gamma.

À partir de la fonction de répartition de la distribution de WEIBULL, il a ensuite été possible d'estimer le nombre de bois à l'hectare pour une classe de grosseur i , de point central x_i et d'amplitude $2w$ à partir de la fonction :

$$N_i = N \left\{ \exp \left[-((x_i - w - a) / b)^c \right] - \exp \left[-((x_i + w - a) / b)^c \right] \right\}$$

qui permet de transformer la distribution continue en une série de circonférences individuelles, ou encore, en une distribution de fréquences par classes unitaires de circonférence.

• *Calcul des accroissements en grosseur*

Les accroissements individuels en circonférence ont été calculés à partir de l'analyse de plus de 2.000 carottes de sondage. Les accroissements courants en surface terrière portant sur les cinq dernières années de croissance ont ensuite été mis en relation avec quatre variables clés : l'âge A , la circonférence c (en cm), la circonférence relative c_{rel} (= rapport entre la circonférence concernée et la circonférence moyenne des arbres composant la placette et traduisant en quelque sorte la position sociale de l'arbre dans le peuplement) et l'indice de productivité I_0 (hauteur dominante à 50 ans). L'équation suivante a été retenue :

$$\Delta g = 48,043(A^{-0,570})(c^{0,455})(c_{rel}^{1,117})(I_0^{-0,974})$$

• *Évolution du peuplement principal et du peuplement accessoire*

Les relations ci-avant se basent sur des mesures réalisées aussi bien avant qu'après le passage en coupe, ce qui suggère l'hypothèse de considérer, qu'en moyenne, elles sont seulement valables à mi-rotation ou à mi-chemin entre deux passages successifs en éclaircies réalisées à périodicité (rotation) constante. Pour un peuplement relatif à un âge et à un niveau de productivité donnés, comme toutes les circonférences des tiges peuvent être énumérées, on peut déduire les caractéristiques suivantes :

- la circonférence de chaque arbre, en début et fin de rotation (application de l'accroissement individuel en surface terrière);
- la surface terrière et le volume sur pied à l'hectare (via un tarif à une entrée graduée en fonction de la hauteur dominante).

En effectuant ces calculs pour deux rotations successives, la différence entre la situation à la fin d'une rotation et la situation au début de la rotation suivante fournit les caractéristiques de l'éclaircie (peuplement accessoire). Les accroissements en surface terrière et en volume à l'hectare s'obtiennent par simple différence entre les situations en fin et en début d'une même rotation, les accroissements annuels courants résultant de la division des accroissements périodiques par la durée de la rotation.

11.5. Utilisation des tables de production

La table de production est un outil capable de rendre de nombreux et précieux services, plus spécialement dans les domaines relevant de la gestion forestière, de la sylviculture, de la planification forestière régionale et de l'étude des milieux de croissance.

11.5.1. Utilisation des tables en matière de gestion forestière

Les tables de production ont principalement leur raison d'être en matière de gestion forestière et dans des perspectives telles que la prévision de la production ligneuse, l'appréciation de divers types de traitement sylvicole, l'estimation de la valeur financière des peuplements et le contrôle de la production [HAMILTON et CHRISTIE, 1971]. Elles sont parfois utilisées en vue de déterminer la possibilité d'exploitation, de régulariser les coupes [BURNS, 1951] et de fixer, en relation avec une approche économique, la longueur de la révolution d'un peuplement [BARY-LENGER et al., 1983].

L'utilisation d'une table de production passe par son calibrage en fonction des caractéristiques dendrométriques des peuplements étudiés (pour rappel équiennes ou assimilés). Pour «entrer» dans la table, il convient de disposer d'informations relatives à l'âge, au niveau de productivité et à la densité des peuplements.

L'âge, à défaut d'être préalablement connu, résulte d'un comptage de cerne annuels sur échantillon de bois obtenu par sondage à la tarière (§ 3.2.2).

La *fixation du niveau de productivité* se fait par l'intermédiaire de la relation existant entre la hauteur dominante et l'âge. La hauteur atteinte à un âge de référence donné, par exemple 50 ans, détermine ce niveau exprimé en nombre décimal après interpolation entre classes existantes (niveau 1,3, par exemple).

Une *correction de densité* doit pratiquement toujours être opérée, car les valeurs de la table sont en principe le reflet de peuplements idéaux, c'est-à-dire de densités «normales», sans vides ni excédents de matériel. Dans la réalité, si les peuplements analysés ont des densités différentes de celle de la table, il convient de corriger les données fournies par la table. Le facteur de correction généralement utilisé correspond au degré de couvert (§ 11.3.4), c'est-à-dire au rapport entre la surface terrière observée ou «réelle» (G_r) du peuplement et la surface terrière théorique (G_t) de la table au même âge et pour le même niveau de productivité. Ainsi, pour une caractéristique dendrométrique donnée, telle que le volume (V_t) du peuplement principal fourni par la table, le volume estimé (V_r) sera égal à :

$$V_r = V_t (G_r / G_t)$$

Cette correction concerne toutes les données dendrométriques relatives au matériel sur pied et au matériel prélevé en éclaircie. Il convient cependant de ne pas l'appliquer aveuglément; en réalité, elle paraît assez légitime si le peuplement comporte des trouées accidentelles ou une réduction de matériel liée à un événement extra-sylvicole. Par contre, si le peuplement est uniformément moins dense, il peut s'agir d'une autre sylviculture et dès lors la table n'est plus utilisable. Pour éviter pareille confusion, il est recommandé, lors de la comparaison des surfaces terrières observées et théoriques, de tenir aussi compte des diamètres moyens qui renseigneront sur la sylviculture pratiquée. En principe, si l'on accepte que, dans des limites assez larges de densité, les éclaircies n'influent pas sur la productivité forestière totale, les chiffres d'accroissement en volume ou en surface terrière fournis par la table peuvent être appliqués sans correction préalable. Il n'empêche que l'on trouve encore, dans certaines tables, les valeurs des corrections à prévoir sur l'accroissement courant en fonction de l'âge du peuplement et de sa densité.

Selon ASSMANN et FRANZ [1965; 1972], par exemple, compte tenu de l'existence de sous-niveaux de production (§ 11.4.2), il est nécessaire de procéder à des corrections d'accroissement. ASSMANN [1970] utilise les notions de surface terrière optimale, soit la surface terrière qui permet au cours d'une période donnée d'atteindre la production maximale en surface terrière, et de surface terrière critique, soit celle qui correspond à une diminution, par le fait d'éclaircies, de 5 % de la production maximale possible.

Il faut cependant indiquer que cette dernière remarque vaut avant tout pour des intensités d'éclaircie très fortes et que la surface terrière maximale prise comme référence a surtout une valeur théorique. La table de production classique concerne plutôt des productions totales de peuplements « moyens » soumis régulièrement à des éclaircies.

Exemple 11.5.1 — Utilisation d'une table de production

À titre d'exemple, considérons un peuplement d'épicéa (*Picea abies*) qui, à 65 ans, aurait atteint une hauteur dominante de 29 m. Un inventaire rapide de ce peuplement montre en outre qu'il présente une surface terrière à l'hectare avant éclaircie (G_r) de 38 m².

On souhaite estimer, via une table de production, les caractéristiques dendrométriques du matériel à l'âge considéré ainsi qu'à des âges plus avancés.

Si l'on s'en réfère au tableau 11.2.1 qui reprend un extrait des tables de production pour l'épicéa, on constate que le peuplement, eu égard à son âge et à sa hauteur dominante, est situé entre les classes de productivité 2 et 3 ($h_{dom} = 30,4$ m en classe 2 et 27,2 m en classe 3, pour un âge de 65 ans).

Par interpolation linéaire entre ces deux classes, il est possible d'estimer les diverses caractéristiques dendrométriques théoriques ou « normales » de ce peuplement. Le facteur d'interpolation linéaire est égal à :

$$\frac{30,4 - 29,0}{30,4 - 27,2} = 0,438$$

La surface terrière théorique à 65 ans serait, dans ces conditions, égale à :

$$G_t = 39,8 - 0,438 (39,8 - 38,8) = 39,4 \text{ m}^2/\text{ha}$$

Par référence à cette dernière valeur, on déduit le facteur de correction de densité qui est égal à :

$$38,0/39,4 = 0,964$$

On peut dès lors estimer diverses caractéristiques à l'hectare relatives au peuplement considéré, par exemple : le volume sur pied avant éclaircie V , la production totale en volume PTV et l'accroissement courant en surface terrière ACG entre 60 et 65 ans.

Pour ces deux dernières caractéristiques, la correction de densité n'est pas appliquée, compte tenu de l'hypothèse selon laquelle, dans de larges limites, les éclaircies n'influencent pas la production totale (§ 10.4.2). Pour l'exemple considéré, on aboutit aux résultats suivants :

$$V = [531 - 0,438 (531 - 473)]0,964 = 487,4 = 487 \text{ m}^3/\text{ha}$$

$$PTV = [919 - 0,438 (919 - 769)] = 853,3 = 853 \text{ m}^3/\text{ha}$$

et $ACG = [0,83 - 0,438 (0,83 - 0,82)] = 0,83 \text{ m}^2/\text{ha}$

De la même manière, il est possible de prévoir l'évolution de ces diverses caractéristiques au cours du temps, pour autant que l'on continue à pratiquer la même sylviculture que celle exprimée dans la table ; la situation du matériel à 85 ans et son accroissement courant entre 80 et 85 ans serait alors estimé comme suit :

$$V = [590 - 0,438 (590 - 529)]0,964 = 543,0 = 543 \text{ m}^3/\text{ha}$$

$$PTV = [1.154 - 0,438 (1.154 - 982)] = 1.078,7 = 1.079 \text{ m}^3/\text{ha}$$

et $ACG = [0,69 - 0,438 (0,69 - 0,67)] = 0,68 \text{ m}^2/\text{ha}$

Si l'âge du peuplement inventorié n'avait pas été identique à un de ceux figurant dans la table de production, il eut alors été nécessaire de réaliser une interpolation supplémentaire portant sur les âges.

11.5.2. Utilisation des tables en matière de sylviculture

Outre la prévision de la production qu'une table de production permet de réaliser, il faut aussi envisager, dans le cadre de la gestion forestière, la possibilité d'utiliser pareil outil dans l'élaboration de modèles de gestion sylvicole.

À condition de connaître les hypothèses de construction de la table et les mécanismes de liaison entre les variables qu'elle renferme, il est parfaitement

possible de la modéliser selon des sylvicultures différentes et d'établir des modèles théoriques destinés à simuler le développement probable d'un peuplement soumis à telle ou telle éclaircie [BARTET et PLEINES, 1972; RONDEUX, 1973b] ou encore à préciser, en termes quantitatifs, l'éclaircie à effectuer pour atteindre un objectif déterminé [DELVAUX et RONDEUX, 1982; RONDEUX, 1980; RONDEUX et DELVAUX, 1979]. Pareilles approches constituent aujourd'hui l'un des stades les plus élaborés d'utilisation des tables de production.

11.5.3. Utilisation des tables en matière de planification régionale

À l'échelle d'une région ou d'un territoire boisé, le recours à la table de production est précieux dans la perspective du choix des essences à introduire ou à favoriser, dans l'affectation des terres ainsi que dans la définition des potentialités.

À cette même échelle régionale, toute table de production constitue un auxiliaire très important pour évaluer, sur la base d'inventaires par échantillonnage, les perspectives de production et d'approvisionnement en bois pour des périodes de temps données. Elle permet, par exemple, sans expérimentation préalable, à partir des courbes de productivité (§ 10.5), de comparer le potentiel de croissance d'essences différentes, sous la condition que l'on se trouve en présence de conditions écologiques et d'âges comparables.

11.5.4. Utilisation des tables en matière d'étude des milieux de croissance

Par l'intermédiaire des courbes de productivité qu'intègrent les tables de production, il est également possible de préciser le potentiel de production des milieux en étudiant les relations unissant la hauteur dominante atteinte à un âge donné et les facteurs de station représentés par la flore, le sol ou d'autres caractéristiques écologiques. Cet aspect a fait plus particulièrement l'objet de notre attention au paragraphe 10.4.3.

MODÈLES D'ACCROISSEMENT ET DE PRODUCTION

12.1. Introduction

En matière de gestion forestière, il est important de prévoir la dynamique des peuplements. La modélisation de leur évolution au cours du temps continue de faire l'objet d'une véritable explosion de recherches. Aussi nous en tiendrons-nous exclusivement aux généralités et à l'exposé de la conception méthodologique et de l'utilisation de modèles d'accroissement⁽¹⁾ et de production⁽²⁾, les premiers se référant à la croissance d'une caractéristique dendrométrique donnée, sur une période de temps déterminée, et les seconds à la production totale (en volume, par exemple) à un âge donné.

Plus concrètement, la dynamique d'un peuplement peut être cernée au moyen de méthodes directes nécessitant des mesures spécifiques sur le terrain. Celles-ci consistent à analyser un peuplement sur une période de temps révo- lue et puis à en inférer son évolution future sur une période de temps limitée.

En premier lieu, nous préciserons le sens et la portée des différents types de modèles concernés par l'accroissement, la production et la gestion sylvi- cole de peuplements (§ 12.2). Nous envisagerons ensuite la méthode d'estima- tion directe de l'accroissement au moyen de modèles par classes de grosseur (§ 12.3), puis nous porterons notre attention sur la construction de modèles

⁽¹⁾ *growth models.*

⁽²⁾ *yield models.*

d'accroissement et de production à l'échelle de peuplements équiennes ou inéquiennes (§ 12.4), avant de nous pencher sur les mêmes modèles conçus au niveau de l'arbre (§ 12.5), ce qui implique de bien cerner la notion de compétition et la manière de l'exprimer.

12.2. Différents types de modèles

À plusieurs reprises, nous avons été amenés à raisonner en termes de modélisation, qu'il s'agisse de croissance à l'échelle d'arbres pris isolément ou de peuplements, ou qu'il s'agisse de production de peuplements, tous ces modèles ayant comme objectif d'aider le forestier à mieux gérer sa forêt. Il existe en réalité une grande complémentarité entre eux et il est de ce fait utile de préciser un certain nombre de nuances.

La modélisation peut être considérée comme un outil ou une opération mathématique permettant de réduire un système complexe (la croissance d'un peuplement, par exemple) en un système plus simple en vue de proposer une ou plusieurs solutions à un problème donné [BATTAGLIA et SANDS, 1998; PARDE et BOUCHON, 1988]. L'objectif est de mieux comprendre et autant que possible d'anticiper les phénomènes et de mieux analyser les systèmes de manière à prendre des décisions en limitant les risques d'erreur.

En matière de modélisation de la croissance des composantes arbres et peuplements, en forêt, selon les niveaux envisagés on distingue conventionnellement : des modèles architecturaux, des modèles arbres, des modèles peuplements et des modèles régionaux.

- *Les modèles architecturaux*, sans doute les plus sophistiqués, s'attachent à expliquer l'organisation de la ramification des arbres et de leur morphologie. Pareils modèles peuvent être utilisés pour simuler l'effet de certains traitements (taille de formation, élagage) et identifier les espèces sur photos aériennes (télédétection). Il n'en sera pas question ici.
- *Les modèles arbres* visent à rendre compte de la croissance d'arbres soumis à la compétition au sein d'un peuplement et l'unité de référence de ces modèles est donc l'arbre (§ 12.5).
- *Les modèles peuplements* concernent l'évolution probable de peuplements en tenant compte, ou non, de la distribution par catégories de grosseur des arbres les constituant; c'est en particulier le cas des tables de production et l'unité de référence de ces modèles est donc le peuplement (Chapitre 11).
- *Les modèles régionaux* sont destinés à la planification régionale ou nationale et portent sur des choix de gestion à l'échelle de massifs forestiers (politique

forestière, implantation d'unités de transformation du bois, etc.). Ce dernier type de modèle est davantage un modèle de planification ou d'évaluation de la ressource, en principe moins sophistiqué, encore qu'il intègre de plus en plus des principes relevant des modèles de peuplements ou même d'arbres dans le traitement de données issues d'inventaires nationaux ou régionaux (§ 13.14).

Tous les modèles évoqués peuvent être conçus pour maîtriser, à différentes échelles, l'évolution de situations complexes allant de l'incidence des intensités d'éclaircie, des élagages, de la fertilisation, des écartements à la plantation, à la pratique des mélanges d'essences.

Dans notre esprit, un modèle de production apte à prédire la production forestière au cours du temps, dans des conditions déterminées de sylviculture ou de traitement, est un modèle *statique*, tout comme le serait, mais de manière infiniment plus stricte, un tarif de cubage (§ 6.2). Par contre, on préférera parler de modèle *dynamique* lorsque les caractéristiques de la production, exprimées en fonction de l'âge, tiennent aussi compte des modifications d'état entraînées par les interventions sylvicoles, comme c'est le cas des tables de production à sylvicultures variables (§ 11.3.1 et 11.4.6) ou des modèles de croissance basées sur l'évolution d'arbres considérés individuellement et soumis à des effets de compétitions diverses évoluant au cours du temps (§ 12.5).

Enfin, pour être complet, lorsque les modèles de production fournissent des indications générales sur des peuplements théoriques on les appelle aussi des modèles *stratégiques*; si, par contre, ils s'emploient à simuler l'évolution d'un peuplement en fonction de divers scénarios sylvicoles, par exemple, on préférera parler de modèles *tactiques*.

12.3. Modèles d'accroissement et de production par classes de grosseur

La prévision de la croissance d'un peuplement peut être réalisée à partir de l'estimation directe des accroissements par catégories de grosseur [HUSCH et al., 1982; SPURR, 1952]. Le principe est d'établir, sur la base d'un inventaire, une «table de prévision» de peuplement⁽³⁾ comportant les nombres de bois et les accroissements périodiques par catégories de grosseur; la méthode relève d'une approche qui réalise en réalité un compromis entre les modèles «peuplements» (§ 12.4) et les modèles «arbres» (§ 12.5). Ces accroissements sont obtenus par comparaison d'inventaires successifs (§ 9.4.3) ou le plus souvent,

⁽³⁾ *stand table projection.*

de manière directe, par l'intermédiaire de sondages à la tarière de PRESSLER (§ 9.4.4). Ils concernent donc une période de temps révolue et sont appliqués à un avenir nécessairement proche pour donner un sens aux valeurs de croissance future du peuplement.

L'accroissement en volume se déduit de l'accroissement en diamètre et nécessite l'utilisation d'un tarif de cubage local.

La construction d'une *table de prévision* peut être envisagée selon plusieurs méthodes étroitement liées aux hypothèses retenues :

- tous les arbres de chaque classe de grosseur ont un diamètre qui est assimilé au point central de la classe et leur accroissement correspond à l'accroissement moyen de la classe (*méthode 1*);
- tous les arbres se distribuent de manière uniforme au sein de chaque classe de grosseur et leur accroissement est égal à l'accroissement moyen de la classe (*méthode 2*);
- chaque arbre est considéré individuellement au sein de sa classe de grosseur et intervient dans les calculs avec son accroissement propre (*méthode 3*).

Exemple 12.3.1 — Élaboration d'une table de prévision de peuplement

Pour expliciter ces diverses hypothèses énoncées ci-avant, nous prendrons un exemple relatif à un ensemble de peuplements d'épicéa (*Picea abies*) situés en Belgique, dans le sud-ouest de l'Ardenne, pour lesquels on dispose de mesures d'accroissement réalisées à la tarière de PRESSLER. Le matériel de départ est issu d'un inventaire par échantillonnage matérialisé au moyen de 50 placettes d'échantillonnage de 4 ares réparties de manière systématique sur 100 hectares. Dans chaque placette, on a sondé à la tarière les cinq arbres les plus proches du centre en vue de déterminer l'accroissement en circonférence relatif aux cinq dernières années. Compte tenu des informations disponibles, les deux premières méthodes d'élaboration d'une table de prévision sont présentées de manière complète ci-après.

• La *première méthode* est explicitée au travers des données figurant au sein du tableau 12.3.1. L'accroissement périodique en circonférence (Δc , en cm), exprimé en fonction de la circonférence à 1,3 m (c , en cm), est issu d'une relation mathématique établie sur les 250 arbres sondés :

$$\Delta c = 0,2828 + 0,0883c \quad (\text{cf. colonne 3})$$

Quant au volume unitaire (v , en m³), exprimé en fonction de la circonférence (c , en cm), il résulte de l'utilisation de l'équation de cubage adaptée à la région concernée [DAGNELIE et al., 1976] :

$$v = 0,037249 - 0,0038064c + 0,00012453c^2 \quad (\text{cf. colonne 4})$$

Cette première méthode fournit une bonne estimation de l'accroissement, mais donne lieu à une table dans laquelle les catégories de grosseur ne sont plus nécessairement de même amplitude et dont les points centraux ne sont plus des valeurs entières. L'accroissement périodique total calculé par cette

voie est de 95,981 m³, ce qui correspond aussi à un accroissement moyen périodique de $95,981/5 = 19,196$ m³.

Tableau 12.3.1 — Structure d'une table de prévision de peuplement (méthode 1).

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
35	25	3,37	0,057	1,425	38,37	0,075	1,875	0,450
45	176	4,26	0,118	20,768	49,26	0,152	26,752	5,984
55	151	5,14	0,205	30,955	60,14	0,259	39,109	8,154
65	248	6,02	0,316	78,368	71,02	0,395	97,960	19,592
75	309	6,91	0,452	139,668	81,91	0,561	173,349	33,681
85	47	7,79	0,613	28,811	92,79	0,756	35,532	6,721
95	91	8,67	0,800	72,800	103,67	0,981	89,271	16,471
105	22	9,55	1,011	22,242	114,55	1,235	27,171	4,928
	1.069			395,037			491,018	95,981

[1] = catégories de circonférence (initiales) à 1,3 m (cm)

[2] = nombres de bois initiaux

[3] = accroissements périodiques (5 ans) en circonférence (cm)

[4] = volumes initiaux unitaires (m³)

[5] = volumes initiaux (= [2] × [4]) par catégories (m³)

[6] = catégories de circonférence (finales) à 1,3 m (cm)

[7] = volumes finaux unitaires (m³)

[8] = volumes finaux (= [7] × [2]) par catégories (m³)

[9] = accroissements périodiques (= [8] - [5]) en volume (m³)

• Dans le cas de la *deuxième méthode*, la table de prévision, illustrée dans le tableau 12.3.2 pour les données relatives à l'exemple 12.3.1, est mise en œuvre en calculant pour chaque catégorie de grosseur, et en pourcentage, les passages en nombres de tiges d'une classe de grosseur à d'autres plus élevées. Ces rapports P ou « promotions » découlent de l'expression :

$$P = \Delta c / w$$

où Δc = accroissement périodique en circonférence (cm),

w = amplitude (ici 10 cm) de la classe de circonférence (mêmes unités que Δc).

Dans ce rapport, les deux chiffres après la virgule correspondent à la proportion d'arbres de la classe qui bougent d'une classe de plus que celle indiquée par le chiffre avant la virgule. Le tableau 12.3.2 montre, par exemple, que pour la classe des 65 cm de circonférence, sur une période de cinq ans, 60,2% des bois (soit $6,02/10 = 0,602$) ont subi une simple promotion, c'est-à-dire passent dans la classe des 75 cm de circonférence, et 39,8% sont donc stationnaires. Au cas où ce même rapport serait supérieur à l'unité (> 1 et < 2), la partie décimale exprimerait le pourcentage de double promotion (saut de 2 classes) et le complément correspondrait au pourcentage de simple promotion. Le nombre de bois relatif à une catégorie de grosseur au terme de la période s'obtient en cumulant le nombre de stationnaires de cette catégorie et le nombre de promus arrivant dans cette même catégorie.

Par l'intermédiaire de ces mouvements de bois entre classes, on peut se représenter l'image du peuplement futur et en déduire, comme dans la première hypothèse, par différences d'états, l'accroissement du matériel. Il convient de noter que cette méthode approximative permet d'isoler le passage à la futaie.

La méthode qui vient d'être utilisée donne lieu à un accroissement périodique en volume légèrement supérieur ($99,231 \text{ m}^3$ au lieu de $95,981 \text{ m}^3$) mais qui comporte aussi la part prise par le passage à la futaie. Si le seuil d'inventaire est de 40 cm, le passage à la futaie concerne le nombre de bois des classes inférieures ayant subi des promotions (une ou plusieurs) telles qu'ils entrent au terme de la période dans la catégorie des 45 cm. Dans l'exemple considéré, 8,5 bois de la catégorie des 35 cm subissent une promotion simple, ce qui correspond aussi à un volume de $8,5 \times 0,118 \text{ m}^3 = 1,003 \text{ m}^3$.

Une manière assez comparable d'aborder ce problème est d'utiliser des « matrices de transition » (§ 12.4.2) comportant les probabilités, au cours d'une période de temps donnée, de voir les arbres d'une catégorie de grosseur franchir une ou plusieurs catégories [ALDER, 1980]. Cette approche est surtout intéressante pour les peuplements à structure évoluant peu ; c'est par exemple le cas des peuplements jardinés se régénérant de manière continue et dans lesquels des coupes seraient effectuées sur la base de normes relativement stables.

- En ce qui concerne la *troisième méthode*, basée sur l'accroissement individuel des arbres au sein des classes, les pourcentages de passage sont calculés de manière plus précise en appliquant les accroissements propres à chaque circonférence considérée individuellement. L'ensemble des calculs se base sur la même démarche que celle utilisée dans la deuxième méthode. Pour l'exemple déjà envisagé, si l'on s'intéresse exclusivement à la catégorie de grosseur des 85 cm (allant de 80 à 89,9 cm) et aux accroissements des circonférences des arbres échantillons, on obtient les résultats détaillés apparaissant dans le tableau 12.3.3. On peut évidemment suivre le même raisonnement pour chacune des autres catégories et appliquer les pourcentages de promotion à l'ensemble des bois qu'elles comportent pour affiner les résultats condensés dans le tableau 12.3.2.

On constatera que, pour l'exemple considéré, par rapport à la méthode 2 indiquant 22% de stationnaires et 78% de simples promus, l'analyse plus fine révèle l'existence de 23% de stationnaires, 69% de simples promus et 8% de doubles promus.

Tableau 12.3.2 — Structure d'une table de prévision de peuplement (méthode 2).

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]
35	25	3,37	0,34			16,5	8,5	16,5		
45	176	4,26	0,43	0,118	20,768	100,3	75,7	108,8	12,838	-7,930
55	151	5,14	0,51	0,205	30,955	74,0	77,0	149,7	30,689	-0,266
65	248	6,02	0,60	0,316	78,368	99,2	148,8	176,2	55,679	-22,689
75	309	6,91	0,69	0,452	139,668	95,8	213,2	244,6	110,559	-29,109
85	47	7,79	0,78	0,613	28,811	10,3	36,7	223,5	137,006	108,195
95	91	8,67	0,87	0,800	72,800	11,8	79,2	48,5	38,800	-34,000
105	22	9,55	0,96	1,011	22,242	0,9	21,1	80,1	80,981	58,739
115				1,246				21,1	26,291	26,291
	1.069				393,612		1.069,0		492,843	99,231

- [1] = catégories de circonférence (initiales) à 1,3 m (cm)
 [2] = nombres de bois initiaux
 [3] = accroissements périodiques (5 ans) en circonférence (cm)
 [4] = proportions de mouvement de bois ($P = \Delta c/w = [3]/[10]$)
 [5] = volumes initiaux unitaires (m^3)
 [6] = volumes initiaux ($= [2] \times [5]$) par catégories (m^3)
 [7] = nombres de bois stationnaires
 [8] = nombres de bois ($= [2] \times [4]$) subissant une promotion simple
 [9] = nombres de bois finaux
 [10] = volumes finaux ($= [5] \times [9]$) par catégories (m^3)
 [11] = accroissements périodiques ($= [10] - [6]$) en volume (m^3)

Tableau 12.3.3 — Structure d'une table de prévision de peuplement limitée à une catégorie de grosseur (méthode 3).

Circonférences initiales (cm)	Accroissements (5 ans) en circonférence (cm)	Circonférences finales (cm)	Promotions
80	17,3	97,3	1
80	6,5	86,5	0
81	6,0	87,0	0
83	7,9	90,9	1
83	6,2	89,2	0
85	5,8	90,8	1
85	7,9	92,9	1
85	6,3	91,3	1
86	5,5	91,5	1
87	7,2	91,5	1
88	6,3	94,3	1
89	11,9	100,9	2
89	6,2	95,2	1
Promotions	Nombre d'arbres concernés	Pourcentages d'arbres concernés	
0 = stationnaires	3	23	
1 = simples promus	9	69	
2 = doubles promus	1	8	

Le principe même de la table de prévision et de ses diverses variantes est de fournir une estimation de l'accroissement futur d'un peuplement à partir d'un accroissement passé. À ce titre, cette approche peut parfois souffrir d'un manque de rigueur et n'est pas exempte de critiques. Dans beaucoup de cas, on observera une surestimation due au fait que l'accroissement en grosseur tend à diminuer relativement tôt dans la vie d'un peuplement.

La méthode est avant tout adaptée aux prévisions à court terme (inférieures à 15-20 ans), sous peine de mal maîtriser le passage à la futaie, la mortalité et l'évolution de la croissance en diamètre au cours du temps [SPURR, 1952].

Elle convient mieux aux peuplements inéquiennes pour lesquels la mortalité et le passage à la futaie peuvent être appréciés avec une précision satisfaisante et pour lesquels la relation liant la hauteur à la grosseur reste relativement constante au cours du temps. En effet, si l'accroissement en grosseur est une composante essentielle de l'accroissement en volume, ce dernier dépend aussi de la stabilité de la relation hauteur-diamètre durant la période d'accroissement. Appliquée aux peuplements équiennes, elle n'a réellement de sens que sur de grandes étendues et lorsqu'il est possible de prévoir l'évolution de la relation entre la hauteur et la grosseur. La plus grosse lacune du système concerne sans doute la seule prise en considération de la grosseur dans les calculs alors que l'impact de la hauteur dans l'évolution du volume est loin d'être négligeable.

La plupart des systèmes mettant en œuvre les tables de prévision évoquées se basent sur des accroissements récents et leur application a souvent été limitée à des peuplements monospécifiques. La première contrainte peut être surmontée en recourant à des équations de prévision de l'accroissement périodique qui incorporent la densité du peuplement et une mesure de la position concurrentielle relative des arbres dans une classe de diamètre donnée. La deuxième contrainte peut être partiellement levée si l'on opte pour des classes de diamètre de faible amplitude et si l'on admet l'hypothèse d'une distribution de fréquences uniforme (ce qui simplifie la modélisation du mouvement de bois, eu égard à la croissance enregistrée, dans des classes de grosseur plus larges), il est alors possible de traiter des peuplements non équiennes mélangés. Cette approche est utilisée par EDMINSTER et al. [1991] dans la conception d'un modèle généralisé de croissance et d'accroissement (GENGYM) développé pour les peuplements mélangés irréguliers de conifères aux USA.

12.4. Modèles d'accroissement et de production au niveau du peuplement

Le modèle, au sens où nous l'entendons, est constitué d'un ensemble ou d'une succession de relations mathématiques prenant en compte diverses caractéristiques des peuplements et des milieux de croissance, et s'intégrant dans un système aussi cohérent que possible. On distinguera, comme déjà évoqué antérieurement (§ 12.2), les modèles *statiques* et les modèles *dynamiques*. Dans ce dernier cas, une approche de plus en plus courante consiste à élaborer des modèles de *simulation* de la production.

L'accroissement et la production d'un peuplement peuvent faire l'objet d'une modélisation à plusieurs niveaux qui sont : le peuplement considéré globalement ou au travers de ses catégories de grosseur, d'une part, et l'arbre

considéré individuellement, d'autre part. Dans un premier temps, nous ne nous préoccupons que du niveau peuplement en distinguant les peuplements équiennes et les peuplements inéquiennes. Par souci de clarté, le niveau arbre sera abordé au paragraphe 12.5.

12.4.1. Modèles pour peuplements équiennes

Les modèles d'accroissement d'une caractéristique donnée sur une courte période de temps sont élaborés à partir de fonctions qui expriment le plus souvent cet accroissement en fonction de l'âge, d'un indice de productivité et, dans le contexte d'une approche plus dynamique, de la densité du peuplement (surface terrière ou nombre de tiges à l'hectare, par exemple).

Pour estimer la production, il est, dans ces conditions, nécessaire de réaliser l'intégration mathématique d'une fonction d'accroissement [BUCKMAN, 1962; CLUTTER, 1963; SULLIVAN et CLUTTER, 1972]. À l'inverse, on peut définir une fonction de croissance et calculer par différentiation la fonction d'accroissement.

Ces manières de procéder rendent compatibles les fonctions de croissance et d'accroissement, ce qui est rarement envisagé, par exemple lors de l'élaboration de tables de production dans lesquelles la fonction de croissance prédisant le volume total produit à un âge donné est souvent ajustée indépendamment de la fonction d'accroissement qui prédit l'accroissement en volume sur une période de temps fixée.

La relation entre les fonctions de croissance et d'accroissement est par exemple mise en évidence par CLUTTER [1963] qui propose un modèle de production de la forme suivante pour le pin blanc (*Pinus taeda*) :

$$\ln V = a_0 + a_1 I_0 + a_2 (\ln G) + a_3 A^{-1}$$

dans lequel :

- V = volume total produit à l'hectare,
- A = âge,
- I_0 = indice de productivité (ou indice de station),
- G = surface terrière totale produite à l'hectare,
- $a_0 \dots a_3$ = coefficients à estimer.

La fonction d'accroissement correspondante (taux d'accroissement en volume), obtenue par dérivation, s'écrit :

$$V^{-1}(\delta V / \delta A) = a_2 G^{-1}(\delta G / \delta A) - a_3 A^{-2}$$

ou

$$\delta V / \delta A = a_2 V G^{-1}(\delta G / \delta A) - a_3 V A^{-2}$$

expression dans laquelle $\delta V/\delta A$ et $\delta G/\delta A$ représentent respectivement les accroissements en volume et en surface terrière par rapport à l'âge.

Dans une perspective de prédiction de l'accroissement en surface terrière, la production en surface terrière peut être calculée à partir d'une équation générale mettant en œuvre l'âge, un indice de station et la surface terrière à un âge donné, soit :

$$\ln G = b_0 + b_1 I_0 + b_2 A^{-1} + b_3 (\ln G_0) A^{-1} + b_4 I_0 A^{-1}$$

où G_0 = surface terrière à un âge donné,
 $b_0 \dots b_4$ = coefficients de régression à estimer.

Par différentiation de cette équation en fonction de l'âge, on obtient les relations ci-après :

$$\begin{aligned} G^{-1} (\delta G/\delta A) &= -A^{-1} \left(b_2 A^{-1} + b_3 (\ln G_0) A^{-1} + b_4 I_0 A^{-1} \right) \\ &= -A^{-1} (\ln G - b_0 - b_1 I_0) \end{aligned}$$

et la fonction d'accroissement résultante s'écrit :

$$\delta G/\delta A = -G (\ln G) A^{-1} + b_0 A^{-1} G + b_1 G I_0 A^{-1}$$

Par simple substitution de $\delta G/\delta A$ au sein de l'équation fournissant $\delta V/\delta A$, il vient que :

$$\delta V/\delta A = -a_2 V (\ln G) A^{-1} + a_2 b_0 V A^{-1} + a_2 b_1 V I_0 A^{-1} - a_3 V A^{-2}$$

Cette fonction d'accroissement du volume en fonction de l'âge $\delta V/\delta A$ fait alors l'objet d'une intégration de manière à obtenir la fonction de production fournissant le volume prévisible à une époque donnée à partir d'un âge donné, d'une surface terrière initiale et de la valeur de l'indice de station I_0 .

Une autre étude intéressante à citer et qui s'inscrit dans la même lignée, est l'œuvre de BUCKMAN [1962]. Celui-ci, étudiant la production du pin rouge (*Pinus resinosa*), utilise une fonction d'accroissement du type suivant :

$$\Delta G = a_0 + a_1 G + a_2 G^2 + a_3 A + a_4 A^2 + a_5 I_0$$

dans laquelle :

ΔG = accroissement périodique en surface terrière,
 G = surface terrière produite à l'unité de surface,
 A = âge,
 I_0 = indice de station.

Cette équation, ajustée aux données expérimentales par la méthode des moindres carrés, donne des résultats pour des âges, des niveaux de productivité (indices de station) et des densités fixés. On détermine alors l'accroissement annuel en surface terrière année par année. La somme cumulée de ces accroissements pendant n années, ajoutée à la surface terrière initiale à l'âge $A-n$, fournit une estimation de la production totale à l'âge A .

Une méthode largement répandue est de modéliser l'évolution d'un peuplement en analysant la distribution des tiges par catégories de diamètre [AVERY et BURKHART, 1983]. Dans cette approche, le nombre de bois à l'hectare pour chaque classe de diamètre est estimé au moyen d'une fonction mathématique qui fournit la fréquence relative des tiges par classe de diamètre. Quelle que soit la fonction choisie, le principe est de mettre en relation les paramètres qu'elle comporte avec des caractéristiques de peuplement (densité, âge, indice de station, hauteur, ...) récoltées au sein de placettes.

Pour fixer les idées, on peut par exemple imaginer la procédure de calcul suivante :

- estimer, sur la base de placettes de production, le nombre total N de tiges à l'hectare à un âge donné A ;
- déterminer la hauteur dominante h_{dom} à ce même âge ;
- établir les relations unissant ces variables ainsi que l'âge aux paramètres p_i de la fonction caractérisant la distribution des nombres de bois par catégories de diamètre, soit $p_i = f(N, A, h_{dom})$;
- déterminer, au moyen de la fonction de répartition de la distribution adoptée, les fréquences relatives cumulées (§ 7.3.2) correspondant aux limites inférieure et supérieure de chaque classe diamétrale, et en déduire le nombre de tiges par classe ;
- estimer par une équation liant hauteurs et diamètres, la hauteur correspondant aux points centraux de chaque classe de diamètre ;
- inclure les diamètres et les hauteurs correspondantes estimées dans une équation de cubage et déterminer le volume total du peuplement par sommations successives des volumes des arbres présents au sein de chaque classe de diamètre.

La plupart des modèles connus, le plus souvent mis en œuvre aux USA, n'incorporent pas la gestion sylvicole d'un peuplement, largement conditionnée par la pratique de coupes d'éclaircie.

Un modèle orienté vers la gestion et la récolte «à la carte» a été suggéré par RONDEUX et DELVAUX [1979]. Il se base sur l'utilisation des éclaircies «numériques». Si l'on admet que, pour un peuplement équienné donné, l'accroissement total en surface terrière est indépendant, dans de larges limites, du nombre d'arbres, le principe même de l'éclaircie numérique est de répartir un potentiel d'accroissement de surface terrière en conformité avec un rythme d'accroissement individuel des arbres en diamètre préfixé [DELVAUX, 1974].

Si l'arbre de surface terrière moyenne d'un peuplement passe entre deux coupes successives d'un diamètre connu à un autre diamètre préfixé, il devra s'accroître d'une quantité de surface terrière individuelle qui, compte tenu de l'accroissement total prévisible en surface terrière, permet de calculer le

nombre de bois compatible avec pareilles contraintes. L'accroissement total en surface terrière attribuable à un peuplement est issu de la comparaison d'inventaires successifs portant sur des peuplements comparables à celui qui est étudié ou est fourni par les tables de production.

L'accroissement total prévisible en surface terrière divisé par l'accroissement en surface terrière individuelle détermine le nombre d'arbres compatibles avec cette contrainte. En effet, si nous désignons par :

- d_g = diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne,
- i_{d_g} = accroissement annuel en diamètre souhaité,
- n = nombre d'années séparant la mesure du diamètre d_g de la prochaine coupe,
- Δg = accroissement périodique de la surface terrière individuelle,
- ΔG = accroissement périodique de la surface terrière par hectare entre la mesure de d_g et la prochaine coupe (issu d'une table de production ou de comparaison d'inventaires),
- \mathcal{N} = nombre de bois par hectare compatible avec les accroissements en surface terrière précités,

on peut écrire les relations fondamentales suivantes :

$$\Delta g = \frac{\pi \left(d_g + n i_{d_g} \right)^2}{4} - \frac{\pi d_g^2}{4} \quad \text{et} \quad \mathcal{N} = \frac{\Delta G}{\Delta g}$$

Pour pouvoir être utilisé, le modèle proposé nécessite la connaissance des paramètres suivants : l'essence, l'âge, la hauteur dominante, le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne et le nombre de bois à l'hectare. Il nécessite aussi la prise en compte de contraintes sylvicoles liées aux objectifs poursuivis par le gestionnaire forestier : rotation des coupes d'éclaircie, terme d'exploitabilité (révolution du peuplement exprimée en âge ou en grosseur moyenne) et accroissement individuel moyen ou périodique en diamètre souhaité. Cet accroissement portant sur l'arbre de surface terrière moyenne correspond en réalité à un accroissement apparent. On peut identifier le matériel sur pied avant et après la coupe en appliquant les notions d'accroissement biologique et d'accroissement technique (§ 9.4.2).

Ce modèle, contrairement à beaucoup d'autres, s'efforce avant tout de répondre à une question du type « que faut-il faire pour ? » plutôt que du type « que se passe-t-il si ? ».

12.4.2. Modèles pour peuplements inéquiennes

La modélisation de la production des peuplements inéquiennes a, comparativement aux peuplements équiennes, fait l'objet de beaucoup moins d'études. Le problème essentiel provient de la difficulté, voire de l'impossibilité, étant donné la structure de ces peuplements, de se référer à un âge [PENG, 2000]. En outre, ces peuplements comportent presque toujours plusieurs essences en mélange.

• *Le modèle de MOSER et HALL*

Pour pallier l'absence de données relatives à l'âge, MOSER et HALL [1969] suggèrent l'utilisation d'une équation d'accroissement qui serait fonction non plus de l'âge, mais bien de la grandeur même de la caractéristique étudiée.

Idéalement, les données de base résultent de mesures périodiques effectuées dans plusieurs peuplements au sein de placettes permanentes. Comme dans des peuplements inéquiennes, un cycle complet, allant de l'établissement du peuplement jusqu'à la coupe, n'est pas discernable, le remesurage de placettes permanentes peut constituer la base de données idéale pour un milieu de croissance particulier dans un temps relativement court.

Pour fixer les idées, nous prendrons comme référence le modèle proposé par MOSER et HALL [1969]. Sur un plan général, pour expliciter le raisonnement des auteurs, supposons d'abord que Y représente la production totale d'une caractéristique donnée et A l'âge, on peut écrire que l'accroissement courant de Y est égal à :

$$\delta Y / \delta A = f(A)$$

et que :

$$Y = \int f(A) \delta A = F(A) + C$$

Sur la base de données issues de remesurages de placettes permanentes et n'ayant fait l'objet d'aucun passage en coupe, l'accroissement peut aussi être exprimé par la relation :

$$\delta Y / \delta t = f(Y)$$

et

$$Y = F(t) + C$$

sachant que t représente le temps et C la valeur initiale de Y au temps t_0 .

La notion d'âge, impropre en peuplement inéquienne, est de cette manière remplacée par la notion de temps et d'intervalle de temps ou de temps qui s'écoule⁽⁴⁾.

⁽⁴⁾ *elapsed time.*

Selon MOSER et HALL, on peut exprimer l'accroissement moyen périodique en surface terrière en fonction de la surface terrière au moyen d'une forme généralisée de l'équation de VON BERTALANFFY, soit :

$$\delta G / \delta t = nG^m - kG$$

si G correspond à la surface terrière moyenne durant la période d'accroissement et n , m et k étant des constantes.

En intégrant cette fonction entre les limites de temps t_0 et t_1 , on peut prédire la surface terrière future G_1 , connaissant la période de temps t et la surface terrière initiale G_0 :

$$G_1 = \left[\left(\frac{n}{k} \right) - C e^{-(1-m)kt} \right]^{1/(1-m)}$$

la constante d'intégration C étant égale à :

$$C = \left(\frac{n}{k} \right) - G_0^{(1-m)}$$

Comme la production totale en volume du peuplement peut être estimée au moyen d'une équation comportant la surface terrière, soit, par exemple, $V = a_0 G^{a_1}$, il suffit d'y inclure la valeur initiale G_0 de la surface terrière pour déduire le volume initial V_0 et la valeur finale G_1 , calculée ci-avant pour prédire le volume V_1 en fin de période. On peut, dans ces conditions, déduire un accroissement moyen périodique en volume.

L'intérêt de cette méthode est aussi de pouvoir analyser les conséquences de diverses options d'aménagement sur la production en volume ; elle pourra être envisagée dans les cas où les données de l'inventaire n'ont pas été répertoriées arbre par arbre.

• *Modèle basé sur la distribution des arbres par catégories de grosseur*

Une autre manière d'étudier la croissance ou le développement d'un peuplement inéquienne est d'utiliser une procédure voisine de celle des tables de prévision déjà envisagées précédemment (§ 12.3) et s'inspirant, à certains égards, des calculs mis en œuvre dans la « méthode du contrôle » des aménagistes.

On peut, par exemple, exploiter par voie mathématique l'évolution de la distribution des arbres par catégories de grosseur ou exprimer les paramètres de cette distribution non pas en fonction de l'âge, qui est inconnu, mais de la valeur d'une caractéristique donnée au temps t_0 et de la période de temps ou d'accroissement Δt . Cette approche est intéressante pour mettre à jour des données d'inventaire forestier, mais elle est mal adaptée à la réalisation de prévisions à long terme.

À cet égard, le travail de EK [1974], relatif à l'élaboration d'un modèle de croissance servant de base à une optimisation financière de peuplements feuillus d'âges multiples,

mérite d'être signalé. Des équations non linéaires sont utilisées pour estimer, en peuplements feuillus, l'évolution du nombre de bois par classes de diamètre au terme de périodes d'accroissement de cinq ans durant lesquelles aucune intervention sylvicole n'a eu lieu. Le modèle prend en considération les caractéristiques suivantes obtenues à partir de placettes permanentes :

- G = surface terrière à l'acre (1 acre = 0,405 ha),
- g = surface terrière des arbres au sein de la classe k de diamètre,
- I_0 = indice de productivité (hauteur dominante à un âge donné),
- PF = passage à la futaie (nombre de tiges),
- m = mortalité (tiges qui, au sein d'une classe donnée, sont mortes durant la période d'accroissement $\Delta t = t_1 - t_0$),
- N = nombre total de bois à l'acre,
- n = nombre de bois au sein de la classe k de diamètre,
- n_p = nombre total de bois promus,
- n_s = nombre de bois promus quittant la classe k pour la classe $k+1$ au temps t_1 ,
- n_i = nombre de bois promus arrivant dans la classe k et donc aussi quittant la classe $k-1$ au temps t_1 .

La modification du nombre de tiges au sein d'une classe de diamètre donnée est égale à :

$$\Delta n = n_i - n_s - m + PF$$

Les variables PF , m et n_p sont estimées au moyen d'équations non linéaires. Par exemple, en ce qui concerne le nombre total de bois promus n_p , correspondant à l'ensemble de ceux arrivant dans une classe donnée ou quittant cette classe, il est estimé au moyen d'une relation de la forme générale :

$$n_p = a_1 n^{a_2} \quad (\text{avec } a_2 < 1)$$

à laquelle a été associé, pour tenir compte des effets de la productivité des milieux et de la compétition entre les arbres appartenant aux diverses classes de diamètre, un facteur multiplicatif intégrant l'indice de site I_0 et la surface terrière à l'acre G . D'où l'équation plus complète :

$$n_p = a_1 n^{a_2} I_0 \left[\frac{(g/n)}{(G/N)} \right]^{a_3} e^{-a_4 G}$$

Quant au passage à la futaie, il est matérialisé par la fonction :

$$PF = a_1 N^{a_2} e^{(-a_3 G^{a_4} N^{-1})}$$

Enfin, pour ce qui regarde la mortalité, elle est exprimée au moyen de la relation :

$$m = a_1 n \left[\frac{(G/N)}{(g/n)} \right]^{a_2}$$

Lorsque le nombre de bois a été calculé par classes de diamètre en tenant compte des promus et des stationnaires, on détermine les surfaces terrières par classes et les autres caractéristiques dendrométriques qui constituent un nouvel état initial pour une nouvelle période d'accroissement. Les volumes sont calculés par classes en utilisant une équation

du type :

$$v = a_1 g^{a_2} I_0^{a_3} G^{a_4}$$

Des coupes peuvent être simulées par le modèle [ADAMS et EK, 1974] dans une perspective de gestion (maintien de la production en volume à 4 % par an, par exemple).

• *Modèles de transition*

Si l'on veut prédire l'évolution à court terme d'un peuplement de type inéquienne, on peut aussi envisager l'utilisation de «modèles de transition» [BRUNER et MOSER, 1973; USHER, 1966]. Ces modèles mettent également en œuvre les principes de calcul utilisés dans la méthode du contrôle [BRUCHIAMACCHIE et al., 1991] et, dans une certaine mesure, déjà abordés précédemment (§ 12.3). Ils peuvent s'appliquer à des mesures successives tirées d'inventaires complets ou de placettes d'échantillonnage permanentes et intéresser les arbres considérés individuellement ou groupés par catégories de diamètre.

Cette modélisation concerne, par exemple, les nombres de bois par catégories de diamètre aux instants (ou années) A et B ($B > A$). Les modifications de ces nombres de bois dans l'intervalle de temps considéré peuvent s'exprimer en termes de «probabilités de transition»⁽⁵⁾ d'une catégorie i vers la catégorie j . On présente les probabilités sous la forme d'une matrice de transition⁽⁶⁾ :

$$T = \begin{bmatrix} t_{11} & t_{12} & \cdot & t_{1i} & \cdot & t_{1n} \\ 0 & t_{22} & \cdot & t_{2i} & \cdot & t_{2n} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & 0 & \cdot & t_{in} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & 0 & \cdot & t_{nm} \end{bmatrix}$$

dans laquelle chaque élément t_{ij} concerne donc la proportion de bois qui passe de la catégorie i à la catégorie j .

Prenons le cas de mesures de diamètres effectuées à deux époques différentes. Si nous voulons tenir compte du passage à la futaie PF , des arbres stationnaires, des arbres promus et du matériel prélevé en éclaircie, au sein de l'intervalle de temps observé, la matrice de transition se présenterait sous la forme ci-après :

⁽⁵⁾ *transition probability.*

⁽⁶⁾ *transition matrix.*

		Deuxième inventaire							
		<i>PF</i>	d_1	d_2	d_i	\cdot	d_n	<i>E</i>	<i>A</i>
Premier inventaire	<i>PF</i>	\cdot	\cdot	0	0	\cdot	0		
	d_1	0	\cdot		0	\cdot	0	\cdot	
	d_2	0	0		$N_{i-1,i}$	\cdot	0		
	d_i	0	0	0	$N_{i,i}$	$N_{i,i+1}$		E_i	A_i
	\cdot								
	d_n	0	0	0	0	\cdot	\cdot	\cdot	
	E_i	0	0	0	0	\cdot	0	[1]	
<i>B</i>		B_i							

Dans cette matrice figurent respectivement :

- le nombre de tiges par catégories de diamètre (d_i) au premier (A_i) et au second (B_i) inventaire, les nombres de bois prélevés en éclaircie (E_i) entre les deux inventaires;
- les transitions en nombre de tiges soit stationnaires ($N_{i,i}$), soit changeant de catégorie ($N_{i,i+1}$) ou ($N_{i-1,i}$).

Les transitions sont déterminées de proche en proche, en partant de la catégorie la plus élevée, à l'aide des formules suivantes :

$$N_{i,i} = A_i - E_i - N_{i,i+1}$$

$$N_{i-1,i} = B_i - N_{i,i}$$

en démarrant avec $N_{n,n+1} = 0$ dans la première des deux équations ci-avant et en s'arrêtant à la première classe de diamètre.

On notera que, si la matrice est stationnaire, c'est-à-dire si elle varie peu dans le temps, il suffit de l'élever à la puissance n pour simuler ce qui se produira au bout de n périodes.

Le passage à la futaie apparaît dans la catégorie adimensionnelle *PF*, il représente tous les arbres ayant atteint le seuil d'inventaire (diamètre mesurable) durant l'intervalle entre les deux mesures. Le nombre total de ces arbres est connu, les probabilités correspondantes ne représentent pas des transitions proprement dites mais plutôt une ventilation du passage à la futaie entre les différentes catégories de diamètre.

La détermination du nombre de promus et de stationnaires peut évidemment s'accompagner du calcul des accroissements en diamètre par catégories de diamètre. Ces accroissements moyens périodiques i_{d_i} , dans l'hypothèse de simples, de doubles et de triples promus, résultent de la relation :

$$i_{d_i} = \frac{P_i w + 2DP_i w + 3TP_i w}{N_i n}$$

dans laquelle :

- P_i = nombre de bois promus (simple promotion) de la classe $i-1$ vers la classe i ,
- DP_i = nombre de bois promus (double promotion) de la classe $i-2$ vers la classe i ,
- TP_i = nombre de bois promus (triple promotion) de la classe $i-3$ vers la classe i ,
- w = amplitude des classes de diamètre,
- N_i = nombre total de bois de la classe i (premier inventaire),
- n = intervalle de temps (années) entre deux inventaires successifs.

À chaque peuplement et à chaque période de temps observés correspond en réalité une matrice de transition. Ce sont des peuplements de structure la plus stationnaire possible qui se prêtent le mieux à ce type de modélisation, comme par exemple les peuplements jardinés proches de l'équilibre et faisant l'objet de coupes périodiques bien définies.

En outre, la méthode n'a de sens que pour des types de peuplements identifiés en ce qui concerne les conditions écologiques, la sylviculture, la productivité, la densité, etc. De ce fait, il est impossible de faire ressortir les interactions dynamiques comme l'influence de la densité sur l'accroissement courant, par exemple, à moins de mettre en œuvre autant de matrices qu'il y aurait de niveaux de densité à tester ! La précision et le champ d'action de ce type de modèles restent donc limités.

Exemple 12.4.1 — Mise en œuvre d'un modèle de transition

Pour illustrer ce qui vient d'être dit à propos de la conception et de l'utilisation d'un modèle de transition, nous prendrons l'exemple d'une parcelle feuillue de hêtres (*Fagus sylvatica*) de 15,30 ha inventoriée à 12 ans d'intervalle, soit en 1970 et en 1982. Une éclaircie a eu lieu en 1971. Le tableau 12.4.1 fournit, par catégories de circonférence échelonnées de 10 en 10 cm, les nombres de bois relatifs aux deux inventaires complets et à l'éclaircie.

Comme dans tout calcul d'accroissement basé sur la comparaison d'inventaires et la prise en compte d'éclaircies, ces dernières sont soustraites du matériel du premier inventaire ou ajoutées au matériel du second (§ 9.4.3). Pour l'exemple considéré, les époques respectives de réalisation de l'éclaircie et du premier inventaire étant très voisines, nous avons combiné les données leur correspondant (nombres de bois par catégories de circonférence). Si cette même éclaircie avait eu lieu à mi-période, par exemple, on aurait pu affecter la moitié du matériel ligneux prélevé à chaque inventaire.

À partir du tableau 12.4.1, on peut déterminer la matrice de transition exprimée en nombre de bois stationnaires (ne changeant pas de catégorie de grosseur d'un inventaire à l'autre) ou subissant une ou plusieurs promotions de catégorie.

Pour bien fixer les idées, le processus de calcul permettant de déterminer ces nombres de bois est établi à partir des éléments constituant le tableau 12.4.2 et que l'on identifie comme suit :

- A_n = nombre de bois de la classe de circonférence n au premier inventaire A
- B_n = nombre de bois de la classe de circonférence n au second inventaire B
- S_n = stationnaires (nombre de bois restant au sein de la classe n)

P_n = promotion simple (nombre de bois passant de la classe $n-1$ à la classe n)
 DP_n = promotion double (nombre de bois passant de la classe $n-2$ à la classe n)
 TP_n = promotion triple (nombre de bois passant de la classe $n-3$ à la classe n)

Le déroulement des calculs destinés à la détermination du nombre de stationnaires et de promus s'effectue en procédant à l'analyse de chaque classe de circonférence de proche en proche à partir de la plus élevée et selon le processus explicité ci-après.

Tableau 12.4.1 — Données d'inventaire relatives à une parcelle de hêtres (nombres de bois par catégories de circonférence). **A** = premier inventaire, **E** = éclaircie, **B** = deuxième inventaire.

$C_{1,5}$ (cm)	A	E	A-E	B
35	-	-	-	-
45	486	268	218	315
55	307	129	178	156
65	198	62	136	140
75	177	69	108	117
85	152	46	106	123
95	130	42	88	109
105	143	43	100	101
115	133	38	95	98
125	160	45	115	110
135	141	35	106	102
145	151	31	120	114
155	140	18	122	119
165	125	11	114	103
175	82	11	71	121
185	62	8	54	108
195	46	13	33	73
205	20	5	15	59
215	6	4	2	34
225	7	7	0	21
235	5	1	4	5
245	1	1	0	1
Totaux			1.785	2.129

Tableau 12.4.2 — Localisation des nombres de bois stationnaires et promus par rapport aux classes de circonférence et aux inventaires. **A**= premier inventaire, **B**= deuxième inventaire.

S_1					A_1	A
		TP_{n-2}			A_{n-5}	
		DP_{n-2}	TP_{n-1}		A_{n-4}	
		P_{n-2}	DP_{n-1}	TP_n	A_{n-3}	
		S_{n-2}	P_{n-1}	DP_n	A_{n-2}	
			S_{n-1}	P_n	A_{n-1}	
				S_n	A_n	
B_1		B_{n-2}	B_{n-1}	B_n		
B						

Pour la classe de circonférence n , on écrira :

$S_n = A_n$
(le nombre de stationnaires de la classe de circonférence la plus élevée correspond au nombre de bois de cette classe présents lors du premier inventaire),

$P_n = \min (B_n - S_n; A_{n-1})$
(la valeur de P_n s'identifie à la plus petite de celles correspondant à la différence $(B_n - S_n)$ d'une part et à A_{n-1} d'autre part),

$DP_n = \max [\min (B_n - S_n - P_n; A_{n-2}); 0]$
(la valeur de DP_n s'identifie à la plus grande de celles correspondant d'une part à la plus petite des valeurs $(B_n - S_n - P_n)$ ou A_{n-2} et d'autre part à la valeur nulle),

$TP_n = \max (B_n - S_n - P_n - DP_n; 0)$
(la valeur de TP_n s'identifie à la valeur de la différence $(B_n - S_n - P_n - DP_n)$ si elle est supérieure à zéro, sinon elle est nulle).

Pour les classes $n-1$ et $n-2$, on écrira :

$$S_{n-1} = A_{n-1} - P_n$$

$$S_{n-2} = A_{n-2} - P_{n-1} - DP_n$$

$$P_{n-1} = \min (B_{n-1} - S_{n-1}; A_{n-2} - DP_n)$$

$$P_{n-2} = \min (B_{n-2} - S_{n-2}; A_{n-3} - DP_{n-1} - TP_n)$$

$$DP_{n-1} = \max [\min (B_{n-1} - S_{n-1} - P_{n-1}; A_{n-3} - TP_n); 0]$$

$$DP_{n-2} = \max [\min (B_{n-2} - S_{n-2} - P_{n-2}; A_{n-4} - TP_{n-1}); 0]$$

$$TP_{n-1} = \max (B_{n-1} - S_{n-1} - P_{n-1} - DP_{n-1}; 0)$$

$$TP_{n-2} = \max (B_{n-2} - S_{n-2} - P_{n-2} - DP_{n-2}; 0)$$

En appliquant ce raisonnement aux données du tableau 12.4.1, on obtient la matrice représentée au tableau 12.4.3 à partir de laquelle il est possible d'estimer l'accroissement moyen périodique en circonférence i_{c_i} par classes de circonférence i au moyen de la formule suivante intégrant les promotions simples (P_i), doubles (DP_i) et triples (TP_i) :

$$i_{c_i} = \frac{(P_i + 2DP_i + 3TP_i)w}{N_i n}$$

Tableau 12.4.3 — Matrice de transition exprimée en nombre de bois (données du tableau 12.4.1). **A'**=A-E=premier inventaire, **B**=deuxième inventaire.

$C_{1,5}$	45	55	65	75	85	95	105	115	125	135	145	155	165	175	185	195	205	215	225	235	245	A'	
45	0	127	91	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	218
55	0	0	49	117	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	178
65	0	0	0	0	111	25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	136
75	0	0	0	0	0	84	24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	108
85	0	0	0	0	0	0	77	29	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	106
95	0	0	0	0	0	0	0	69	19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	88
105	0	0	0	0	0	0	0	0	91	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100
115	0	0	0	0	0	0	0	0	0	93	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	95
125	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	112	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	115
135	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	106	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	106
145	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10	103	7	0	0	0	0	0	0	0	0	120
155	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	114	8	0	0	0	0	0	0	0	122
165	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	14	0	0	0	0	0	0	114
175	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	59	12	0	0	0	0	0	71
185	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	47	7	0	0	0	0	54
195	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	27	6	0	0	0	33
205	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	15	0	0	0	15
215	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	2
225	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
235	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	0	4
245	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
B	315	156	140	117	123	109	101	98	110	102	114	119	103	121	108	73	59	34	21	5	1	0	0

sachant que :

w = amplitude des classes de circonférences,

N_i = nombre de bois dans la classe de circonférence i lors du premier inventaire A ,

n = nombre d'années séparant les inventaires successifs A et B .

Si l'on ne considère que des simples, des doubles ou des triples promus, voire des combinaisons de ces cas, la formule doit être modifiée en conséquence. Pour la catégorie des 155 cm de circonférence, par exemple, dont le nombre total de bois a fait l'objet de promotions doubles et triples (114 bois passant dans la classe des 175 cm et 8 bois dans celle des 185, soit en termes de « probabilités de transition » respectivement $114/122 = 0,93$ et $8/122 = 0,07$), l'accroissement moyen périodique en circonférence est égal à :

$$\Delta C_{155} = \frac{[2(114) + 3(8)]10}{(122)(12)} = 1,72 \text{ cm}$$

Ce raisonnement appliqué à toutes les classes de grosseur donne lieu aux résultats faisant l'objet du tableau 12.4.4. Enfin le passage à la futaie PF résulte de la différence entre les nombres totaux de bois observés au deuxième et au premier inventaire duquel on a soustrait le matériel prélevé en éclaircie, soit dans le cas de l'exemple traité (cf. tableau 12.4.1) :

$$PF = 2.129 - 1.785 = 344$$

Tableau 12.4.4 — Récapitulatif des promotions et accroissements moyens périodiques en circonférence (à partir des données du tableau 12.4.3).

Circ. 1,5 m (cm)	Nombres de bois	S	P	DP	TP	Accr. circ. (cm/an)
45	218	0	127	91	-	1,18
55	178	0	49	117	12	1,49
65	136	0	0	111	25	1,82
75	108	0	0	84	24	1,85
85	106	0	0	77	29	1,89
95	88	0	0	69	19	1,85
105	100	0	0	91	9	1,74
115	95	0	0	93	2	1,68
125	115	0	0	112	3	1,69
135	106	0	0	106	-	1,67
145	120	0	10	103	7	1,65
155	122	0	0	114	8	1,72
165	114	0	0	100	14	1,77
175	71	0	0	59	12	1,81
185	54	0	0	47	7	1,77
195	33	0	0	27	6	1,82
205	15	0	0	15	-	1,67
215	2	0	0	2	-	1,67
225	0	0	0	-	-	0,00
235	4	3	1	-	-	0,21
245	0	0	0	-	-	0,00
Totaux	1.785	3	187	1.418	177	1,66

12.5. Modèles d'accroissement et de production au niveau de l'arbre

12.5.1. Nature et structure d'un modèle « arbre »

1° Dans un modèle « arbre », la croissance de chacun des individus constituant le peuplement est prise en charge et l'accroissement du peuplement correspond à la sommation des accroissements individuels exprimés au moyen de relations sur lesquelles il est possible d'agir pour « simuler » diverses conditions de croissance.

Habituellement, on distingue des modèles *indépendants* des distances entre individus⁽⁷⁾ et des modèles *dépendants* ou tributaires de ces mêmes distances⁽⁸⁾.

Les premiers concernent la croissance d'un arbre qui subit la concurrence globale du peuplement, abstraction faite de sa position par rapport à ses voisins. La croissance individuelle ou par classes de grosseur est exprimée en fonction de variables caractéristiques du peuplement telles que : âge, surface terrière à l'hectare, indice de productivité, position sociale. Généralement, ces modèles sont structurés en composantes intimement liées ayant respectivement trait à l'accroissement en grosseur, à l'accroissement en hauteur ainsi qu'à la mortalité [AVERY et BURKHART, 1983].

Les seconds imposent de connaître la localisation respective de chaque arbre soumis à la concurrence individuelle de ses voisins. À ce titre, ils sont plus complexes à élaborer, car ils doivent intégrer les effets de la compétition entre arbres, mais ils rendent mieux compte de la réaction de ceux-ci à des situations de croissance différentes et de répartition très irrégulière de l'espace vital. L'accroissement de ces arbres est estimé en fonction de caractéristiques propres, de la productivité des milieux et de l'intensité de la compétition (§ 12.5.3).

Dans les deux cas, l'élaboration du modèle peut se présenter de la manière suivante [ALDER, 1980] :

- détermination des variables d'état, caractérisant chaque arbre au début de la période considérée (ces variables peuvent être fournies par un inventaire ou peuvent être simulées à partir de distributions théoriques);
- détermination de la densité globale ou locale;
- calcul de l'accroissement de chaque arbre intégrant le facteur temps, l'état initial de la variable concernée et l'effet de la densité ou de la compétition;

⁽⁷⁾ *distance independant tree model.*

⁽⁸⁾ *distance dependant tree model.*

- élimination des arbres prélevés en éclaircie et des arbres morts ;
- détermination de la production ;
- prise en compte des arbres passés à la futaie.

Un nouvel état initial est ensuite créé et on peut procéder aux calculs portant sur la période suivante.

Une attention particulière mérite d'être accordée à la manière d'exprimer les diverses composantes que sont l'exploitation, la mortalité et le passage à la futaie. Elles sont surtout liées à la densité ou à la productivité du peuplement et pourraient être déterminées en fonction de celles-ci.

L'exploitation se traduit par l'élimination d'arbres selon des règles sylvicoles déterminées. La composante « mortalité » a un caractère aléatoire et peut être simulée en ayant recours à des processus stochastiques basés sur des fonctions de probabilité mettant le plus souvent en œuvre un indice de compétition, la dimension de l'arbre et des variables relatives au peuplement. Quant au passage à la futaie, il peut se concevoir dans le contexte de l'utilisation de distributions de probabilité portant sur la dimension des arbres.

Il faut cependant être conscient que pareils modèles, plus spécialement ceux tenant compte des distances entre arbres, ne peuvent être mis en œuvre qu'à partir d'une masse considérable de données relatives à des mesures successives réalisées au sein de placettes de production permanentes ou de dispositifs expérimentaux soigneusement suivis. Si les modèles tenant compte des distances entre individus paraissent, *a priori*, mieux pouvoir traduire la compétition, leur supériorité sur les modèles affranchis des distances n'a cependant jamais été clairement mise en évidence.

Pour les fondements de ces modèles et les liens entre niveaux arbres et peuplements, nous renvoyons le lecteur aux ouvrages de ALDER [1980], DAVIS et JOHNSON [1987], ainsi qu'aux travaux de ANDREASSEN et TOMTER [2003], ÈK et MONSERUD [1974], MARTIN et ÈK [1984], MUNRO [1974], OTTORINI [1978], PORTE et BARTELINK [2002], SOMERS et NEPAL [1994].

2° Dans les modèles évoqués ci-avant, les variables sur lesquelles porte l'accroissement des arbres sont pratiquement toujours le diamètre ou la surface terrière (le volume pouvant en être déduit). Des travaux ont été réalisés pour déterminer quel est le meilleur de ces paramètres à prendre en compte. On peut avancer l'idée que dans la plupart des cas le choix a été effectué arbitrairement. BELLA [1971] et JOHNSON [1973] ont fait ressortir l'existence de corrélations plus élevées entre divers indices de compétition et l'accroissement en surface terrière qu'entre ceux-ci et l'accroissement en diamètre. Mathématiquement on peut évidemment montrer que, pour deux arbres ayant le même accroissement en diamètre, celui ayant le plus grand diamètre initial présente l'accrois-

sement en surface terrière le plus élevé. JOHNSON suggère que cela pourrait être l'explication de plus fortes corrélations avec l'accroissement en surface terrière et justifierait un avantage «théorique» à utiliser la surface terrière. WEST [1980], étudiant des forêts d'eucalyptus en Tasmanie et de feuillus en Ontario, confirme l'observation des corrélations plus élevées en utilisant la surface terrière. Selon l'auteur, on pourrait interpréter cela en faveur de l'accroissement en surface terrière, mais il n'est pas évident que les précisions des estimations des diamètres futurs effectuées avec un accroissement en diamètre plutôt qu'avec un accroissement en surface terrière diffèrent beaucoup.

Cela revient à considérer que la meilleure corrélation obtenue en utilisant l'accroissement en surface terrière n'exprimerait probablement rien d'autre que la dépendance partielle obligatoire de l'accroissement en surface terrière vis-à-vis du diamètre initial. Il n'existe pas *a priori* de raison particulière d'exprimer la croissance en accroissement en diamètre ou en accroissement en surface terrière.

Si certains auteurs tels que ZHANG et al. [2004] préfèrent modéliser la croissance en surface terrière, cela est dû au fait qu'il existe une relation linéaire plus forte entre cette variable et la croissance en volume.

12.5.2. Notion de compétition

Nous avons vu dans le paragraphe 12.5.1 que les modèles de production individuelle basés sur les distances entre arbres impliquaient la prise en compte des effets de la compétition. Dans un peuplement, il est indéniable que la croissance d'un arbre est largement conditionnée par la proximité et la dimension de ses voisins [TOME et BURKHART, 1989].

Si l'on veut particulariser les conditions de croissance et d'exploitation de l'espace vital d'un arbre, on peut introduire le concept de densité «locale» (§ 7.5.2), qui est généralement exprimé par un indice de concurrence.

La notion habituelle de densité au sens où nous l'avons entendue antérieurement (§ 7.5) n'est pas applicable ici, car elle résulte de mesures effectuées au sein de surfaces déterminées, et les arbres contribuent à sa détermination en proportion directe de leurs dimensions, abstraction faite de leur répartition autour du point pour lequel on souhaite estimer la densité [SPURR, 1962].

12.5.3. Quelques expressions quantitatives de la compétition

À titre d'exemple, nous présentons ci-après diverses expressions qui ont été utilisées en vue de caractériser, au moyen de valeurs numériques, les condi-

tions locales de croissance d'arbres au sein d'un peuplement. Ces expressions tiennent ou non compte des distances séparant les arbres les uns des autres. Force est de constater que ces expressions, souvent peu aisées à mettre en œuvre, apportent, dans beaucoup de circonstances, une contribution moins élevée que prévue à l'explication de la variabilité de la croissance individuelle, par ailleurs déjà largement maîtrisée par la seule grosseur de l'arbre.

• ***Indices dépendants des distances entre individus***

La plupart des indices de ce type sont basés sur des approches qui peuvent être regroupées en trois catégories impliquant :

- la mesure de « zones d'influence » hypothétiques traduisant l'importance de recouvrements entre arbres voisins ;
- la détermination de « polygones d'espace de croissance » traduisant la surface potentiellement disponible pour la croissance de chaque arbre ;
- la prise en compte de rapports de diamètres et de distances entre arbres.

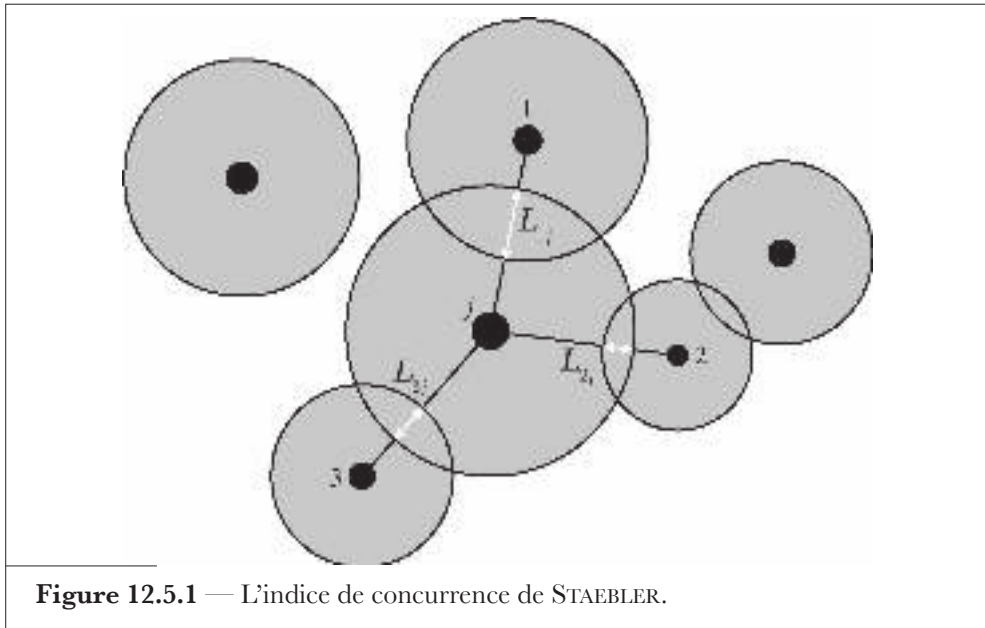
Quelques-uns de ces indices sont présentés, à titre d'exemples, dans les lignes qui suivent.

Indices basés sur les zones d'influence

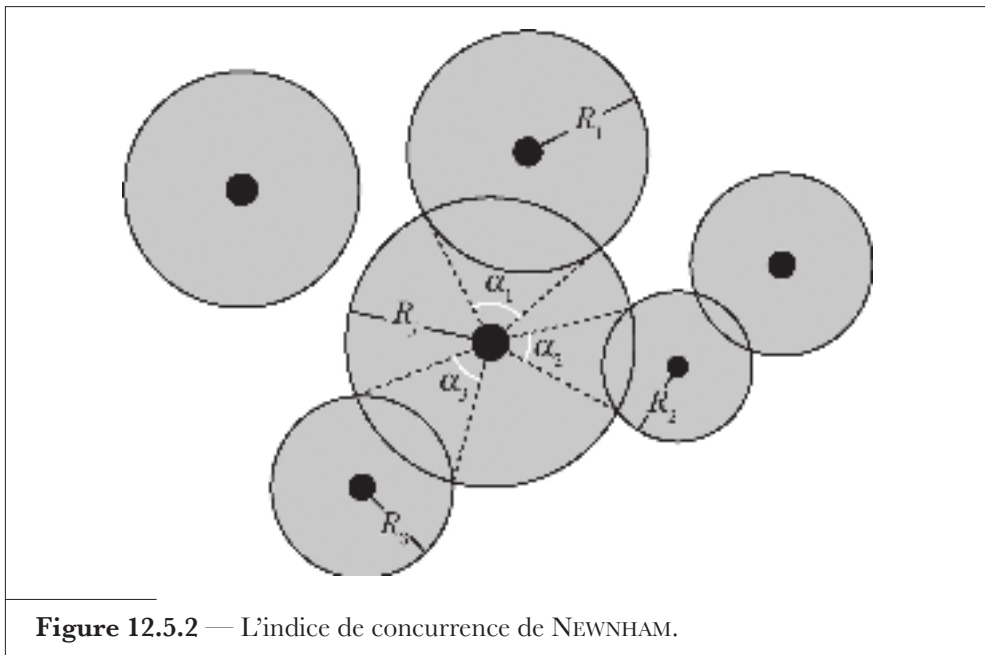
La concurrence exercée par un arbre donné peut être définie au moyen d'une zone circulaire appelée « zone d'influence » ou « cercle de concurrence » qui est censée correspondre à la surface théorique maximale horizontale (représentant aussi l'extension du système racinaire) que pourrait utiliser un arbre ou la surface sur laquelle celui-ci entre en compétition avec d'autres pour exploiter la potentialité du milieu. De la même manière, les arbres voisins ont leurs propres zones d'influence, la sommation des parties communes de ces zones, aussi appelées « contributions élémentaires », représente le degré de concurrence. Pour des raisons pratiques, ces zones sont assimilées aux projections horizontales des houppiers. Quant aux contributions élémentaires, elles sont appréciées de plusieurs manières au moyen d'indices correspondant à des mesures linéaires, angulaires ou surfaciques.

STAEBLER [1951] propose de prendre en considération une mesure linéaire des parties communes aux cercles de concurrence (Figure 12.5.1). L'indice de concurrence IC pour un arbre j soumis à la compétition de n autres arbres résulte de la sommation des parties de rayons L_{ij} (en pieds, un pied équivaut à 0,3048 m) communes aux projections horizontales, supposées circulaires, des houppiers, soit :

$$IC_j = \sum_{i=1}^n L_{ij}$$



Une autre façon d'exprimer les contributions élémentaires est présentée par NEWNHAM [1964]. Celui-ci fait intervenir la mesure des angles constitués par les lignes de visée sur les points d'intersection des zones d'influence d'arbres voisins (Figure 12.5.2).



L'indice de NEWNHAM s'écrit de la manière suivante :

$$IC_j = \frac{1}{2\pi} \sum_{i=1}^n \alpha_i \frac{R_i}{R_j}$$

où α_i = angles (en degrés) entre lignes de visée allant du centre de l'arbre soumis à la compétition j vers les points d'intersection des zones d'influence des arbres voisins i ,

R_i = rayons des zones d'influence des arbres compétiteurs (en pieds),

R_j = rayon de la zone d'influence de l'arbre j soumis à la compétition (en pieds).

Il exprime la proportion de circonférence de la zone d'influence couverte par les zones d'influence des compétiteurs.

La compétition entre arbres peut aussi se concevoir sous la forme du modèle proposé par BELLA [1971] qui s'appuie sur les deux principes suivants :

- la zone d'influence de chaque arbre est en relation directe avec sa grosseur;
- l'intensité et la nature des interactions entre sujets dépendent de la distance les séparant, de la dimension relative de l'arbre soumis à la compétition et de celle de ses compétiteurs.

BELLA propose une extension du concept de la zone d'influence. L'effet total de compétition de chaque arbre est une fonction du recouvrement de sa zone d'influence par celles de ses compétiteurs. L'effet de ceux-ci dépend de leur dimension par rapport à celle de l'arbre témoin, pondérée par un exposant. L'indice de compétition s'écrit dès lors :

$$IC_j = \sum_{i=1}^n \left(\frac{SR_{ij}}{S_j} \right) \left(\frac{d_i}{d_j} \right)^k$$

où SR_{ij} = surface de recouvrement (en pieds carrés) des zones d'influence relatives à l'arbre i et à l'arbre j soumis à la compétition (intersection des zones d'influence),

S_j = zone d'influence de l'arbre j (en pieds carrés),

d_i et d_j = diamètres de l'arbre compétiteur i et de l'arbre soumis à la compétition j (en pieds),

n = nombre d'arbres compétiteurs pour lesquels il y a intersection entre les zones d'influences et celle de l'arbre soumis à la compétition,

k = exposant à estimer.

L'étude de BELLA, conduite sur des données issues de placettes permanentes équiennes de tremble (*Populus tremula*), d'eucalyptus (*Eucalyptus* sp.), de

deux pins (*Pinus* sp.) et de douglas (*Pseudotsuga* sp.), a montré des effets faibles mais significatifs de l'indice proposé sur l'accroissement.

Dans un contexte assez comparable, HEGYI [1974] propose une expression de l'indice de compétition d'application nettement plus simple basée sur la prise en considération des diamètres de houppiers et des distances entre arbres. Pour un arbre donné j , cet indice s'écrit :

$$IC_j = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(d_{ho})_i \cdot 1}{(d_{ho})_j \cdot L_{ij}} \right]$$

où $(d_{ho})_i, (d_{ho})_j$ = diamètres des houppiers de l'arbre compétiteur i et de l'arbre soumis à la compétition j (en pieds),

L_{ij} = distance entre l'arbre compétiteur i et celui soumis à la compétition j (en pieds),

n = nombre d'arbres compétiteurs (compris dans un cercle de rayon fixé et centré sur l'arbre soumis à la compétition ou interceptés par un angle critique (ou *FST*) préfixé (via relascope de BITTERLICH ou prisme relascopique (§ 13.10.3)) dont le balayage est effectué à partir du «centre» de l'arbre soumis à la compétition.

OPIE [1968] base également la notion de compétition entre individus sur l'appréciation de zones d'influence. La compétition entre arbres s'installe dès que leurs zones d'influence viennent en contact. OPIE utilise, comme le fait également SPURR [1962], les propriétés de la méthode de l'angle critique (§ 8.7.2 et 13.10.3). En choisissant un facteur de surface terrière adapté aux conditions du peuplement, il est possible de déterminer si la zone maximale d'influence d'un arbre chevauche ou non le point de sondage. De même, on peut estimer la limite de la zone maximale d'influence d'un arbre en déplaçant le point de sondage jusqu'à ce que cet arbre sous-tende exactement l'angle limite. Il en résulte que l'on peut délimiter la zone maximale d'influence d'un arbre donné et déterminer pour chaque point à l'intérieur de cette zone, le nombre d'autres arbres (compétiteurs) dont les zones d'influence recouvrent aussi ce point. Cela revient à admettre que le rayon de la zone d'influence est proportionnel au diamètre des arbres.

Supposons un arbre 0 entouré de cinq voisins dont trois compétiteurs directs (Figure 12.5.3); on constate immédiatement que, selon les points considérés au sein de la zone d'influence de l'arbre 0, plusieurs zones d'influence peuvent se recouvrir. La surface de chacune de ces sous-zones est mesurée et est utilisée comme élément de pondération. L'intensité de la compétition vis-

à-vis de l'arbre 0 est estimée par la densité de surface terrière (m^2/ha) découlant de l'expression :

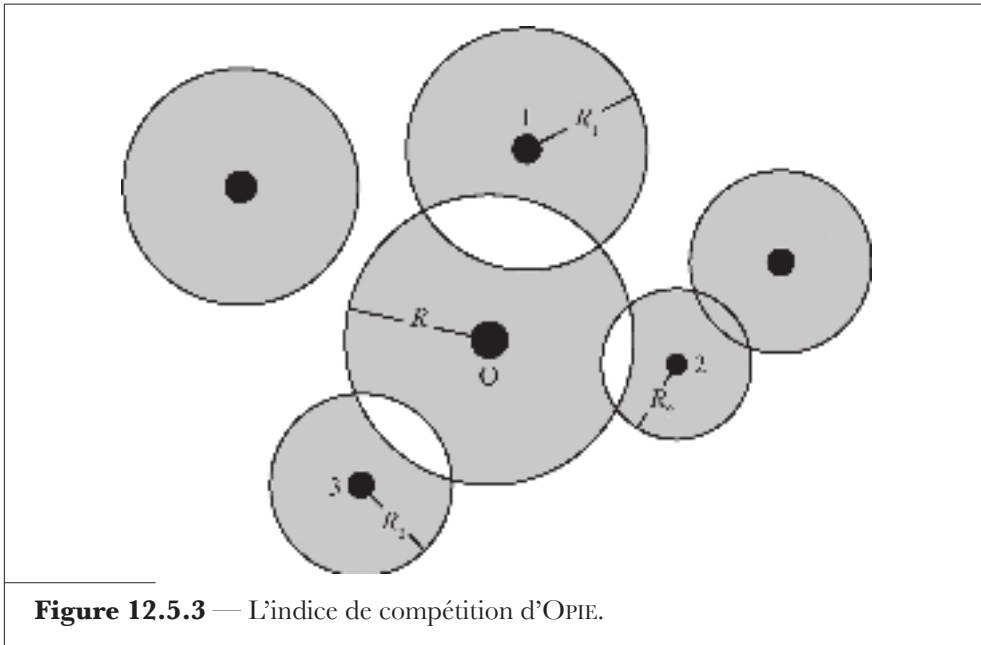
$$DST = \left(FST / \sum_{i=1}^n S_i \right) \sum_{i=1}^n (S_i i)$$

dans laquelle :

FST = facteur de surface terrière utilisé (m^2/ha),

n = nombre le plus élevé de zones d'influence (y compris celle de l'arbre témoin soumis à la compétition) communes à un point à l'intérieur de la zone d'influence de l'arbre témoin,

S_i = surface couverte par les portions des i cercles (celui relatif à l'arbre témoin étant compris). La sommation des surfaces S_i correspond à la surface de la zone d'influence de l'arbre témoin tandis que la sommation des $(S_i i)$ correspond à la surface totale des portions de toutes les zones impliquées dans les recouvrements.



Cette estimation concerne la «zone de comptage» ou d'influence de l'arbre soumis à la compétition, et représente la valeur moyenne de densité ou de recouvrement obtenue pour un nombre infini de points de sondage. La méthode est surtout recommandable dans le contexte d'études demandant une assez grande précision, en vue d'estimer, par exemple, l'accroissement ou la production sur pied.

Il est intéressant de noter que, selon ALEMDAG [1978b], parmi huit indices testés sur plusieurs conifères, ceux de BELLA et de HEGYI seraient les plus recommandables pour rendre compte de la compétition.

Indices basés sur des polygones d'espace de croissance

Certaines tentatives d'estimation de l'importance de la concurrence dans le voisinage d'un arbre ont porté sur la mise en œuvre de méthodes géométriques supposant la connaissance de la localisation des arbres (angles, coordonnées, ...). Plusieurs modalités de localisation ont été envisagées, dont une consistant à tracer autour de chacun des arbres d'un peuplement une zone («pavé») délimitée par les médiatrices des segments reliant un arbre à ses voisins. Le polygone ainsi construit est une représentation de l'espace vital de chaque arbre et connue sous le nom de «surface potentiellement disponible». La zone de contact des houppiers de deux arbres voisins de dimensions différentes étant plus proche du petit que du gros arbre, l'idée est de corriger cet effet en cherchant à mieux pondérer les influences respectives.

Plutôt que de considérer la médiatrice, une autre idée [MOORE et al., 1973] a été de tracer les perpendiculaires aux segments reliant les positions respectives des arbres non plus au milieu de ces segments mais en un point partageant ces segments dans un rapport fonction du «poids» (diamètre) des arbres (Figure 12.5.4). En l'occurrence, ce point est calculé, dans l'hypothèse d'un arbre i et d'un voisin j , en partageant le segment ij les reliant selon le rapport :

$$d_j^2 / (d_j^2 + d_i^2)$$

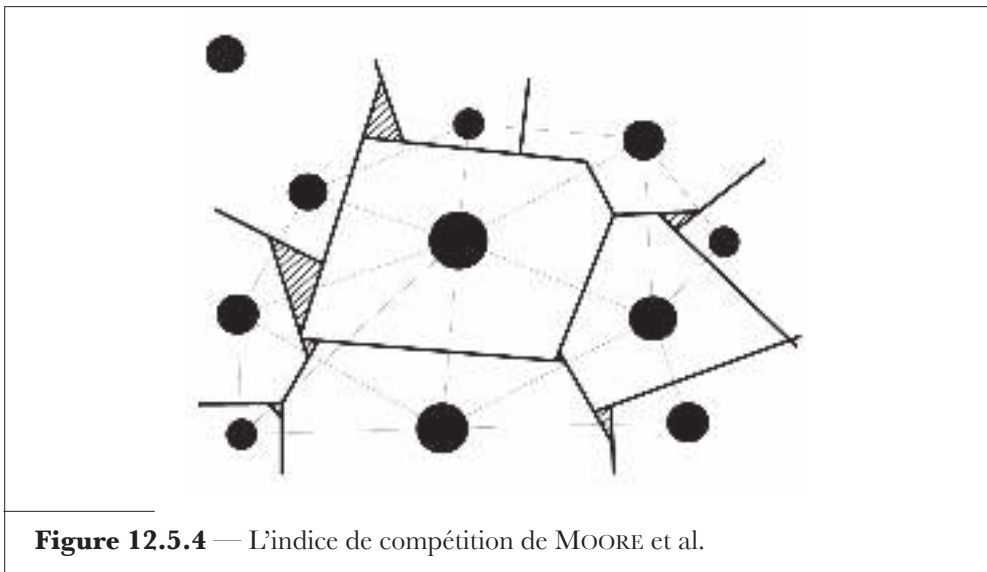


Figure 12.5.4 — L'indice de compétition de MOORE et al.

où d_j = diamètre de l'arbre j soumis à la compétition,
 \hat{d}_i = diamètre de l'arbre compétiteur i .

Il en résulte que la distance I_{ij} séparant l'arbre i soumis à la compétition du point intermédiaire pondéré par lequel passe la perpendiculaire à la distance L_{ij} entre ce même arbre i et son compétiteur j s'écrit :

$$I_{ij} = \frac{d_j^2}{d_j^2 + d_i^2} L_{ij}$$

D'autres variables que les diamètres peuvent évidemment être utilisées : hauteur de houppier, hauteur totale, etc.

Indices basés sur des rapports de diamètres et de distances entre arbres

L'indice le plus répandu répondant à ce type est basé sur la somme des rapports entre les diamètres d'arbres compétiteurs et celui d'un arbre soumis à la compétition pondérés par les distances entre ces mêmes arbres [HEGYI, 1974] :

$$IC = \sum_{i=1}^n \frac{d_i/d_j}{L_{ij}}$$

où

d_i = diamètre de l'arbre compétiteur,
 d_j = diamètre de l'arbre soumis à la compétition,
 L_{ij} = distance entre l'arbre i et l'arbre j ,
 n = nombre total d'arbres compétiteurs à l'intérieur d'un cercle de rayon donné.

LORIMER [1983] a analysé cet indice au travers d'expérimentations menées en forêts feuillues. Le fait de doubler le diamètre d'un arbre compétiteur a pour effet de doubler sa contribution dans la valeur totale de l'indice et doubler la distance à l'arbre soumis à la compétition réduit la contribution de compétiteur de moitié. Il apparaît donc aussi que de gros arbres situés à proximité de celui soumis à la compétition sont supposés exercer une plus grande compétition que de plus petits arbres situés plus loin. Ce type d'indice n'a donc pas d'interprétation spatiale claire, bien que son inverse soit proportionnel à la somme des distances perpendiculaires aux côtés du polygone d'espace de croissance de l'arbre soumis à la compétition (même si, pour des raisons de contraintes géométriques, certains compétiteurs inclus dans le calcul de l'indice ne pourraient être pris en considération).

En d'autres termes, une question importante est de pouvoir estimer le nombre d'arbres compétiteurs à prendre en compte pour donner un sens à l'indice. Une véritable étude de sensibilité a été entreprise sur l'influence de l'élimination ou de la modification de la variable « distance d'éloignement », du remplacement du diamètre par la surface terrière et surtout de la sélection du rayon R d'un cercle incluant les compétiteurs (*search radius*).

Si les compétiteurs sont sélectionnés à partir d'un rayon fixe, la compétition ira en diminuant au cours du temps avec la diminution du nombre d'arbres et l'augmentation subséquente des distances entre arbres. En d'autres termes, il est donc important de rendre cet indice indépendant de l'âge et uniquement dépendant de la disposition spatiale relative des arbres. La seule modification du rayon du cercle comportant les arbres compétiteurs ne rend pas l'indice indépendant de l'âge, car la distance absolue entre arbres continue d'augmenter avec l'âge et contribue à réduire l'importance de l'indice. Cette question peut être résolue en relativisant les distances en fonction du rayon R , soit en divisant les distances entre arbres par celui-ci, ce qui conduit à proposer le nouvel indice :

$$IC = \sum_{i=1}^n \frac{d_i/d_j}{L_{ij}/R}$$

si $R = kC_m$, k étant une constante et C_m la valeur correspondant au rayon moyen des couronnes des arbres voisins dominants (ou à défaut du rayon du houppier de l'arbre soumis à la compétition).

Le rayon (*search radius*) est laissé à l'appréciation de l'opérateur. Dans la plupart des cas d'application, cependant, on recommande de le fixer à 3,5 fois le rayon moyen des couronnes d'arbres de l'étage dominant [LORIMER, 1983]. Cette distance paraît être suffisamment grande pour maîtriser les importantes variations locales de densité autour de l'arbre soumis à la compétition, et la corrélation entre l'indice lui-même et la croissance de l'arbre est proche du maximum observé.

• *Indices indépendants des distances entre individus*

Le potentiel de concurrence d'un arbre peut aussi être exprimé en comparant la dimension de cet arbre à la distribution des dimensions de tous ceux constituant le peuplement auquel il appartient.

Par exemple, si le houppier, la hauteur ou le diamètre d'un arbre sont relativement petits par rapport à la moyenne de ces mêmes caractéristiques pour le peuplement en général, tout porte à croire que cet arbre est ou a été soumis à une forte concurrence, bien que de petits arbres puissent être do-

minants ou codominants au sein de peuplements peu réguliers ou structurés en petits groupes d'arbres.

On utilise habituellement des indices de compétition basés sur la seule grosseur des arbres et n'intégrant donc pas leur spatialisation. Parmi ceux-ci, il en est un qui correspond au rapport existant entre la surface terrière g_j (en m^2) de l'arbre j soumis à la concurrence et la surface terrière \bar{g} (en m^2) de l'arbre moyen du peuplement (arbre de surface terrière moyenne) :

$$IC = g_j / \bar{g}$$

L'arbre est d'autant plus compétitif que ce rapport est élevé. Cet indice, qui peut aussi prendre la forme d_j^2 / d_g^2 (d_g = diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne), mesure avant tout un statut d'arbre en relation avec des conditions moyennes du peuplement (fonction de la sylviculture) davantage que la pression exercée par les conditions de son environnement immédiat.

Plus généralement, on peut définir, de manière très globale sans doute, des indices de ce type comme étant des rapports entre une dimension d'un arbre donné et une expression de la dimension moyenne du peuplement :

$$IC = d_i / d_m, \quad IC = d_i / d_{max}, \quad IC = d_i / d_{dom}$$

les diamètres d pouvant bien entendu être remplacés par les surfaces terrières g . Les indices m , max et dom se référant respectivement à un diamètre moyen quadratique, à un diamètre maximum et à un diamètre dominant (= moyenne quadratique des 100 plus gros bois à l'hectare).

Une autre manière de formuler la concurrence est de prendre en compte la surface terrière (en m^2) cumulée, ramenée à l'hectare, des arbres plus gros ($g_s > g_i$) que l'arbre j soumis à la concurrence :

$$IC = \sum g_s$$

Cet indice, qui exprime la position relative ou le statut social de l'arbre au sein du peuplement, est utilisé par STAGE [1973] dans la mise en œuvre du remarquable modèle PROGNOSIS (§ 12.5.4) ainsi que par LEJEUNE [1994], MONSERUD et STERBA [1996] dans la modélisation de l'accroissement individuel d'arbres aussi bien en futaies régulières qu'irrégulières. L'arbre est d'autant plus compétitif que la surface terrière de l'ensemble de ceux plus gros que lui est peu élevée. Sans doute est-il préférable que ces indices se réfèrent à des échantillons de même surface en utilisant les mêmes modalités de sélection des arbres d'un endroit à l'autre.

Enfin, un autre indice non dépendant des distances est généralement recommandé en raison de sa simplicité et de sa capacité supérieure à celle de

beaucoup d'autres d'expliquer la croissance individuelle d'arbres au sein de modèles appropriés (§ 12.5.4). Il est basé sur l'expression suivante :

$$IC = \sum_{i=1}^n d_i / d_j$$

où d_i = diamètre des arbres compétiteurs,
 d_j = diamètre de l'arbre soumis à la compétition.

Il prend en compte à la fois la dimension relative de l'arbre j soumis à la compétition et le niveau de densité du peuplement, étant donné que cet indice augmente avec l'augmentation du nombre de compétiteurs par unité de surface.

Une version équivalente d'application plus rapide sur le terrain s'écrit :

$$IC = \left(\sum_{i=1}^n d_i \right) / d_j$$

S'il est prévu que chaque arbre sujet à la compétition ait une zone circulaire d'influence (compétition) avec un rayon (*search radius*) constant, l'inconvénient est que seul un arbre sujet à la compétition peut être localisé au centre de chaque placette, à moins que les positions des arbres ne soient cartographiées. Cependant, on peut supposer que la zone en question ne soit pas parfaitement circulaire. Dans ces conditions, plusieurs arbres sujets à la compétition pourraient être inclus à proximité du centre de chaque placette et on pourrait éviter de devoir les cartographier.

• *Indices basés sur le développement des houppiers*

Ces indices impliquent la réalisation de mesures portant généralement sur le développement des houppiers des arbres ou tenant compte des dimensions de ceux-ci comparées à des valeurs moyennes. L'intensité de la concurrence est mesurée par ses effets sur le développement des houppiers. Dans ce contexte, les travaux de quelques pionniers tels que ARNEY [1972], HONER [1972] et MITCHELL [1975] méritent d'être mis en évidence.

ARNEY a élaboré un indice de concurrence pour le douglas. Cet indice défini au niveau de chaque verticille est égal, par convention, à 100 au-dessus de l'endroit où les houppiers se touchent, puis augmente au-dessous de cet endroit.

HONER propose un indice basé sur le rapport de la surface maximale de houppier que peut normalement atteindre un arbre – eu égard à sa hauteur – à la surface réellement observée de ce houppier.

Une des approches les plus remarquables est l'œuvre de MITCHELL qui, étudiant le douglas (*Pseudotsuga* sp.), a établi un indice correspondant au rapport du volume réel de feuillage de chaque arbre au volume théorique, c'est-à-dire maximum, de feuillage déterminé par la hauteur de l'arbre. Ce rapport varie de manière étroite avec la concurrence et permet d'expliquer l'évolution des accroissements annuels en volume.

Plusieurs indices de compétition de houppier ont fait l'objet de développements intéressants dans le cadre de modélisations de croissance aussi bien d'arbres que de peuplements [PREVOSTO, 2005].

L'indice de BIGING et DOBBERTIN [1995] basé sur la somme des houppiers (couronnes) compétiteurs et l'indice de PRETZSCH [1995] s'appuyant sur le calcul d'un angle d'occultation pondéré par un rapport de sections de houppiers.

Le premier s'écrit :

$$IC_j = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \left(\frac{VCa_i}{VC_j} \right)$$

VC_j représentant le volume du houppier d'un arbre soumis à la compétition et VCa_i le volume du houppier au-dessus de l'intersection a_i d'un arbre compétiteur i , cette intersection correspondant à l'endroit de sa tige où il est touché par un angle (cône d'ouverture) de 80° centré sur le sujet objet de la compétition.

Quant au second, il est exprimé par la relation :

$$IC_j = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \beta_{ij} \left(\frac{SC_i}{SC_j} \right)$$

β est l'angle d'occultation de la couronne tandis que SC_i et SC_j représentent les sections du houppier situées à 60% de la hauteur totale des arbres (i = compétiteur et j = soumis à la compétition). L'angle d'ouverture de 60° , lui-même aussi considéré à partir d'un niveau égal à 60% de la hauteur totale, correspond à la position du soleil au cours du mois de juin (période où l'activité photosynthétique serait la plus élevée). Les compétiteurs sont composés des arbres qui pénètrent dans un cône de lumière d'angle donné et centré sur l'arbre objet de la compétition.

Le coût de construction de ces indices est cependant élevé et les mesures à réaliser difficiles, voire peu fiables. C'est la raison pour laquelle des relations de type allométrique sont parfois préconisées comme alternatives aux mesures directes pour évaluer les caractéristiques des houppiers.

Dans le même répertoire d'indices privilégiant les phénomènes d'ombrage ou de réduction de lumière, on peut encore citer l'indice de SCHÜTZ [UNG et al., 1997] utilisé en futaies mélangées et d'âges multiples. Il présente la propriété de comporter une composante verticale (permettant d'appréhender la position sociale de l'arbre par rapport à ses voisins) et une composante horizontale (permettant d'estimer l'espace disponible pour l'expansion horizontale).

Cet indice répond à la formulation suivante pour deux arbres i et j en compétition :

$$IC_i = \sum_{\substack{i=1 \\ j \neq i}}^n 0,65 \left(\frac{h_j - h_i}{r_i + r_j} \right) + \left(0,5 - \frac{E_{ij}}{r_i + r_j} \right)$$

h_i et h_j = hauteurs des arbres i et j ,

r_i et r_j = rayons des houppiers des arbres i et j ,

E_{ij} = distance entre les bords de projection horizontale des houppiers des arbres i et j .

0,65 est le rapport entre les effets verticaux représentés par le facteur multiplicatif $[(h_j - h_i)/(r_i + r_j)]$ et les effets horizontaux représentés par le second terme entre parenthèses au sein de l'équation.

Un arbre voisin j est considéré comme compétiteur si :

$$E_{ij} \leq 0,5(r_i + r_j) + 0,65(h_j - h_i)$$

12.5.4. Exemples de modèles « arbre »

La conception de modèles qui rendent compte de la croissance et du développement des arbres s'appuie largement sur la notion de compétition entre individus au sein d'un peuplement.

Les modèles *dépendants* des distances entre arbres sont sensiblement plus complexes que les modèles *indépendants* de ces distances. Ils nécessitent de cartographier le peuplement ou la portion de peuplement à étudier (repérage de la position de chaque arbre dans un système de coordonnées polaires ou cartésiennes, par exemple) et sont davantage utilisés pour rencontrer des objectifs didactiques ou de recherche ; en cela ils offrent de remarquables possibilités de simulation.

Il est assez significatif de constater que les progrès enregistrés dans l'élaboration de ces modèles dépendent largement de l'existence de dispositifs expérimentaux ainsi que de la connaissance que l'on a de la sylviculture des essences et des mécanismes de croissance des arbres [HANN et RIITERS, 1982].

À ce titre, il est incontestable que MITCHELL [1975], en matière de modèles d'arbres dépendants des distances, et STAGE [1973], pour ce qui concerne les modèles d'arbres indépendants des distances, restent des précurseurs.

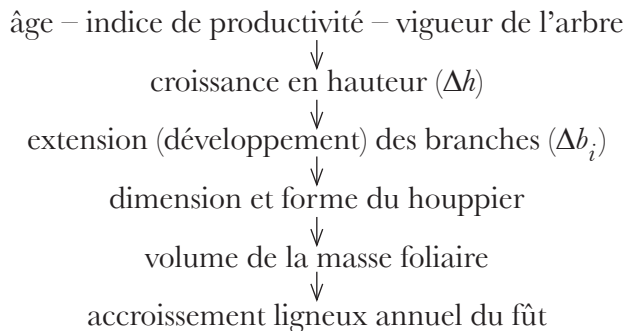
Afin de mieux faire ressortir les principales hypothèses de construction, les grands principes de fonctionnement de pareils modèles et les objectifs qu'ils poursuivent, nous analyserons succinctement le modèle de MITCHELL ainsi que le modèle «PTAEDA» développé par DANIELS et BURKHART [1975], qui considèrent tous deux les distances entre sujets, puis nous définirons les grandes lignes des modèles «PROGNOSIS» de STAGE et «ORGANON», œuvre de l'équipe de HANN [*in* : HOULLIER et al., 1991], qui sont affranchis de ces mêmes distances.

• *Modèles dépendants des distances entre arbres*

Conçu à l'origine pour le douglas (*Pseudotsuga* sp.), le modèle de MITCHELL a été adapté à d'autres conifères de Colombie britannique.

Ce modèle s'articule en deux composantes : l'une traite du développement des arbres en croissance libre et l'autre inclut les effets de la compétition, liée aux distances entre arbres et à leur statut social, sur l'accroissement.

La formulation du modèle repose sur la prise en compte de plusieurs éléments liés selon la logique suivante, qui exige une analyse fouillée des phénomènes de croissance des différentes parties d'un arbre :



Des relations mathématiques et empiriques sont mises en œuvre dans la situation de non-compétition en vue d'estimer l'accroissement en hauteur de l'arbre, le volume maximum de la masse foliaire ainsi que la distribution des accroissements le long de la tige et d'en déduire la forme générale de celle-ci, sachant que :

$$\Delta h = f(I_0, A)$$

et

$$\Delta b_i = f(k, L_i, c)$$

où I_0 = indice de productivité,
 A = âge de l'arbre,
 Δb_i = extension (élongation) d'une branche i ,
 k = coefficient mettant en relation la croissance des branches et la croissance en hauteur de l'arbre,
 L_i = distance séparant le sommet d'un arbre de la base d'une branche i ,
 c = courbure du profil du houppier.

Ce même type de relations est envisagé en situation de compétition entre tiges de telle sorte que l'accroissement du volume foliaire dépendant de l'accroissement en hauteur implique la prise en compte d'une interaction I qui est fonction des distances entre arbres et du statut social de ceux-ci. Elle fait intervenir les différences de croissance des branches et les différences de longueur de houppier liées à l'intensité de la compétition exercée.

Dans ces conditions, les relations précédentes s'écrivent :

$$\Delta h = f(I_0, A, I)$$

et

$$\Delta b_i = f(\Delta h, I)$$

Par mise en liaison des accroissements observés avec et sans compétition, l'application, à chaque arbre, de la stratégie évoquée permet de passer à l'échelle du peuplement. Outre la capacité du modèle à définir l'évolution de la forme de la tige au cours du temps, il est possible d'aborder des aspects de qualité en précisant la localisation et la taille des nœuds dans le bois ainsi que la distribution des largeurs de cernes dans la tige.

Le modèle «PTAEDA» a été conçu pour simuler l'accroissement de plantations de pin blanc (*Pinus taeda*) sur différents milieux et avec différentes densités de plantation, en vue d'estimer l'impact d'éclaircies, de la fertilisation et de la préparation du sol sur la croissance. Le modèle considère deux phases : la première prend en charge le développement des plants (croissance juvénile) jusqu'à l'apparition de la compétition entre sujets, la seconde modélise, pour chaque arbre, l'accroissement annuel du diamètre, de la hauteur et du houppier.

La croissance juvénile est exprimée à partir d'un ensemble d'équations établies à l'échelle du peuplement, les dimensions individuelles des arbres étant générées par l'utilisation de la distribution de WEIBULL (§ 7.3.2) pour ce qui concerne les diamètres. La hauteur totale et la hauteur du houppier sont issues d'équations tenant compte du diamètre et de paramètres relatifs au peuplement tels que : la hauteur dominante, l'âge et le rapport entre les nombres d'arbres plantés et d'arbres survivants.

La modélisation de la croissance du peuplement, une fois le stade de la compétition entre arbres atteint, postule d'abord que l'on identifie le statut compétitif de chaque arbre, via l'indice de HEGYI (§ 12.5.3).

Ensuite, les accroissements en hauteur et en diamètre sont calculés pour des arbres en croissance libre ; ces accroissements maximaux « potentiels » sont corrigés par un facteur reflétant la situation de compétition des arbres et utilisant les valeurs, qui leur sont propres, de l'indice de compétition et de hauteur relative de houppier vivant. Ces indices interviennent aussi comme variables explicatives d'une équation exprimant la probabilité que chaque arbre considéré soit vivant à un âge donné.

Le modèle «PTAEDA» permet aussi de réaliser des simulations en matière d'éclaircie en spécifiant le nombre d'arbres à prélever entre des limites de diamètre déterminées ou en éliminant des lignes entières d'arbres.

• *Modèles indépendants des distances entre arbres*

Le modèle «PROGNOSIS»⁽⁹⁾, élaboré par STAGE, a été développé pour simuler la croissance de peuplements résineux, aussi bien naturels qu'artificiels, rencontrés dans la partie nord des montagnes Rocheuses. L'objectif était de fournir des estimations quantitatives fiables de l'incidence d'interventions sylvicoles, de la préparation du sol ou encore de modalités de régénération sur l'évolution de peuplements relevant de différentes conditions de croissance, d'état sanitaire, de mélange et de structure.

Ce modèle met en œuvre des variables non seulement relatives à l'arbre mais aussi au peuplement et aux conditions du milieu et il s'articule en quatre grands types de relations ou sous-modèles. La finalité de ceux-ci est d'expliquer, pour chaque arbre généralement mesuré au sein d'unités d'échantillonnage à surface définie ou non (§ 13.3), les caractéristiques suivantes :

- l'accroissement en diamètre, en fonction de variables du milieu, du diamètre, de la proportion de houppier (§ 3.4.2), de la pression de concurrence qui s'exerce dans le peuplement, de la position de l'arbre dans le peuplement (statut compétitif) ;
- l'accroissement en hauteur, en fonction de variables du milieu, du diamètre et de la hauteur ;
- la proportion de houppier, en fonction de variables du milieu, du diamètre, de la hauteur, de la surface terrière, de la position de l'arbre dans le peuplement et de la compétition exercée par les voisins ;
- la mortalité probable, en fonction de la dimension de l'arbre (diamètre, hauteur), et de la différence d'état du peuplement par rapport au maximum possible de surface terrière et par rapport à une densité normale.

⁽⁹⁾ PROGNOSIS est téléchargeable à partir du site internet : <https://essa.com/explore-essa/tools/fvsprognosis/>

Le sous-modèle d'accroissement en diamètre est le moteur du système, d'autant plus qu'il contient un élément aléatoire basé sur la distribution des erreurs relatives des données d'inventaire et qu'après une première période de prévision, le diamètre prédit intervient comme variable explicative dans les autres sous-modèles.

Il est aussi très intéressant de noter que l'âge n'apparaît pas dans les équations et que la productivité du milieu n'est plus déterminée par la hauteur dominante atteinte à un âge donné ; on préfère l'estimer au moyen de caractéristiques du milieu telles que l'altitude, l'exposition, le type topographique, la localisation géographique ou encore l'une ou l'autre combinaison de ces variables.

La compétition, facteur également déterminant à maîtriser, est présente aussi bien à l'échelle du peuplement, en termes de densité, qu'à celui de l'arbre lui-même. Dans le premier cas, elle est traduite par le facteur de compétition des houppiers et dans le second, par l'indice correspondant à la surface terrière cumulée des arbres plus gros que l'arbre pris en considération (§ 12.5.3).

Le modèle PROGNOSIS a fait l'objet d'améliorations, dont l'une des plus importantes a été d'inclure une composante « régénération » [FERGUSON et CROOKSTON, 1991] envisagée sous la forme d'un sous-modèle prévu par WYKOFF [1986].

Le modèle « ORGANON »⁽¹⁰⁾, élaboré par l'équipe de HANN, concerne la croissance du douglas dans le nord-ouest des USA. Tout comme le précédent, il intègre plusieurs sous-modèles :

- un modèle exprimant la croissance en hauteur dominante (indice de productivité) ;
- un modèle exprimant la densité du peuplement (ou pression de concurrence exprimée par référence à des cas extrêmes de liberté de croissance) et le statut social ou compétitif des arbres au sein du peuplement (concurrence ponctuelle) ;
- un modèle exprimant l'évolution de la forme des tiges en fonction du diamètre, de la hauteur totale et de la hauteur du houppier ;
- un modèle exprimant l'accroissement individuel en diamètre sur la base d'un accroissement potentiel, lié au diamètre courant et à l'indice de productivité, et corrigé par la densité moyenne du peuplement et le statut compétitif de l'arbre.

Le modèle global permet de simuler l'évolution d'un peuplement à partir de variables définissant un état initial et de variables caractérisant les éclaircies (intensité, nature, époque).

⁽¹⁰⁾ ORGANON est téléchargeable sur le site de l'Oregon State University : <http://cips.forestry.oregonstate.edu/download>

Pour mettre un terme à cette matière très riche et pour laquelle la littérature regorge de modèles et d'équations, nous évoquerons l'étude de ZHANG et al. [2004] qui, en définitive, identifie deux grands types de modélisation de l'accroissement en diamètre ou en surface terrière utilisant soit un modèle composé, soit un modèle de type potentiel/réducteur.

Le premier cas concerne de manière assez classique la prédiction de l'accroissement en fonction des caractéristiques de l'arbre (diamètre, dimension de houppier, compétition locale) et de variables relatives à l'échelle du peuplement (âge, indice de productivité, facteurs du milieu).

Le second cas prend la forme d'une relation du type :

Croissance = croissance potentielle × coefficient réducteur.

Dans ce modèle, le potentiel de croissance représente le maximum de croissance que peut atteindre un arbre privé de compétition et la fonction de réduction représente la correction à appliquer pour rendre compte de la compétition [VANCLAY, 1995; ZHANG et al., 2004]. En théorie, la fonction de potentiel de croissance représente le maximum de croissance qu'un arbre ne peut excéder. Cependant, le point délicat est, pour un arbre, de pouvoir maîtriser ce maximum. Aussi convient-il d'analyser ou d'isoler dans un jeu de données des sujets qui auraient vécu en croissance libre [SCHRODER et al., 2002] ou ceux qui présenteraient aux mêmes âges les dimensions les plus élevées. Selon les auteurs, des études comparatives portant sur les résultats de ces deux approches donnent lieu à des résultats très comparables au sein d'une gamme étendue de conditions d'application. C'est donc dans une large mesure sur un plan d'interprétation biologique que pourrait se déterminer le choix en faveur de tel ou tel modèle et bien entendu aussi en fonction des données disponibles et de leur qualité.

MURPHY et SHELTON [1996] s'appuient sur des fondements comparables. La croissance en surface terrière d'un arbre au sein d'un peuplement résulte du produit de deux fonctions ajustées simultanément : le potentiel de croissance et le réducteur de croissance. Le réducteur de croissance est représenté par une fonction logistique. Cette approche a été testée à partir de données provenant de peuplements inéquiennes de loblolly pine (*Pinus taeda*) en Arkansas et en Louisiane.

Les auteurs ont utilisé la fonction de croissance de Chapmans-Richard :

$$b_1 (1 - \exp(-b_2 d_g))$$

dans laquelle d_g représente le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne (en cm^2); elle a ensuite été « corrigée » pour donner lieu au modèle suivant exprimant l'accroissement moyen annuel périodique en surface terrière (en cm^2) :

$$\Delta g = [b_1 (1 - \exp(-b_2 d_g))] / [1 + \exp(c_1 G_s + c_2 G + c_3 d_g)]$$

où :

G_s = surface terrière des arbres à diamètre égal ou plus élevé que le diamètre de l'arbre dont on estime l'accroissement (arbre sujet à la compétition) (en m^2/ha),

G = surface terrière du peuplement au sein duquel l'arbre se trouve (m^2/ha),

d_q = diamètre moyen quadratique du peuplement (en cm).

Un modèle de croissance et de production [LE MOGUÉDEC et DHÔTE, 2012] mérite aussi l'attention car il se base sur des relations associant les niveaux peuplement et arbre. La croissance globale est calculée à l'échelle du peuplement et est ensuite répartie entre les arbres considérés individuellement. Il a contribué au développement de nouveaux itinéraires sylvicoles pour les chênaies françaises [SARDIN, 2008].

• *Limites des indices de compétition*

PREVOSTO [2005] propose une analyse particulièrement bien argumentée des principales limites des indices de compétition qui interviennent dans les modèles d'accroissement « arbre » en évoquant les éléments suivants les caractérisant :

- mesure statique de la compétition ;
- variation des relations compétitives ;
- additivité des indices et répartition spatiale des compétiteurs.

L'indice de compétition est établi à un moment donné et ne tient par conséquent pas compte de l'évolution des conditions de compétition au cours du temps ; il est dès lors mis en corrélation avec des valeurs de croissance basées sur des observations périodiques concernant par exemple une période couvrant 5 à 10 ans. Dans le cas de peuplements d'une même espèce, on note très souvent que la corrélation entre la croissance et l'indice de compétition est d'autant plus forte que le nombre d'années de croissance prises en compte est élevé.

La compétition s'exerce dans une zone autour de l'arbre dont la limite est difficilement identifiable (cas de modèles dépendants des distances). Cette zone dépend de la taille de l'arbre objet de la compétition et des dimensions de ceux situés à son voisinage. Idéalement, il conviendrait de tester l'incidence de différents rayons de la zone de compétition, intégrant au fur et à mesure de son accroissement de plus en plus d'arbres et permettant ainsi de mesurer la qualité prédictive de l'indice de compétition pour la variable concernée (accroissement en diamètre, en surface terrière, voire en hauteur). On observe généralement que, plus la zone d'influence est grande, plus la qualité de prédiction augmente.

Une autre question concerne le choix des compétiteurs eux-mêmes, étant entendu que tous les arbres présents dans la zone de compétition, eu égard à leur taille, ne représentent pas le même poids. C'est ainsi que l'on peut, par exemple, ne considérer que les arbres ayant un diamètre plus grand que celui de l'arbre soumis à la compétition. Une fois le compétiteur sélectionné, son influence dépend de sa distance à l'arbre sujet et à ce titre la réponse d'indices de compétitions peut être différente (par exemple influence exercée par le compétiteur à faible distance diminuant plus ou moins rapidement selon l'indice retenu, écarts entre compétiteurs dominants et dominés plus accentués pour certains indices que pour d'autres).

En ce qui concerne la majorité des indices, leur valeur augmente de manière additive, c'est-à-dire que si le nombre de compétiteurs varie dans une proportion donnée alors que leurs dimensions et distances à l'arbre sujet restent identiques, la valeur de l'indice varierait dans la même proportion. En d'autres termes, cela signifierait que les ressources disponibles pour un arbre sujet seraient réduites par hypothèse de moitié lorsque le nombre de compétiteurs double. Le problème est évidemment plus complexe dès lors que s'installe à un moment donné un effet de « saturation », chaque nouveau compétiteur de même dimension et situé à la même distance augmente la valeur de la compétition mais moins que le compétiteur précédent.

En outre, une limitation encore plus évidente des indices de compétition résulte du fait que des distributions spatiales parfois fort différentes peuvent aboutir à une même valeur de compétition.

Pour tenter de répondre à ces divers problèmes, des indices de compétition tenant compte des influences successives des compétiteurs sur la diminution des ressources disponibles ont été proposés, notamment par MIINA et PUKKALA [2002], mais ils sont incontestablement beaucoup plus complexes à établir.

Enfin, une dernière question non négligeable concerne la difficulté d'isoler compétition aérienne et souterraine qui interviennent dans des proportions différentes et méconnues. Tout au plus un indice tel que celui de SCHÜTZ, par exemple, biologiquement parlant, tente d'isoler ces composantes en séparant effets verticaux et effets horizontaux.

En résumé de cette importante question concernant la manière de traduire l'effet de la compétition sur la croissance individuelle des arbres, les indices de « concurrence » ou de « compétition » constituent des outils indispensables dans la construction de modèles de croissance ou de dynamique forestière. Dans l'état actuel des connaissances, les quelques éléments suivants méritent d'être soulignés :

- les indices peuvent être classés entre ceux nécessitant ou non des mesures de distances ;
- les indices indépendants des distances sont mieux adaptés aux peuplements où les variations spatiales sont plus faibles (plantations, structures équiennes) qu'aux peuplements hétérogènes (régénérations naturelles, structures inéquiennes) ;
- la nature de l'indice et sa complexité sont à mettre en relation avec l'objectif poursuivi : incidence d'une compétition locale sur l'accroissement, compétition pour la lumière au sein d'un peuplement en voie de régénération naturelle ;
- du fait de leur incapacité à distinguer la compétition pour les ressources aériennes et souterraines, les indices actuels restent limités dans leur utilisation car ils n'incorporent pas pleinement la dynamique de la compétition et globalisent l'effet de la concurrence entre individus.

INVENTAIRES PAR ÉCHANTILLONNAGE

13.1. Introduction

La réalisation d'un inventaire forestier est une opération souvent très importante en matière de gestion forestière. Dans de nombreux cas, pour des raisons de temps et de budget, il est opportun ou nécessaire de recourir à l'échantillonnage⁽¹⁾. Le sujet est tellement vaste qu'il fait l'objet de nombreux ouvrages spécifiques. Aussi notre propos sera plutôt d'envisager ce type d'inventaire sous un angle relativement large, fournissant les bases indispensables à la compréhension de la « philosophie » de l'échantillonnage en forêt et à la mise en œuvre d'inventaires.

Nous rappellerons d'abord un ensemble de notions générales relatives à l'échantillonnage et à la théorie statistique (§ 13.2), nous consacrerons ensuite un paragraphe aux unités d'échantillonnage (§ 13.3) et à la réalisation proprement dite d'un inventaire par échantillonnage (§ 13.4), puis nous analyserons successivement les méthodes d'inventaire les plus utilisées en nous focalisant sur :

- l'échantillonnage aléatoire et simple⁽²⁾ (§ 13.5);
- l'échantillonnage aléatoire stratifié⁽³⁾ (§ 13.6);
- l'échantillonnage systématique⁽⁴⁾ (§ 13.7);

⁽¹⁾ *sampling*.

⁽²⁾ *simple random sampling*.

⁽³⁾ *stratified random sampling*.

⁽⁴⁾ *systematic sampling*.

- l'échantillonnage à plusieurs phases⁽⁵⁾ incluant aussi l'échantillonnage avec variables complémentaires (estimation par la régression et par le quotient) (§ 13.8);
- l'échantillonnage à plusieurs degrés⁽⁶⁾ (§ 13.9);
- l'échantillonnage à probabilité de sélection variable⁽⁷⁾ (§ 13.10).

Cet éventail assez classique sera complété par d'autres méthodes d'échantillonnage : par parcelle, typologique, par transect, séquentiel, par clusters (§ 13.11). Nous évoquerons également des méthodes à préconiser dans le cadre de l'estimation d'accroissements (§ 13.12) et enfin certaines basées sur des mesures de distances (§ 13.13). Nous terminerons ce long chapitre par quelques brèves informations portant sur les inventaires forestiers nationaux et régionaux (§ 13.14).

De nombreuses informations complémentaires relatives aux inventaires par échantillonnage peuvent être trouvées dans des ouvrages tels que ceux de CHACKO [1965], COCHRAN [1977], DE VRIES [1973], DUPLAT et PERROTTE [1981], FREESE [1978a], FRONTIER [1983], HUSCH [1971], KISH [1965], LOETSCH et HALLER [1964], LOETSCH et al. [1973], McCORMAC [1999], MENDENHALL et al. [1971], PARDE et BOUCHON [1988], SHIVER et BORDERS [1996], SUKHATME et SUKHATME [1970].

13.2. Fondements de l'échantillonnage

13.2.1. Quelques définitions en matière d'échantillonnage

La théorie de l'échantillonnage met en œuvre un ensemble de notions dont il convient de préciser ou de rappeler la signification dans le contexte propre aux inventaires forestiers.

• *Population ou population-parent*

La population est représentée par l'ensemble des individus, éléments ou unités de même nature, auquel l'échantillonnage s'adresse. On distingue des populations finies lorsque le nombre d'individus qu'elles comportent est facilement dénombrable ou limité (cas d'une peupleraie ou d'un nombre donné de parcelles forestières, par exemple) et des populations infinies dans le cas inverse matérialisé, par exemple, par des massifs forestiers comportant une « infinité » d'arbres.

⁽⁵⁾ *multiphase sampling*

⁽⁶⁾ *multistage sampling*

⁽⁷⁾ *sampling with varying probabilities.*

• ***Échantillon et unités d'échantillonnage***

L'échantillon correspond à une fraction de la population à laquelle on s'intéresse, elle-même constituée d'un ensemble d'éléments contigus appelés «unités d'échantillonnage»⁽⁸⁾ (§ 13.3) ne devant pas s'interpénétrer. La taille d'une unité est représentée par un nombre d'individus ou plus fréquemment par une surface. En inventaire forestier par échantillonnage, il est plus réaliste de considérer la forêt comme une population de placettes, dont on échantillonne une certaine proportion, plutôt que comme une population d'arbres. La somme des tailles des unités d'échantillonnage constitue la taille de la population tandis que la somme des tailles des unités ayant été sélectionnées constitue la taille de l'échantillon.

• ***Intensité d'échantillonnage***

L'intensité d'échantillonnage⁽⁹⁾, qui est parfois aussi appelée «taux d'échantillonnage», «taux de sondage» ou encore «fraction sondée», correspond au rapport entre la taille de l'échantillon et la taille de la population. Dans l'hypothèse d'une population finie constituée de N unités de même taille et d'un échantillon comportant un nombre n de ces unités, l'intensité d'échantillonnage f est égale à l'expression :

$$f = n/N$$

Dans le cas d'une population infinie ou considérée comme telle, cette notion n'a évidemment plus guère de sens. C'est le cas pour de grandes forêts où le nombre total N d'unités est forcément très élevé par rapport au nombre n d'unités constituant l'échantillon.

13.2.2. Quelques notions de théorie statistique

Étant donné le but de l'échantillonnage qui est d'estimer la valeur d'une caractéristique d'une population à partir d'un échantillon, l'estimation de la moyenne et de la variance de cette caractéristique est fondamentale. Nous envisagerons ce problème dans le cas de l'échantillonnage *aléatoire et simple*, chaque unité d'échantillonnage ayant, dans ces conditions, la même probabilité de faire partie de l'échantillon et les unités étant prélevées indépendamment les unes des autres.

⁽⁸⁾ *sampling units.*

⁽⁹⁾ *sampling intensity.*

Supposons le cas d'une population infinie, représentée par une forêt de quelques milliers d'hectares pour laquelle on souhaite estimer le volume ou sa valeur moyenne à l'hectare. Si nous réalisons un échantillonnage de cette forêt par l'intermédiaire de n unités installées aléatoirement, la moyenne de la population ou le volume moyen à l'hectare est estimé au moyen de l'échantillon grâce à la relation :

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = \hat{m}$$

y_i représentant la valeur du volume à l'hectare dans l'unité d'échantillonnage i et la moyenne \bar{y} étant un estimateur non biaisé de la moyenne m de la population.

Si M échantillons du même type et de même effectif sont prélevés dans cette population, on peut admettre que la suite des valeurs observées dans les unités i de chacun des échantillons relève d'une même variable aléatoire \mathcal{Y}_i . Les moyennes observées définies comme ci-avant pour chaque échantillon sont aussi des valeurs d'une variable aléatoire \mathcal{Y} , elle-même fonction des variables \mathcal{Y}_i et telle que [DAGNELIE, 1973] :

$$\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathcal{Y}_i$$

Cette variable aléatoire possède une distribution de probabilité qui est la distribution d'échantillonnage de la moyenne.

Quant à la variance de la moyenne observée, pour autant que les \mathcal{Y}_i soient indépendants et suivent la même loi (même variance), elle découle de la relation suivante :

$$\begin{aligned} \frac{\sigma^2}{n} &= \text{var}(\bar{Y}) = \text{var}\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathcal{Y}_i\right) \\ &= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{var}(\mathcal{Y}_i) \\ &= \frac{n\sigma^2}{n^2} = \frac{\sigma^2}{n} \end{aligned}$$

ou encore :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = SCE/n^2$$

car :

$$\sigma^2 = SCE / n$$

L'expression SCE , appelée «somme des carrés des écarts» [DAGNELIE, 1973] et utilisée pour des raisons de facilité, est égale à :

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 = \left[\sum_{i=1}^n Y_i^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n Y_i \right)^2 \right]$$

De ces relations, on déduit l'écart-type de la distribution et l'erreur-standard de la moyenne observée qui mesure la dispersion des différentes estimations possibles autour de la moyenne m de la population :

$$\sigma_{\bar{Y}} = \sigma / \sqrt{n}$$

Cette dispersion est d'autant plus réduite que le nombre n d'unités d'échantillonnage est élevé. Si l'on suit le même raisonnement que pour la moyenne, les variances s^2 des échantillons correspondent aux valeurs observées d'une variable aléatoire S^2 qui se définit de la manière ci-après :

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$$

et qui possède également une distribution propre dont la moyenne est égale, en termes d'espérance mathématique, à :

$$E(S^2) = \frac{(n-1)}{n} \sigma^2$$

La variance des échantillons est, en moyenne, inférieure à la variance de la population. On constate donc que pour obtenir une estimation non biaisée de la variance de la population, connaissant la variance s^2 d'un échantillon, il suffit de multiplier cette dernière par le facteur de correction $n/(n-1)$. En d'autres termes, une estimation non biaisée de la variance de la population découle de l'expression :

$$\hat{\sigma}^2 = ns^2 / (n-1) = SCE / (n-1)$$

et la variance estimée de la moyenne s'écrit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \hat{\sigma}^2 / n = SCE / [n(n-1)]$$

d'où il résulte évidemment que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}} = \sqrt{SCE / [n(n-1)]}$$

On peut aussi exprimer cet écart-type estimé de la moyenne en termes de coefficient de variation, ce dernier étant égal à :

$$\widehat{CV} = 100\hat{\sigma}_Y / \bar{y}$$

qui est généralement plus utilisé en matière d'inventaire par échantillonnage. Dans l'hypothèse d'une population finie, il y a lieu de corriger les valeurs estimées ci-avant en les multipliant par le facteur $(N-n)/N$, N représentant le nombre total possible d'unités d'échantillonnage composant la population. Ce facteur de correction tient compte du fait qu'une estimation a une signification différente ou un poids différent selon l'intensité d'échantillonnage adoptée. Une estimation réalisée à partir d'une unité sur 100, par exemple, contient en principe plus d'informations que l'estimation réalisée à partir de 10 unités sur 10.000 !

Il vient donc, pour une population finie, que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{SCE}{n(n-1)} \left[\frac{N-n}{N} \right]$$

On observera que la différence entre cette variance et celle d'une population infinie est d'autant plus importante que la fraction sondée n/N est élevée. En pratique, cependant, ce facteur de correction sera presque toujours négligé dans la mesure où le nombre d'unités sélectionnées n sera souvent très petit par rapport au nombre total possible N . On adoptera cette simplification pour des valeurs de $(N-n)/N \geq 0,95$ ou de $n \leq N/20$, soit pour des taux de sondage inférieurs ou égaux à 5 % [MENDENHALL et al., 1971].

13.2.3. Précision et erreur d'échantillonnage

La valeur moyenne ou totale d'un paramètre estimé à partir d'un échantillon est de façon générale différente de la valeur réelle de ce paramètre pour la population. La précision de l'estimation obtenue est par conséquent nécessaire pour compléter l'information apportée par l'échantillon. De manière générale, si θ est le paramètre auquel on s'intéresse dans une population et $\hat{\theta}$ l'estimateur non biaisé de ce même paramètre, l'erreur d'estimation correspondra à la quantité :

$$|\theta - \hat{\theta}|$$

et on pourra fixer des limites à cette erreur, c'est-à-dire spécifier lors d'un échantillonnage que cette même quantité doit être inférieure, avec une certaine probabilité, à une valeur limite Q . En d'autres termes, cela signifie qu'à la suite d'une répétition d'échantillonnages de même type, la probabilité d'observer une erreur inférieure à la quantité Q est égale à $1 - \alpha$, qui représente le degré de confiance ou le niveau de confiance, généralement fixé à 0,95. On formulera cette exigence de la manière ci-après :

$$P\left(\left|\theta - \hat{\theta}\right| < Q\right) = 1 - \alpha$$

En réalité, le forestier est avant tout intéressé par le calcul de l'erreur d'échantillonnage. Celle-ci suppose la connaissance de l'écart-type estimé de la moyenne ou de l'erreur-standard de la moyenne. On peut réaliser plusieurs estimations de la moyenne de la population par l'intermédiaire de plusieurs échantillons d'un même type, uniquement différenciés par la localisation des unités d'échantillonnage. On peut aussi admettre que les diverses estimations de la moyenne fournies par tous ces échantillons se répartissent selon une distribution normale ou d'allure comparable, la moyenne de cette distribution s'identifiant à la moyenne vraie de la population.

Eu égard à ces considérations, on pourra donc dire qu'à la valeur estimée \bar{y} de la moyenne de la population est associé un intervalle de confiance qui, pour un degré de confiance de $1 - \alpha$ et pour une répartition égale du risque d'erreur, est défini comme suit :

$$\bar{y} \pm t_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}_{\bar{Y}}$$

En pratique, pour un nombre d'unités d'échantillonnage supérieur à 30, la variable t de Student intervenant dans les calculs est souvent remplacée par la variable normale réduite u , ce qui conduit aussi, pour $\alpha = 0,05$, à l'expression :

$$\bar{y} \pm u_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}_{\bar{Y}} \cong \bar{y} \pm 2 \hat{\sigma}_{\bar{Y}}$$

La quantité $\left[u_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}_{\bar{Y}}\right]$ correspond à l'erreur d'échantillonnage qui, traduite en termes de coefficient de variation, devient :

$$e \% = 100 e / \bar{y} = 100 u_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}_{\bar{Y}} / \bar{y}$$

On peut interpréter cette relation de la manière suivante : *dans l'hypothèse d'un degré de confiance $1 - \alpha$ de 95 %, par exemple, pour 95 % des échantillons d'un même type extraits de la même population, la moyenne vraie du paramètre à estimer se situe dans un intervalle de $\pm e$ % autour de la moyenne estimée fournie par chaque échantillon.*

Quant aux limites de confiance fixant elles-mêmes l'intervalle de confiance, elles se déduisent des expressions :

$$L_1 = \bar{y} - (\bar{y} e\%)$$

et

$$L_2 = \bar{y} + (\bar{y} e\%)$$

qui correspondent respectivement aux limites inférieure et supérieure de l'intervalle.

La précision que nous venons d'analyser sera souvent un élément important à prendre en considération dans le choix d'une méthodologie d'échantillonnage et il convient d'insister sur le fait qu'elle ne représente que la composante aléatoire de l'erreur totale entachant toute estimation. Un manque de rigueur amène parfois à confondre *précision* et *exactitude*, cette dernière notion relevant exclusivement de la composante systématique de l'erreur totale. Le concept de précision (ou d'imprécision) d'une estimation couvre l'influence de l'écart-type estimé de la moyenne, dépendant de la variance et du nombre d'observations. Il n'a aucune relation avec le biais. L'erreur due à l'échantillonnage est d'autant plus faible que le nombre d'unités d'échantillonnage pris en considération est élevé.

En principe, seule l'exactitude du résultat fourni par l'échantillonnage est réellement intéressante. Cependant, pour des raisons pratiques et de simplicité, on ne tient généralement compte, dans la confiance à accorder aux estimations fournies par un inventaire, que des erreurs d'échantillonnage. Celles-ci dépendent de plusieurs facteurs, tels que :

- la dimension de l'échantillon ;
- le type d'unités d'échantillonnage (forme, taille) ;
- le type d'échantillonnage utilisé.

Les erreurs systématiques, non liées à l'échantillonnage, peuvent représenter une part importante de l'erreur totale relative à un inventaire et même, dans certains cas, être supérieures à l'erreur d'échantillonnage. Des précautions doivent donc être prises pour éviter de telles erreurs car, une fois commises, elles sont difficiles à détecter, à apprécier et à éliminer. Au nombre de celles-ci, nous citerons principalement :

- les erreurs de localisation des unités d'échantillonnage liées, par exemple, à l'utilisation d'appareils de mesure présentant des erreurs systématiques ou à un schéma d'échantillonnage négligeant une dépendance marquée entre unités (§ 13.7.2) ;
- les erreurs affectant la réalisation des mesures ou la collecte des informations (manque de soins, appareils défectueux, défauts de la vue, etc.) ;

- les erreurs de transcription (encodage) et de calcul (procédures, algorithmes);
- les erreurs de détermination de surfaces se référant aux estimations.

13.2.4. Erreur d'échantillonnage et valeurs estimées totales

En inventaire forestier, les variables estimées se réfèrent le plus souvent à l'hectare de surface inventoriée (volume ou surface terrière, par exemple). On peut cependant vouloir déterminer la valeur totale de ces variables pour l'ensemble de la surface de la zone inventoriée, et dans cette perspective il y a lieu de tenir compte des erreurs affectant les surfaces totales si ces dernières sont également estimées. Ce sera, entre autres, le cas si l'on utilise la méthode du comptage de points (§ 8.2.3).

Si l'on fait l'hypothèse que les estimations du volume moyen à l'hectare \bar{y} , par exemple, et de la surface \bar{x} sont indépendantes, la variance du produit $\bar{y} \bar{x}$ s'écrira :

$$\sigma^2(\bar{y}\bar{x}) = \bar{y}^2 \sigma^2(\bar{x}) + \bar{x}^2 \sigma^2(\bar{y}) + \sigma^2(\bar{x}) \sigma^2(\bar{y})$$

ou encore, si l'on considère que les variances $\sigma^2(\bar{x})$ et $\sigma^2(\bar{y})$ sont insignifiantes par rapport aux carrés des moyennes \bar{x} et \bar{y} :

$$\sigma^2(\bar{y}\bar{x}) = \bar{y}^2 \sigma^2(\bar{x}) + \bar{x}^2 \sigma^2(\bar{y})$$

Si, par contre, ces mêmes estimations du volume moyen à l'hectare et de la surface sont considérées comme dépendantes, la formule approximative correspondante de la variance du produit sera égale à :

$$\sigma^2(\bar{y}\bar{x}) = \bar{y}^2 \sigma^2(\bar{x}) + \bar{x}^2 \sigma^2(\bar{y}) + 2\bar{y}\bar{x} \sigma(\bar{y}, \bar{x})$$

$\sigma(\bar{y}, \bar{x})$ représentant la covariance de \bar{y} et \bar{x} .

Exemple 13.2.1 — Détermination de l'erreur d'échantillonnage relative à l'estimation du volume total d'un ensemble boisé

Soit un ensemble boisé à inventorier sur lequel on a appliqué une grille de points (à raison d'un point par 10 hectares) qui sert de support à l'estimation de la surface totale par simple comptage des points « tombant » en forêt (§ 8.2.5). Compte tenu des 265 points comptés et d'un paramètre de forme voisin de 2 pour la surface totale considérée, l'erreur-standard exprimée en pourcentage de cette estimation (soit 2.650 hectares) est égale à 1,11 %, ce qui peut également se traduire par une erreur-standard de 2.650 (0,0111) = 29,4 hectares.

Le volume moyen estimé à l'hectare obtenu par échantillonnage s'appuyant sur une grille de points plus dense est de 370 m³ (avec une erreur-standard de 22,1 m³).

Dans ces conditions, l'erreur d'échantillonnage portant sur le volume total de 980.500 m³ (= 370 × 2.650), au niveau de probabilité 0,95 ($u_{1-\alpha/2} = 1,96$), compte tenu des estimations indépendantes de volume et de surface, est égale à :

$$e = \pm 1,96 \sqrt{(370)^2 (29,4)^2 + (2.650)^2 (22,1)^2}$$

$$= \pm 1,96 (59.567)$$

$$= \pm 116.571 \text{ m}^3, \text{ soit aussi } 12\% \text{ du volume total}$$

On peut aisément en déduire les limites inférieure L_1 et supérieure L_2 de l'intervalle de confiance :

$$L_1 = (370)(2.650) - 116.751 = 863.749 \text{ m}^3$$

et $L_2 = (370)(2.650) + 116.751 = 1.097.251 \text{ m}^3$

13.3. Unités d'échantillonnage

Les unités d'échantillonnage sont des éléments constitutifs individualisables de la population à échantillonner et peuvent être de plusieurs types selon les méthodes d'inventaire utilisées.

On définira par exemple des unités d'échantillonnage :

- à surface définie ;
- à nombre défini de bois ;
- à nombre minimum de bois ;
- à surface non définie.

Ces dernières relèvent de l'échantillonnage horizontal par point⁽¹⁰⁾ ; nous y reviendrons ultérieurement à l'occasion de l'étude de l'échantillonnage à probabilité de sélection variable (§ 13.10). Dans certains cas, les unités seront assimilées à des arbres ou à des individus, sans considération d'une surface de référence. Le terme « placette »⁽¹¹⁾ sera réservé aux unités de dimensions relativement réduites (quelques ares) et de forme carrée, rectangulaire ou circulaire.

Les différents types d'unités d'échantillonnage ou de placettes évoqués se caractérisent comme suit :

- placette à *surface définie* (fixée ou délimitée) : son périmètre est défini *a priori* et sans ambiguïté, le plus souvent il s'agira de la projection horizontale du périmètre correspondant donc à une placette à surface horizontale bien déterminée ;
- placette à *nombre défini de bois* (fixé) : son périmètre est défini *a posteriori*. Cette placette comporte un nombre n , fixé à l'avance, d'arbres situés autour du point de sondage (§ 13.13.3) ;
- placette à *nombre minimum de bois* (estimé) : son périmètre, défini *a posteriori*, est tel que la surface circulaire qui lui correspond incorpore au moins n bois

⁽¹⁰⁾ *point sampling*

⁽¹¹⁾ *plot*.

- ou un nombre n , plus ou moins constant, de bois [LAURENT et RONDEUX, 1985b] ;
- placette à *surface non définie* (non fixée ou non délimitée), encore appelée «placette à diamètre apparent défini» ou «placette BITTERLICH» : cette placette comporte des arbres dont la probabilité de sélection est proportionnelle à la surface terrière [RONDEUX, 1983a].

Dans les lignes qui suivent, nous envisagerons principalement les unités à surface définie en traitant de leur forme, de leur délimitation, de leurs dimensions et de problèmes particuliers relatifs à leur implantation sur le terrain.

13.3.1. Forme des unités d'échantillonnage

Les formes les plus habituelles d'unités d'échantillonnage à surface définie sont le carré, le rectangle, la bande et le cercle. La forme la plus favorable est celle qui, à surface égale, présente le plus petit rapport du périmètre à la surface de telle manière que les arbres situés en limite de placette (causes de doutes quant à leur appartenance ou non à celle-ci) soient les moins nombreux possible. Cette condition est parfaitement remplie par la forme circulaire qui, de plus, se prête à une délimitation rapide. La forme des placettes d'échantillonnage est souvent affaire de circonstances dans la mesure où il convient avant tout de prendre en considération la facilité d'installation, les types de peuplements et la longueur du périmètre de la surface. La forme de la placette d'échantillonnage n'aurait pas de répercussion sur la grandeur de l'erreur d'échantillonnage [GRAYET, 1977b; KULOW, 1966].

• *Les placettes carrées et rectangulaires*

Les placettes carrées fournissent, à surface et intensité d'échantillonnage égales, une précision maximale sauf si les caractéristiques étudiées varient de façon marquée selon une direction [DAGNELIE, 1956]. Dans ces circonstances, il est préférable, pour des raisons de représentativité de l'échantillon, d'utiliser des placettes rectangulaires et d'orienter leur grand côté dans cette direction.

• *Les bandes d'échantillonnage*

La bande est un cas particulier de la placette rectangulaire. On peut également concevoir des bandes continues ou des bandes interrompues. Ce type d'unité réalise un bon compromis entre le temps consacré aux déplacements sur le terrain et celui intéressant les activités sur l'aire échantillonnée. Cela peut être avantageux en forêts tropicales où l'accessibilité et le repérage posent souvent problème. Par contre, d'un point de vue statistique, la bande continue présente au moins deux inconvénients [LOETSCH et al., 1973] :

- pour un même taux de sondage, par comparaison avec des placettes à surface réduite, la dimension de l'unité d'échantillonnage (bande) étant nettement plus grande, le nombre d'unités prises en considération est forcément plus restreint. La diminution de variabilité qu'entraîne logiquement l'augmentation de la dimension de la bande est généralement trop faible pour compenser la réduction du nombre d'unités ;
- les possibilités d'envisager une stratification (§ 13.6) sont limitées : en effet, ce type d'unité d'échantillonnage traverse toutes les strates qui pourraient être identifiées et il n'est pas possible d'adopter des fractions de sondage variables avec une répartition optimale des unités, si ce n'est en divisant la population en blocs de même dimension et en sélectionnant un nombre prédéterminé de bandes dans chacun de ceux-ci.

D'un point de vue pratique, les bandes continues sont parfois difficiles à matérialiser suite à une probabilité plus élevée de commettre des erreurs d'alignement, d'angles et de mesures de largeur. En vue de réduire ces inconvénients, on peut substituer à la bande un ensemble de placettes équidistantes, disposées sur des lignes. Dans ces conditions, on parlera de «lignes de placettes», l'ensemble présentant toujours l'allure de bandes (par exemple placettes de 5 ares disposées tous les 50 m, sur un même axe).

• *Les placettes circulaires*

Les placettes de forme circulaire sont incontestablement les plus intéressantes et les plus utilisées eu égard aux considérations suivantes :

- elles ne comportent pas de direction privilégiée, ce qui confère plus d'objectivité aux mesures et aux résultats ;
- elles permettent de réduire considérablement le nombre de cas douteux d'appartenance ou non d'arbres à la placette ;
- leur implantation sur le terrain est facile et rapide, pour autant qu'elles ne soient pas trop étendues.

• *Les placettes circulaires concentriques*

Dans le cas de placettes uniques à surface définie et plus particulièrement de forme circulaire, tous les arbres sont échantillonnés avec une probabilité proportionnelle à leur fréquence. Sachant que dans beaucoup de situations (surtout en peuplements naturels) on rencontre plus de petits bois que de gros bois et comme chacun d'entre eux a la même probabilité d'être sélectionné, un important effort de mesure est accordé aux sujets de petites dimensions, ce qui ne se justifie guère surtout si le volume est la variable à estimer. Il est évident cependant que tout dépend de ce que l'on veut mesurer. Mais si l'on se réfère à la variabilité des caractéristiques mesurables et à sa maîtrise,

végétation herbacée, sous-bois, arbres de petites ou de grosses dimensions ne nécessitent pas la même dimension de placette.

Pour cette raison il est possible de modifier la méthode d'échantillonnage en utilisant différentes tailles de placettes pour différentes classes de grosseur ou caractéristiques (arbres ou végétation) à mesurer. Cette méthode [CHEVROU, 1993] présente donc l'avantage d'assurer une bonne répartition des nombres d'arbres par catégories de grosseur. Tout se passe en réalité comme si on procédait à une forme de «stratification» basée sur des classes de grosseur d'amplitude prédéterminée.

RONDEUX et LECOMTE [2005], dans le cadre de l'inventaire forestier permanent régional de Wallonie, utilisent des unités d'échantillonnage comprenant principalement trois placettes circulaires concentriques qui sont décrites en détail au sein du paragraphe § 13.14.5.

13.3.2. Délimitation des unités d'échantillonnage

Nous n'envisagerons ici que le cas des placettes à surface définie, celles-ci pouvant être implantées en terrain plat ou en terrain incliné. Par convention, les surfaces de référence seront toujours considérées en projection horizontale.

Ce point est souvent cause d'ambiguïtés et objet d'erreurs dans l'exploitation des données. Il mérite quelques explications d'autant qu'il concerne non seulement et de manière plus générale toute mesure ou estimation ramenée à l'unité de surface, mais aussi les distances mesurées, sur le terrain, entre unités d'échantillonnage qui auraient été préalablement positionnées sur cartes.

À des fins de localisation et d'identification de tout élément du territoire et donc aussi de propriétés forestières, on peut se référer à des plans cadastraux, c'est-à-dire à des tracés de limites de parcelles. Ceux-ci sont établis à partir de distances horizontales (résultats de mesures GPS ou mesures réelles effectuées sur le terrain avec correction de pente); la distance L séparant deux points est en conséquence corrigée en fonction de l'angle de pente α , calculé à partir des courbes de niveau, pour fournir la distance L_0 figurant sur les cartes, soit :

$$L_0 = L \cos \alpha$$

De même, les cartes des Instituts Géographiques Nationaux (IGN) ou issues d'orthophotoplans (photos aériennes redressées) correspondent à des projections horizontales. Cela signifie dès lors que la distance L à mesurer sur le terrain ne subira aucune correction si elle est réalisée via un GPS, mais devra être corrigée dans le cas de l'utilisation de mesureurs tels que décamètres ou toposils (§ 13.4.1) et en particulier sur de petites distances en terrain couvert où le GPS pourrait souffrir d'un manque de précision. La distance plus grande à mesurer sera dès lors : $L = L_0 / \cos \alpha$.

1° Sur terrain plat

• Les placettes carrées et rectangulaires

L'installation de telles placettes n'est guère aisée sur le plan pratique, elle nécessite la mesure de distances et d'angles avec du matériel topographique classique (décamètre, boussole forestière, équerre optique, appareil à ultrasons ou laser). Parfois les risques d'erreur occasionnés par ces mesures peuvent être relativement grands. Pour éviter de mesurer quatre angles droits, il est généralement conseillé d'installer une base ou un côté à l'endroit où l'échantillon doit être implanté, de mesurer les angles droits aux extrémités et de déterminer les autres côtés par simple mesure linéaire. Pour une surface carrée, une erreur positive de 5°, par exemple, commise sur les deux angles droits donne lieu à une surestimation de la surface d'environ 8%. Nous recommanderons plutôt d'installer un carré en fixant d'abord son centre, en mesurant ensuite une de ses diagonales ($a\sqrt{2}$ si a est la valeur du côté) et en traçant l'autre diagonale perpendiculairement. Dans ce cas, une erreur positive de 5°, par exemple, sur le seul angle droit à déterminer occasionne une sous-estimation de seulement 0,4% de la surface.

• Les placettes circulaires

La placette circulaire est définie par son centre et son rayon R et peut être délimitée soit au moyen d'un mètre ruban, soit par un procédé optique ou encore par un appareil à ultrasons, ce dernier procédé tendant d'ailleurs à supplanter tous les autres.

Délimitation au moyen d'un mètre ruban

Dans le cas de placettes ne comportant pas un nombre n trop élevé de bois (pour fixer les idées $n < 20$), le rayon est mesuré à l'aide d'un mètre ruban métallique, autant que possible à enrouleur automatique, comme la « chevillère suédoise » (§ 2.3). Avec un peu d'habitude, l'utilisation de la chevillère se fait seulement pour vérifier la localisation d'arbres situés dans une zone voisine du périmètre.

Pour une placette de surface « s », la valeur du rayon horizontal $R = \sqrt{s / \pi}$ est fournie dans le tableau 13.3.1.

Tableau 13.3.1 — Rayon horizontal de placettes circulaires.

	Surface de la placette (ares)							
	1	2	4	6	8	10	12	15
Rayon horizontal (m)	5,64	7,98	11,28	13,82	15,96	17,84	19,54	21,85

Délimitation au moyen d'une mire

L'utilisation simultanée d'un prisme optique et d'une mire permet de délimiter rapidement une surface circulaire selon une méthode proposée par BAUMANN [1955] et reprise par PARDE [1957b]. La mire, connue sous le nom de «mire de PARDE», est composée d'une tige métallique graduée. Elle comporte deux repères cylindriques dont l'un coulissant, peut s'écarter de l'autre d'une distance telle que l'on puisse, à l'aide d'un prisme optique (donnant deux images décalées d'un angle β), se situer à des distances prédéterminées du centre (Figure 13.3.1). La mire est implantée verticalement au centre de la placette de telle manière que les voyants soient situés au-dessus du sol à hauteur des yeux de l'opérateur, ce qui peut se concevoir en terrain plat. Il suffit ensuite d'écarter les repères ou voyants de la mire d'une distance $b=R \operatorname{tg} \beta$ pour se trouver, lorsque le prisme donne une image confondue des deux voyants, à une distance R du centre de la placette. En pratique, pour effectuer la visée, on utilise le plus souvent des dendromètres BLUME-LEISS et SUUNTO (§ 2.3.2) équipés d'un dioptré de largeur angulaire $\operatorname{tg} \beta=0,03$ [RONDEUX, 1978b].



Figure 13.3.1 — Mire coulissante de PARDE et vue partielle d'une placette d'échantillonnage, (figure en couleur en fin d'ouvrage).

Les méthodes basées sur un procédé optique ne résolvent pas le problème posé par les arbres «limites» et ce d'autant moins que la surface délimitée est grande. En principe, la règle admise est d'incorporer un arbre à la placette

lorsque au moins la moitié de son diamètre se situe à l'intérieur du périmètre. En cas de doute, on peut décider d'affecter une fois sur deux les arbres litigieux à la placette ou, ce qui nous paraît plus judicieux, d'effectuer, pour plus de sécurité, un contrôle de la distance.

Délimitation au moyen d'un appareil à ultrasons

Une autre manière de délimiter une placette et qui présente l'avantage de ne pas être entravée par la présence d'arbres en cachant d'autres, est de déterminer le rayon au moyen d'un appareil à ultrasons (Figure 13.3.2). Le système comporte un appareil de mesure et une cible électronique. L'appareil dirigé vers la cible émet un faisceau de lumière infrarouge qui déclenche l'émission d'ultrasons issus de la cible. Ceux-ci sont traités par l'appareil de mesure qui calcule la distance séparant les deux éléments et l'affiche sur un écran à cristaux liquides [FRANCOIS, 1992]. L'appareil peut donner lieu à certaines erreurs liées à des perturbations de transmission du son (vent, crissements de feuilles, forte pluie, grêle, par exemple). En outre, il est absolument nécessaire de procéder au calibrage de l'appareil (équilibre thermique avec l'air ambiant) et de tenir compte de l'erreur généralement observée sur la



Figure 13.3.2 — Émetteur du Vertex et adaptateur.

mesure de distances (de l'ordre de 1 %). On l'utilisera surtout pour contrôler l'appartenance ou non d'arbres à une placette. En regard de ce qui précède, il sera parfois aussi recommandé de vérifier les arbres limites avec un appareil classique (décamètre, chevillère, télémètre).

Le Vertex, déjà présenté comme appareil de mesure de hauteurs (§ 2.3.2), mais associé ici à un récepteur cylindrique (champ d'action de 360°), est évidemment tout indiqué (Figure 13.3.2) et plus particulièrement dans le cas de placettes à nombre défini de bois où il est nécessaire de mesurer la distance séparant le point de sondage des n arbres les plus proches.

2° Sur terrain en pente (surface de placette non ajustée)

Dans les inventaires forestiers, les informations ramenées à l'unité de surface se réfèrent à des projections horizontales (§ 13.3.2.1°). Aussi, pour des placettes à surface définie installées sur terrain en pente, à défaut d'ajuster leurs surfaces, celles-ci seront plus faibles en projection horizontale et d'autant plus que la pente est élevée. Si l'on est amené à installer une placette de surface constante s sur un terrain en pente (angle α), pour ramener les informations récoltées (surface terrière, nombre de bois, volume) à cette même surface en terrain horizontal, soit s_h , il conviendra de les multiplier par le facteur correctif $1/\cos \alpha$:

$$s_h = s / \cos \alpha$$

Dans la pratique, cette correction peut être considérée comme insignifiante dans le cas de pentes $\leq 15^\circ$ (correction de +3,5 % pour $\alpha = 15^\circ$). La pente est exprimée soit en degré, soit en pourcentage. Comme elle est fréquemment mesurée en pourcentage et que les formules de correction la considèrent en degrés, il est opportun de se souvenir qu'à un pourcentage P exprimé en pour cent (mis sous la forme $0,P$) 15 % s'écrivant 0,15 correspond un angle α , en degrés, qui se déduit de la relation $\alpha = \text{tg}^{-1}(0,P)$. Par exemple, à une pente de 45 %, correspond un angle de 24,23°.

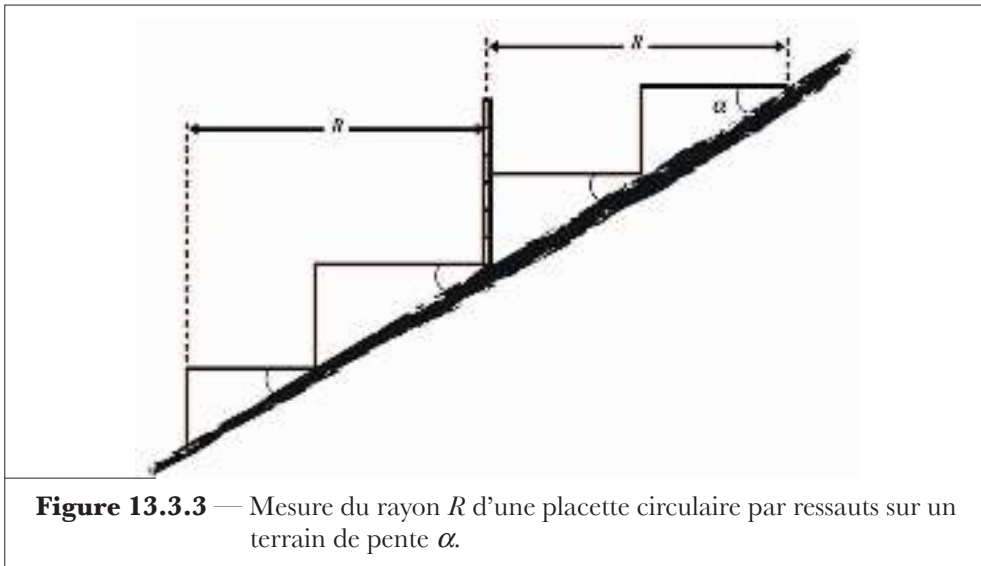
Cette méthode conduit à fournir un échantillon non uniforme du fait de placettes à surfaces pouvant être différentes d'un endroit à l'autre, ce qui sur un plan strictement statistique suggérerait de calculer l'erreur d'échantillonnage en considérant l'estimation d'un quotient y_i/x_i (y_i = information récoltée sur la placette de surface s en pente; x_i = surface de placette horizontale de surface $s \cos \alpha$) (§ 13.8.5.2°) [COCHRAN, 1977].

En réalité, pour autant que la pente ne soit pas trop accentuée et que l'on utilise des placettes pas trop étendues (d'autant moins que la pente est forte), on peut recourir à un télémètre (e.g. Vertex) ou à un ruban décamétrique tenu horizontalement selon la pente (cas de longueurs ou de côtés de placettes rectangulaires ou carrées) ou dans toutes les directions (cas du rayon d'une placette circulaire).

Dans ce dernier cas, on évite ainsi de devoir mesurer des distances obliques et, en pratique, on peut facilement installer des placettes circulaires de 1, 4 et 10 ares, respectivement sur des pentes de 20, 10 et 5°. Pour des pentes plus raides ou des placettes trop étendues, à défaut de pouvoir mesurer l'entière du rayon dans un plan horizontal, on procédera par ressauts ou par mesures successives dans des plans horizontaux (Figure 13.3.3). On peut aussi, dans le cas de fortes pentes, utiliser un ruban gradué et un mesureur d'angles, par exemple un clinomètre (§ 2.3.2); l'appartenance d'un point à une placette de surface s est fonction de la distance R entre ce point et le centre de la placette ainsi que de l'angle α que fait le ruban avec l'horizontale. Le point appartient à la placette pour autant que :

$$R \cos \alpha \leq \sqrt{s / \pi}$$

Il n'en reste pas moins que cette méthode est compliquée à mettre en œuvre et très fastidieuse, sans compter que si la longueur selon la pente est élevée et/ou que cette dernière est forte, il est d'autant plus malaisé de tenir le décamètre horizontalement. Tout au plus pourrait-on envisager son utilisation pour de petites placettes (rayon ne dépassant pas 3-4 m).



3° Sur terrain en pente (surface de placette ajustée)

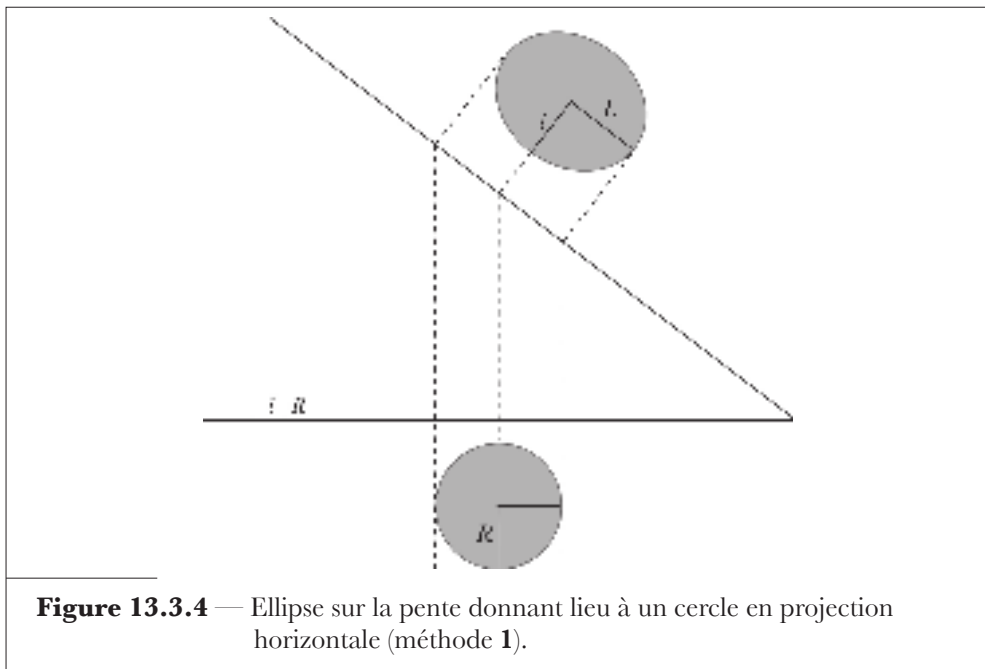
En réalité, pour éviter les calculs et méthodes explicités au point 2°, on préfère procéder à des ajustements de dimensions des placettes de manière à ce qu'une surface de référence déterminée (par exemple s , en terrain plat) soit ajustée en terrain incliné.

• **Les placettes carrées et rectangulaires**

Pour ces formes de placette, la longueur des côtés orientés perpendiculairement à la pente (angle α) n'est pas modifiée. Dans le cas d'une placette carrée, les deux demi-diagonales $a/\sqrt{2}$ parallèles à la pente sont multipliées par le facteur $1/\cos \alpha$. De la même manière, dans le cas d'une placette rectangulaire, ce même facteur est appliqué aux deux côtés du rectangle orientés selon la pente.

• **Les placettes circulaires**

Une placette circulaire de rayon R , installée sur *terrain en pente*, donne lieu à une ellipse sous-dimensionnée par rapport à la surface de ce cercle, si on la projette sur un plan horizontal. En effet, le rayon situé sur la pente, une fois projeté sur un plan horizontal, donnera lieu à une valeur plus petite ($= R \cos \alpha$). Il en résulte que toute donnée dendrométrique ramenée à l'hectare fait alors l'objet d'une *suresimation* suite à un facteur d'extension plus élevé (§ 13.3.5).



Pour corriger cette erreur, plusieurs procédés ou méthodes peuvent être mis en œuvre. Nous en analyserons trois qui visent tous à ajuster la surface de la placette.

Une première méthode (méthode 1), la plus précise mais aussi la plus fastidieuse, consiste à installer une ellipse sur la pente en corrigeant le rayon R du cercle horizontal de dimension souhaitée par les angles de pente réellement observés dans toutes les directions (Figure 13.3.4). À cet effet, sur un plan

pratique, on préconise de déterminer 10 à 15 angles de pente α_i à gauche et à droite de la ligne de plus grande pente et on calcule alors les rayons ajustés ($R/\cos \alpha_i$) selon les différentes pentes. Dans ces conditions, le grand demi-axe L de l'ellipse orienté parallèlement à la pente est égal à $R/\cos \alpha$ et le petit demi-axe l perpendiculaire à la pente est égal au rayon R . Ce procédé peut s'avérer très utile sur des terrains présentant des ressauts ou des ruptures de pente. On observera au passage que pareille procédure de correction de distance est celle mise en œuvre par le relascope de BITTERLICH (§ 8.7.2) qui intègre automatiquement les corrections de pente.

Une *deuxième méthode* (méthode 2) consiste à installer un cercle agrandi sur la pente (nous ferons l'hypothèse d'un terrain plan incliné) de telle sorte que sa projection sur un plan horizontal corresponde à une ellipse dont la surface S soit égale à celle du cercle de rayon R qui aurait été implanté sur terrain plat (Figure 13.3.5). L'angle de pente α correspond à la moyenne des angles de plus grande pente pris vers l'amont et vers l'aval du point de sondage. Comme la surface du cercle agrandi est égale à $s_a = \pi R^2 / \cos \alpha$, le rayon correspondant découle de la relation :

$$R_a = \sqrt{s_a / \pi} = \sqrt{s / \pi \cos \alpha} \quad \text{ou encore} \quad R_a = R / \sqrt{\cos \alpha}$$

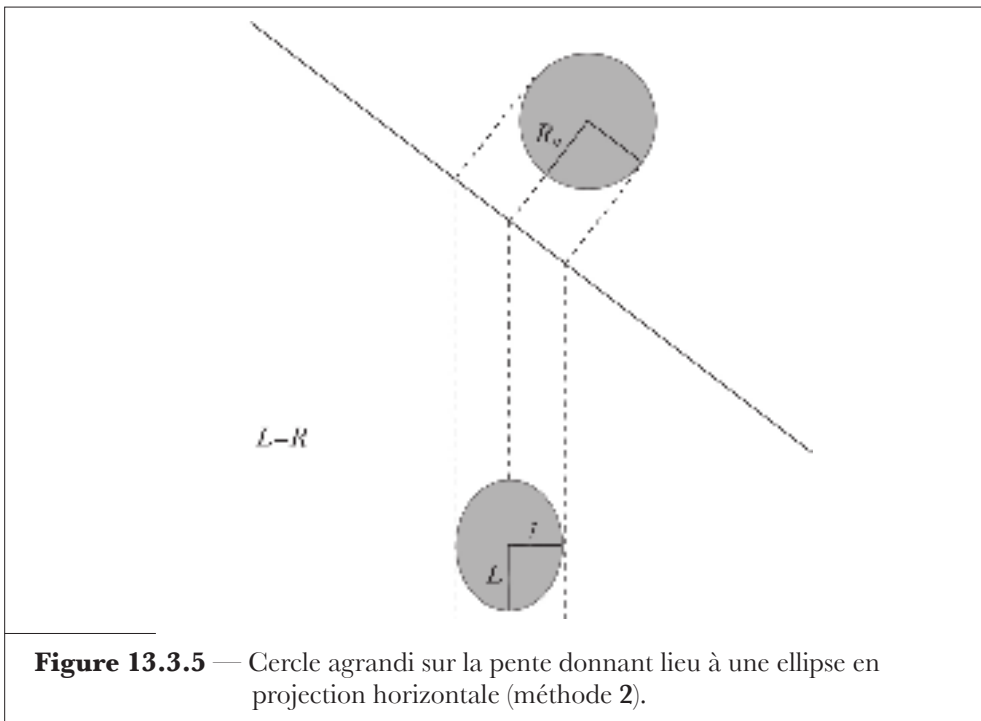


Figure 13.3.5 — Cercle agrandi sur la pente donnant lieu à une ellipse en projection horizontale (méthode 2).

En projection, on obtient une ellipse dont les demi-petit axe l (équivalent à $R_a \cos \alpha$, soit à la projection du rayon R_a orienté parallèlement à la pente) et demi-grand axe L (équivalent au rayon R_a situé perpendiculairement à la pente ou selon la courbe de niveau) valent respectivement :

$$l = R\sqrt{\cos \alpha} \quad \text{et} \quad L = R / \sqrt{\cos \alpha}$$

la surface étant bien égale à celle du cercle de rayon R puisque :

$$s = \pi l L = \pi R^2$$

À titre d'exemple, si l'on souhaite installer une placette circulaire à rayon agrandi sur un terrain en pente de 18° , dans le cas d'un inventaire comportant des placettes de surface circulaire définie de 5 ares, il conviendra de considérer un rayon $R_a = \sqrt{500 / \pi \cos 18^\circ} = 12,94$ m au lieu de 12,62 m.

On notera qu'il est évidemment toujours possible d'installer une placette circulaire sur terrain en pente en gardant le même rayon que si l'on se trouvait en terrain plat (utilisation de la chevillière suédoise tenue parallèlement à la pente du sol en chaque point du périmètre). Mais, dans ce cas, il faudra être conscient que si l'on obtient également une ellipse en projection horizontale sa surface sera plus petite que celle du cercle ($S_{\text{ellipse}} = S_{\text{cercle}} \cos \alpha$). Reprenant l'exemple ci-avant du terrain en pente de 18° , sur lequel on installe une placette de 5 ares en utilisant le rayon de 12,62 m qui lui correspond, on obtient en réalité une surface à prendre en compte dans les calculs d'extrapolation non pas de 5 ares mais de $5(\cos 18^\circ) = 4,76$ ares.

Une *troisième méthode* (méthode **3**) consiste à corriger les mesures de distances résultant de l'usage de la mire de PARDE ou d'une cible électronique (émetteur) utilisée avec le Vertex, toutes deux situées au centre de la placette. En toute rigueur, quand on se trouve en terrain incliné, on devrait ajuster la distance entre voyants de la mire en la corrigeant par le facteur de correction $1/\cos^2 \alpha_i$. Celui-ci résulte en fait d'une double correction pour tenir compte de la longueur de mire interceptée et de la distance mesurée selon la pente (§ 2.3.2), correspondant aux angles de visée sur la mire et variant pour chaque point à partir duquel une visée est effectuée.

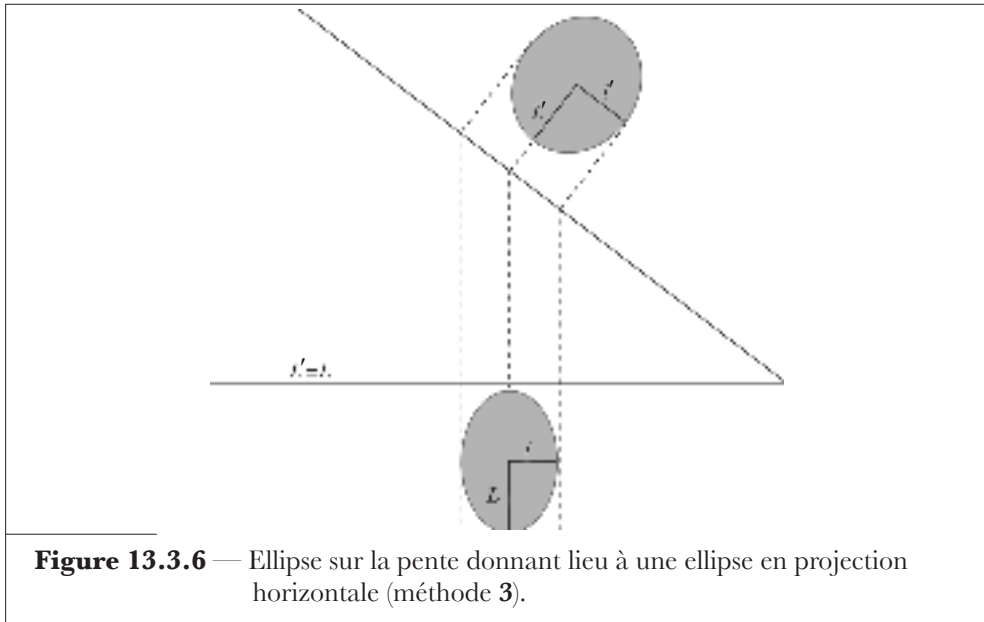
De cette manière, on peut installer une placette dont le rayon serait celui équivalent à celui d'une placette circulaire en projection horizontale (équivalente à la mesure au moyen d'un mètre ruban tenu horizontalement tel que vu antérieurement, point **2°**) à la condition d'ajuster les voyants de la mire pour chaque point de visée, ce qui serait irréaliste. En pratique, on se résoudra à ne prendre qu'un angle de pente.

La longueur de mire interceptée ne sera plus égale à la quantité b mais bien à $b \cos \alpha$ (si α est l'angle de visée sur la mire pris dans la direction de la plus grande pente du terrain ou encore l'angle de plus grande pente du terrain au centre de la placette). Comme la valeur du cosinus varie avec les différents points d'où la mire est visée, la surface délimitée prend la forme elliptique. En écartant les voyants d'une longueur plus grande, soit $b/\cos \alpha$, on définit sur le terrain une ellipse dont le demi-petit axe l' orienté selon la plus grande pente sera égal à :

$$(R/\cos \alpha) \cos \alpha = R$$

et la longueur de mire interceptée sera, dans ce cas, égale à b tandis que le demi-grand axe L' , orienté selon la courbe de niveau, sera lui égal à $R/\cos \alpha$.

Cette ellipse, projetée sur un plan horizontal, donne lieu à une autre ellipse dont les demi-petit et demi-grand axes (l et L) valent respectivement $R \cos \alpha$ et $R/\cos \alpha$. Sa surface est dès lors équivalente à celle d'un cercle de rayon R (Figure 13.3.6). Le tableau 13.3.2 donne les longueurs de mire pour des surfaces habituelles de placette circulaire et différents angles de pente α .



Pour une surface de placette s , en m^2 , un angle de visée α , en degrés, sur une mire verticale et à la même hauteur au-dessus du sol que l'œil de l'opérateur et pour un angle β fixé (prisme optique du dendromètre), la distance b entre voyants sur la mire, en cm, découle de l'expression [DUPLAT et PERROTTE, 1981] :

$$b = 100 \operatorname{tg} \beta \sqrt{\frac{2s}{\pi(\cos \alpha + \cos^3 \alpha)}}$$

Celle-ci ne tient pas compte de ce que la mire est cylindrique et non filiforme mais la correction à apporter $[-(2r \operatorname{tg} \beta)/(2 + \operatorname{tg}^2 \alpha)]$ pour un rayon r de mire, est de toute manière négligeable.

Dans le cas de l'utilisation du Vertex, il est possible, via une fonction spécifique, d'adapter la distance d'éloignement de la mire à chaque angle de visée (cette modalité convient parfaitement bien à la mise en œuvre de la première méthode évoquée) et de mesurer la distance horizontale équivalente à celle du rayon d'un cercle en terrain plat.

Toujours en ce qui concerne la délimitation en terrain incliné, dans une étude théorique, JONSSON et MATERN [1982] suggèrent également l'utilisation d'un système optique, l'opérateur étant équipé de lunettes comportant un prisme à double réfraction et la mire portant un repère semblable à un disque d'athlétisme.

Une autre méthode [KORTTHONEN, 1979] consiste à utiliser un prisme relascopique (§ 13.10.3) parfaitement calibré dont on connaît le facteur de surface terrière (FST). Un facteur de surface terrière égal à 1 correspond à un rapport entre le diamètre d'un objet visé et la distance à cet objet de 1/50 (§ 8.7.2). En d'autres termes, si, à l'aide d'un prisme relascopique dont le $FST = 1$ et que l'on fait pivoter de 90° par rapport à sa position normale, on vise les voyants d'une mire de PARDE pour se situer à une distance L , il conviendra d'écarter les voyants d'une longueur égale à $L/50$. L'opération est plutôt délicate et d'autant plus si l'on opère en terrain incliné (§ 13.10.3).

Tableau 13.3.2 — Valeurs de référence propres à l'utilisation de la mire de PARDE.

Pente α (degrés)	Distance b (cm) entre voyants pour des surfaces de :				
	2 ares	4 ares	5 ares	10 ares	15 ares
0	23,9	33,9	37,8	53,5	65,6
5	24,0	34,0	38,0	53,7	65,8
10	24,3	34,4	38,4	54,3	66,6
15	24,8	35,0	39,2	55,4	67,8
20	25,4	36,0	40,2	56,9	69,7
25	26,3	37,3	41,7	58,9	72,2
30	27,5	38,9	43,5	61,5	75,3
35	28,9	40,9	45,7	64,7	79,2
40	30,7	43,4	48,5	68,7	84,1

13.3.3. Dimension des unités d'échantillonnage

Il n'est pas possible de fixer facilement la surface à donner à chaque unité d'échantillonnage tant le nombre d'éléments qui entrent en ligne de compte est élevé. En principe, des études simulant entre autres l'influence de la grandeur des placettes sur l'erreur d'échantillonnage [GRAYET, 1977b; O'REGAN et ARVANITIS, 1966] permettent de se faire une opinion en la matière.

Les quelques règles suivantes méritent d'être prises en considération :

- la dimension d'une placette dépend de la variabilité locale de la grandeur à estimer et il est recommandé, à cet égard, de procéder à quelques tests préalables au sein de la population à échantillonner, compte tenu de ses caractéristiques propres, en vue de préciser à partir de quelle dimension la variabilité tend à se stabiliser ;
- à intensité d'échantillonnage égale, il est préférable de recourir à un nombre de placettes aussi élevé que possible, donc de diminuer la surface des placettes pour autant que l'on reste dans des limites compatibles avec la représentativité ;
- un guide est de considérer une surface assez importante pour inclure un nombre suffisamment représentatif d'arbres (surtout si l'on a ultérieurement en vue d'estimer des accroissements et la répartition des principales caractéristiques dendrométriques par classes) mais aussi assez petite pour que le temps consacré aux mesures ne soit pas excessif. SPURR [1952] estime qu'une placette d'échantillonnage doit au moins inclure 20 à 30 arbres mesurables. En d'autres termes, la grandeur des placettes devrait être fonction de l'allure des peuplements (densité, âge, grosseur des arbres). Pour PARDE [1961a], cette surface varie en fonction du type de forêt mais devrait englober en moyenne 10 à 20 tiges. Ce nombre se situerait entre 12 et 14 pour RICHTER et GROSSMANN [1959], voire, pour autant que la placette n'englobe pas de vide anormal, entre 10 et 12, ce qui, selon DUPLAT et PERROTTE [1981], devrait permettre de maîtriser la variabilité due à la distribution spatiale des arbres et donc de régulariser assez fortement les variations des grandeurs généralement observées telles que nombres de bois, volumes et surfaces terrières à l'hectare. Dans le même esprit, LAURENT et RONDEUX [1985b], étudiant diverses modalités de sélection d'arbres en inventaires par échantillonnage de futaies résineuses, proposent d'utiliser des placettes à « nombre minimum de bois », ce nombre étant idéalement compris entre 15 et 20, en conditions de densité normale des peuplements.

Des estimations non biaisées des principaux paramètres des peuplements peuvent être obtenues à partir de n'importe quelle dimension, bien que la précision et le coût de l'échantillonnage puissent varier de manière significative. Le choix de la dimension d'une placette peut aussi très souvent reposer sur un compromis entre les coûts d'installation et la précision souhaitée [TARDIF, 1965], voire aussi être soumise à une telle contrainte de coût que le respect d'une précision déterminée s'avère moins essentiel.

- Une *première manière* de procéder pour porter un jugement sur l'intérêt d'adopter une dimension de placette plutôt qu'une autre est de comparer les coûts totaux des échantillonnages effectués par l'intermédiaire de chaque type de placette sous la contrainte que les méthodes comparées offrent une

précision identique. Si le coût moyen par unité d'échantillonnage d'une dimension 1 est égal à c_1 pour chacune des n_1 unités mesurées dans le processus d'échantillonnage, le coût total est égal à :

$$C_1 = n_1 c_1$$

Par rapport à une seconde dimension 2, le coût relatif résulte de l'équation :

$$\frac{C_1}{C_2} = \frac{n_1 c_1}{n_2 c_2}$$

Quant à la contrainte d'égalité des variances $\hat{\sigma}_1^2$ et $\hat{\sigma}_2^2$ fournies par les deux méthodes et relatives à l'estimation d'une variable donnée à l'échelle de la population, elle peut s'écrire en termes de variances des totaux :

$$N_1^2 \frac{\hat{\sigma}_1^2}{n_1} = N_2^2 \frac{\hat{\sigma}_2^2}{n_2}$$

où N_1 et N_2 = nombres d'unités de chaque dimension dans la population,
 $\hat{\sigma}_1^2$ et $\hat{\sigma}_2^2$ = variances estimées de la variable étudiée.

Comme on peut en déduire que :

$$n_2 = \left(\frac{N_2^2 \hat{\sigma}_2^2}{N_1^2 \hat{\sigma}_1^2} \right) n_1$$

il vient aussi que :

$$\frac{C_1}{C_2} = \frac{c_1 N_1^2 \hat{\sigma}_1^2}{c_2 N_2^2 \hat{\sigma}_2^2}$$

• Une *deuxième manière* est de raisonner en termes «d'efficacité relative». De façon générale, l'efficacité U d'une méthode d'estimation se mesure par l'inverse de la variance [SUKHATME et SUKHATME, 1970] ou du carré du coefficient de variation CV de la variable estimée. On écrira par conséquent que :

$$U = 1/CV^2$$

Si l'on compare une dimension donnée de placette (méthode **2**) à une dimension de référence (méthode **1**), on utilisera la notion d'efficacité relative qui peut se mettre sous la forme :

$$U_r = \frac{U_2}{U_1} = \frac{1/CV_2^2}{1/CV_1^2} = \frac{CV_1^2}{CV_2^2}$$

Pour tenir compte simultanément des coûts ou des temps, symbolisés par le sigle P , cette relation sera complétée de la manière ci-après :

$$U_r = \frac{P_1 CV_1^2}{P_2 CV_2^2} = \frac{P_1 U_2}{P_2 U_1}$$

Un rapport inférieur à l'unité signifie que la méthode 1 est la plus efficace.

• Enfin, une *troisième manière* de procéder consiste à déterminer une dimension optimale, c'est-à-dire celle qui minimise le temps global de localisation et de mesure pour atteindre une précision donnée, ce qui revient à écrire [ZEIDE, 1980] :

$$s_{op} = s_1 \left(\frac{t_d}{t_m} \right)^2$$

où

s_{op} = dimension optimale,

s_1 = dimension de placette utilisée en échantillonnage pilote (réalisé à partir de quelques placettes et au sein d'unités représentatives) pour estimer le temps de travail et la variabilité de la variable à estimer,

t_d = temps moyen de déplacement entre deux placettes voisines de dimension s_1 ,

t_m = temps moyen de mesure pour une placette de dimension s_1 .

La signification intuitive de cette expression est que la dimension des placettes doit être d'autant plus grande que la distance les séparant est élevée ; il est en effet peu réaliste de consacrer beaucoup de temps au cheminement si c'est pour installer une petite placette. On peut aussi démontrer que pour une dimension optimale le temps relatif aux déplacements est égal à celui relatif aux mesures.

Suite à l'expérience de divers pays, et compte tenu des objectifs poursuivis par un inventaire (inventaire de reconnaissance, inventaire national, inventaire de gestion, etc.), on peut se référer aux indications suivantes :

- aux USA, la dimension la plus habituelle des placettes varie de 4 à 10 ares, l'étendue augmentant avec l'âge des peuplements ;
- en Europe occidentale, la tendance est de choisir des surfaces comprises entre 5 et 10 ares ;
- dans certaines conditions de structure (peuplements à différents étages, comme en taillis sous futaie par exemple), on implante, en peuplements homogènes [RICHTER et al., 1953], des placettes à surfaces concentriques pouvant varier, selon la grosseur des arbres, de 0,25 à 4 ares. Selon PARDE [1961a], on pourrait retenir les quelques chiffres moyens suivants selon les types de forêts concernés :

- 8 à 10 ares en taillis sous futaie ou futaie âgée ;
- 5 ares en futaie pleine d'âge moyen et en futaie jardinée ;
- 4 ares en peuplement équiennne très homogène et pas trop âgé ;
- moins de 4 ares dans les très jeunes peuplements et plus de 4 ares dans les plus vieux ;
- plusieurs dizaines d'ares en forêts tropicales eu égard à la plus grande hétérogénéité de celles-ci.

En général, plus l'unité d'échantillonnage est grande, plus la variance de la caractéristique à estimer (nombre de bois, surface terrière ou volume, par exemple, sur la placette) est réduite. La relation entre ces deux grandeurs est de la forme :

$$\sigma^2 = ks^{-c}$$

ou encore, en termes de coefficient de variation :

$$CV = k's^{-c'}$$

où s = surface de la placette,
 k, k', c, c' = coefficients à estimer.

Une grande unité d'échantillonnage a pour effet de minimiser l'impact de l'hétérogénéité de la dispersion des arbres (vides, accumulations d'arbres) sur l'estimation de la moyenne. Cette homogénéisation n'a plus d'effet dans des populations très uniformes.

On peut aussi exprimer la diminution de variance de la variable estimée accompagnant l'augmentation de surface d'une placette en considérant le modèle théorique suivant, dû à SMITH [1938] :

$$\sigma_{\bar{x}(n)}^2 = \sigma_1^2 / n^\beta$$

où $\sigma_{\bar{x}(n)}^2$ = variance de la moyenne de la variable étudiée pour des groupes de n placettes unitaires (1 are),

σ_1^2 = variance de la moyenne pour des placettes unitaires (1 are),

β = coefficient compris entre 0 et 1.

Pour des placettes totalement indépendantes, condition remplie lorsque $\beta=1$, l'équation ci-avant, en termes de coefficient de variation, s'écrit :

$$CV_m = CV / \sqrt{m}$$

où m représente le facteur de multiplication de la placette unitaire.

D'autres formules destinées à traduire l'évolution de la variance en fonction de la dimension des placettes ont été proposées, c'est le cas de celle de FREESE [1961] qui s'écrit :

$$CV_m^2 = CV_r^2 \sqrt{s_r / s_m}$$

où CV_r = coefficient de variation d'une grandeur donnée pour une placette de référence de surface s_r ,

CV_m = coefficient de variation d'une grandeur donnée pour une placette de surface s_m .

Cette formule s'appliquerait aux populations très uniformes dans lesquelles des modifications de dimension des placettes auraient peu d'influence sur la variance.

À la suite de LOETSCH et al. [1973], nous dirons que les tentatives visant à exprimer la diminution du coefficient de variation à l'aide d'une formule ont une portée relativement limitée suite à la grande variabilité de la distribution spatiale des individus au sein d'un même peuplement.

Exemple 13.3.1 — Incidence de la dimension de la placette sur la variance

Supposons que des placettes d'échantillonnage de 4 ares aient été installées en vue d'estimer le volume à l'hectare de peuplements résineux déterminés et que le coefficient de variation estimé soit de 38 %.

Dans l'hypothèse où l'on aurait implanté des placettes de 6 ares au lieu de 4 ares, le coefficient de variation eût été de :

$$\begin{aligned} CV_6^2 &= CV_4^2 \sqrt{\frac{4}{6}} \\ &= 382(0,8165) = 1.179,0 \end{aligned}$$

et $CV_6 = \sqrt{1.179,0} = 34,3\%$

Si la dimension des placettes avait été doublée (8 ares au lieu de 4), le coefficient de variation du volume aurait été de 32,0 %.

Enfin, une façon plus directe de procéder consiste à exprimer directement, par régression, la relation existant entre la variance et la dimension de la placette. À partir de travaux de simulation portant sur la prise en compte de placettes d'étendues très différentes, O'REGAN et ARVANITIS [1966] proposent l'équation ci-après :

$$\log \sigma_s^2 = a_0 + a_1 \log s + a_2 (\log s)^2$$

dans laquelle :

σ_s^2 = variance (du nombre de tiges ou de la surface terrière) pour une placette de dimension s ,

a_0, a_1 , et a_2 = coefficients à estimer pour une placette de dimension s .

13.3.4. Choix de l'unité d'échantillonnage la plus appropriée

En guise de synthèse de ce qui précède, quand on choisit une unité d'échantillonnage, il est important de considérer à la fois son type, sa dimension et sa forme.

Sur un plan général, l'unité la plus efficace est celle qui échantillonne de manière proportionnelle à la variance des paramètres à estimer. Si c'est le nombre d'arbres à l'unité de surface qui est la variable d'intérêt, les unités à surface définie sont généralement plus efficaces, car elles échantillonnent en raison proportionnelle à la fréquence des arbres. Dans le cas de la surface terrière, c'est l'échantillonnage horizontal par point (§ 13.10.3) qui est le plus efficace du fait qu'il échantillonne précisément en proportion de la dimension des arbres.

Des estimations non biaisées de quantités de matière ligneuse et d'autres variables relatives aux peuplements peuvent être obtenues à partir de n'importe quels types et dimensions d'unités, bien que précision et coût de l'échantillonnage puissent varier fortement d'un cas à l'autre. Des petites unités sont souvent plus efficaces. C'est le cas dans des peuplements homogènes où la précision pour une intensité d'échantillonnage donnée tend à être plus grande pour de petites unités que pour de plus grandes du fait que le nombre d'unités indépendantes est plus élevé. Cependant, la dimension de l'unité la plus efficace est aussi influencée par la variabilité de la forêt. Lorsque de petites unités sont utilisées dans des forêts hétérogènes, des coefficients de variation élevés sont observés et dans pareils cas de grandes unités sont préférables.

Il est une règle importante à prendre en compte : pour une intensité d'échantillonnage fixée, la précision sera d'autant plus élevée qu'il y a plus d'unités. Par ailleurs plus ce nombre est élevé, plus le coût sera élevé ; il sera généralement plus grand pour un nombre élevé de petites unités que pour un nombre limité de grandes.

Il ressort de toutes ces considérations que le choix de la taille de l'unité (tant pour les placettes à surface définie que non définie) est crucial et pourrait se résumer par le subtil compromis suivant : *« la taille de la placette doit être suffisamment grande pour incorporer un nombre représentatif d'arbres et être représentative de la population à échantillonner tout en étant suffisamment petite de manière à éviter que le temps consacré à l'installation et aux mesures ne devienne prohibitif ».*

13.3.5. Facteur d'extension

La plupart du temps, lors de leur traitement, les données d'inventaires sont exprimées sous forme de moyennes qui se réfèrent à des nombres d'individus (arbres) ou qui sont ramenées à l'unité de surface.

Des mesures ou des comptages effectués sur des unités d'échantillonnage (*UE*) de quelques ares sont rapportées à l'unité de surface (hectare) en utilisant

un facteur d'extension⁽¹²⁾ qui, pour un arbre échantillonné i , correspond au rapport :

$$FE_i = s_R / (s_{UE})_i$$

dans lequel :

- FE_i = facteur d'extension associé au i^e arbre échantillonné,
- s_R = surface de référence ou unité de surface (10.000 m² = 1 hectare),
- $(s_{UE})_i$ = surface de l'unité d'échantillonnage comportant l'arbre i .

Chaque arbre échantillonné représente donc FE arbres par unité de surface. À titre d'exemple, dans le cas d'une unité d'échantillonnage de 5 ares, chaque arbre représente $100/5 = 20$ arbres à l'hectare. Le facteur d'extension concerne évidemment aussi d'autres caractéristiques telles que la surface terrière ou le volume. Pour une caractéristique Y_i , le facteur d'extension correspondant résulte de la multiplication du facteur d'extension « arbre », soit FE_i , par Y_i .

Pour la surface terrière le facteur d'extension GE_i sera donc égal à :

$$GE_i = FE_i g_i$$

si g_i représente la surface terrière de l'arbre i .

Les valeurs estimées à l'hectare résultent de ces relations établies à l'échelle de l'arbre échantillonné. Pour une placette comportant m arbres, si le facteur d'extension est identique pour chaque arbre (hypothèse rencontrée dans le cas d'échantillonnages où la probabilité de sélection est constante, c'est-à-dire lorsque les arbres ont tous la même chance de faire partie de l'échantillon), la surface terrière ramenée à l'hectare, par exemple, s'écrira :

$$G/ha = \sum_{i=1}^m FE_i g_i$$

On observera que cette relation peut aussi se mettre sous la forme :

$$G/ha = FE \sum_{i=1}^m g_i$$

dans le cas de probabilités constantes, ce qui ne sera plus vrai pour l'échantillonnage par point où la probabilité de sélectionner un arbre est proportionnelle à sa surface terrière (§ 13.10.3).

On peut évidemment généraliser la notion de facteur d'extension non seulement à d'autres paramètres du peuplement mais aussi à d'autres types d'unité d'échantillonnage à partir du facteur d'extension « arbre ».

⁽¹²⁾ expansion factor.

13.4. Réalisation proprement dite d'un inventaire par échantillonnage

La réalisation de l'inventaire sur le terrain comporte plusieurs phases successives que nous définirons comme suit :

- le cheminement et le repérage des placettes ;
- l'implantation des placettes ;
- la récolte des données et la réalisation des observations.

Nous envisagerons aussi la constitution de l'équipe d'inventaire et nous fournirons quelques chiffres moyens relatifs aux temps de réalisation de celui-ci.

13.4.1. Cheminement

Cette opération consiste à repérer sur le terrain les centres de placettes définis par le type d'échantillonnage adopté en progressant dans une direction donnée et sur une distance déterminée. À cette fin, lorsque l'inventaire concerne de petites étendues, on utilisera une boussole de qualité (par exemple la boussole SUUNTO précise à 1/5 de degré) et un mesureur de distances (appareils ultrasoniques ou, à défaut un topofil = mesureur à fil perdu) (Figure 13.4.3). Sur de plus grandes étendues, on identifiera les centres des unités d'échantillonnage à partir de points remarquables sur cartes ou sur photos (croisements de chemins, ruisseaux, croix, etc.) situés le plus près possible de la placette à installer et on procédera ensuite par un repérage à l'aide d'un GPS [EVANS et al., 1992].

Dans le cas de terrains en pente ($\alpha \geq 5^\circ$), il faudra appliquer une correction à la distance de cheminement (§ 13.3.2), celle-ci étant d'autant plus élevée que la pente est forte, cette dernière se mesurant par exemple au moyen d'un clinomètre dans la direction de la marche. Le tableau 13.4.1 fournit les corrections relatives ou pourcentages à appliquer aux distances à parcourir pour différents angles de pente α . La distance corrigée L_1 par rapport à la distance horizontale L_0 résulte de la formule ci-après :

$$L_1 = L_0 + L_0 \left(\frac{1}{\cos \alpha} - 1 \right) = L_0 / \cos \alpha$$

L'utilisation des «GPS» («*Global Positioning Systems*») (§ 8.3 et § 8.3.4) mérite l'attention car ces appareils, capables de recevoir des signaux émis par des satellites, permettent de se positionner en latitude, longitude et altitude. La précision de localisation est fonction de la position des satellites au moment de l'appel et de la densité du couvert végétal. Cette précision ne cesse d'augmenter.

Elle serait déjà actuellement inférieure à 10 m avec un seul récepteur «grand public» ou de randonnée [LEJEUNE et RONDEUX, 2007]. Le cheminement par GPS est réalisé à partir de la fixation de points de coordonnées qu'il convient de rejoindre en mode «cheminement» aidé en cela par une boussole intégrée et un signal sonore retentissant dès l'approche du point. L'intérêt du GPS est aussi de se référer à des distances en *projection horizontale* (§ 8.3 et § 13.3.2).

Tableau 13.4.1 — Correction à apporter aux longueurs de cheminement selon la pente.

Pente (en degrés)	Correction relative (%) $[(1/\cos \alpha) - 1] \cdot 100$
0	0,00
5	0,38
10	1,54
15	3,53
20	6,42
25	10,34
30	15,47
35	22,08
40	30,54
45	41,42
50	55,57

13.4.2. Implantation des unités d'échantillonnage

L'implantation est l'opération qui consiste à asseoir l'unité d'échantillonnage sur le terrain, au terme du cheminement. Seuls les points tombant effectivement en forêt ou situés sur la limite entre la forêt et une affectation ne faisant pas l'objet de l'inventaire sont pris en compte dans les développements qui suivent. Nous avons déjà traité de ce sujet au § 13.3.2 en exposant les principales techniques utilisées pour opérer la délimitation des unités, plus particulièrement circulaires. En conséquence, nous mettrons plutôt l'accent sur un certain nombre de conventions à adopter dans les cas particuliers d'installation d'unités situées en bordure de zone à inventorier ou comportant plusieurs éléments nécessitant une description ou une analyse séparée.

En présence de bordure, pour que les informations ou les estimations relatives aux peuplements soient exemptes de biais, la zone de bordure doit être correctement représentée dans l'échantillon, même si ce biais est négligeable pour de grandes surfaces boisées présentant une faible proportion de bordures [BEERS, 1977].

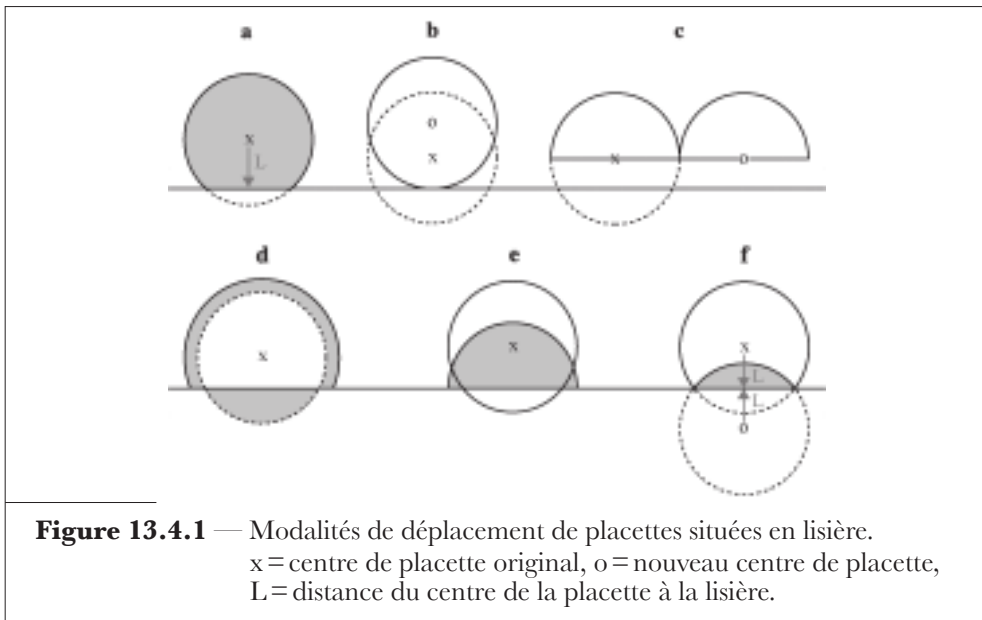
Dans le cas d'une disposition systématique des unités, on peut avoir deux situations dans lesquelles celles-ci chevauchent la limite, soit que le centre tombe à l'intérieur du peuplement ou sur la limite, soit qu'il tombe à l'extérieur du peuplement et donc que plus de la moitié de l'unité (segment dans le cas d'une placette circulaire) se trouve à l'extérieur. Si ces deux types de placettes «partielles» sont prises en considération, l'échantillon est théoriquement correct et l'effet de bordure est évalué sans biais.

La somme des unités entières et partielles correspond à la surface totale de l'échantillon et l'information relative à la fraction de surface réellement échantillonnée est extrapolée à la surface totale du peuplement par l'intermédiaire du rapport existant entre la surface du peuplement et la surface échantillonnée. La détermination des surfaces des différents segments est cependant fastidieuse. Aussi, diverses méthodes ont-elles été développées en vue de maîtriser correctement l'effet de lisière tout en considérant des unités entières. Toutes ont en commun de ne pas prendre l'unité d'échantillonnage en considération lorsque son centre est situé à l'extérieur de la zone à inventorier. Lorsque celui-ci est situé à l'intérieur de cette zone, mais que la placette (circulaire) comporte un segment situé à l'extérieur de la zone⁽¹³⁾, les unités sont déplacées vers l'intérieur ou organisées de manière à constituer des entités complètes. Pour tenir compte de l'effet de bordure⁽¹⁴⁾, il est possible d'envisager diverses procédures parmi lesquelles (Figure 13.4.1) :

- *méthode (a)* : maintien de la localisation de la placette. Seuls les arbres situés au sein du peuplement sont donc mesurés. Cette méthode exige beaucoup de temps consacré à la détermination de la portion de placette à l'intérieur du peuplement et peut devenir complexe si la limite n'est pas rectiligne. Il est toutefois possible de pondérer l'importance du matériel inventorié en utilisant un facteur correctif comme c'est le cas pour la *méthode (c)*. La méthode d'estimation par la régression ou par le quotient (§ 13.8.5) peut être utilisée pour obtenir des estimations valables de la moyenne et du total lorsque des placettes tombent entièrement en forêt et que d'autres incluent à la fois une zone forestière et une zone hors forêt. Il est alors en effet nécessaire de mesurer deux variables pour chaque placette : la surface de la portion de placette tombant en forêt et la variable dendrométrique s'y référant comme le volume, par exemple ;

⁽¹³⁾ *boundary overlap.*

⁽¹⁴⁾ *edge effect.*



- *méthode (b)* : déplacement de la placette vers l'intérieur du peuplement de telle manière que le nouveau périmètre vienne en tangence avec la limite. Cette méthode peut conduire à un biais significatif si le peuplement comporte une proportion importante de sa surface située en lisière (cas de petites étendues). Les arbres de bordure sont d'autant plus sous-échantillonnés que la placette est reportée loin de la limite ;
- *méthode (c)* : double comptabilisation du demi-cercle situé entièrement dans le peuplement ou matérialisation d'un second demi-cercle accolé latéralement au premier pour constituer l'équivalent d'un cercle complet ;
- *méthode (d)* : agrandissement du rayon de la placette sur la base d'un facteur d'extension calculé à partir du rapport entre ce rayon et la distance séparant le centre de la placette des limites du peuplement et le rayon r de cette même placette. Si cette procédure constitue une amélioration par rapport à la *méthode (a)*, les arbres situés en bordure sont encore sous-échantillonnés. On peut cependant aussi pondérer l'importance du matériel inventorié en utilisant un facteur correctif calculé comme pour la *méthode (c)* ;
- *méthode (e)* : division de la placette en deux parties, une demi-placette est positionnée exactement sur la bordure. Les arbres situés à l'intérieur de cette demi-placette sont mesurés et comptabilisés deux fois. Cette méthode engendre un sur-échantillonnage des arbres de bordure et produit des résultats biaisés comme dans les *méthodes (b)* et *(d)* ;
- *méthode (f)* : connue sous le nom de méthode du *mirage* proposée par SCHMID [1969].

Cette dernière mérite que l'on s'y attarde un instant. Soit une placette circulaire comportant un segment situé à l'extérieur de la zone à inventorier. La méthode consiste à reporter au-delà de la bordure, vers l'extérieur, et si la topographie du terrain voisin le permet, la distance L (séparant le centre initial de la placette de la bordure) de manière à fixer le centre d'une nouvelle placette comportant un segment identique au précédent mais situé à l'intérieur de la zone à inventorier. Les arbres inclus dans ce dernier segment sont mesurés deux fois. Par utilisation de la théorie des probabilités, on peut démontrer que, parmi les méthodes citées, seule la méthode du mirage est exempte de biais [GRÉGOIRE, 1982]. Le déplacement de la placette ou la matérialisation de deux demi-placettes juxtaposées donnent lieu à une erreur systématique négative qui augmente lorsque la surface de la placette augmente. Les méthodes relatives à l'agrandissement du rayon ou ne prévoyant pas le déplacement de la placette présentent aussi un biais négatif mais moins important.

Dans certaines circonstances, plus spécialement lors d'inventaires pratiqués à grande échelle, la placette d'échantillonnage peut concerner plusieurs types d'informations ou critères de différenciation tels que types de propriétaires, essences, âges, structures, etc. Afin d'obtenir une estimation suffisamment fiable de l'une ou l'autre variable relative à chacune des composantes que l'on souhaite estimer, il est nécessaire de déterminer les fractions de surface qui leur correspondent. Le plus souvent, on essaiera de matérialiser des limites aussi rectilignes que possible, de telle manière que des estimations séparées de surfaces occupées puissent être réalisées en définissant des segments, ou des secteurs dans l'hypothèse de placettes circulaires.

Dans le cas particulier de la présence de plusieurs essences au sein d'une même placette, deux situations peuvent se présenter : la première concerne un mélange intime d'essences appartenant à un même peuplement éventuellement structuré en plusieurs étages et qu'il est en principe plus opportun de considérer comme un tout pour lequel les estimations sont ramenées à l'hectare de l'ensemble ; la seconde est relative à une distribution spatiale plus nette entre les essences (par exemple : peuplements de deux ou trois âges différents, peuplements contigus d'essences différentes) pour lesquelles des estimations séparées sont souhaitables.

Enfin, reste le cas du point de sondage tombant exactement sur la limite entre deux éléments (peuplements, peuplements et autres affectations, ...) situés en forêt. Une règle est de localiser le point dans l'un ou l'autre élément par tirage au sort, voire, par convention, en l'incluant une fois sur deux à celui rencontré en premier lieu par le cheminement. Il en va de même pour ce qui regarde la forêt et une affectation non forestière (champ, route, par exemple) où l'on peut très bien adopter comme convention de faire glisser le point vers la forêt une fois sur deux.

13.4.3. Récolte des données

1° Les mesures à réaliser et les observations à effectuer sont évidemment fonction des objectifs poursuivis, ainsi que des disponibilités en moyens humains et matériels. Dans l'optique d'un inventaire axé sur l'aménagement forestier, la récolte portera sur des renseignements de situation générale, sylvicoles, dendrométriques et écologiques, comme suggéré dans la figure 13.4.2 relative à une fiche de pointage conçue pour un traitement informatique. Dans le cas des inventaires régionaux et nationaux (§ 13.14.2), l'éventail des mesures et observations peut être beaucoup plus large, incluant par exemple la prise en compte de variables ou d'indicateurs relatifs à la gestion durable et à la biodiversité.

2° Il est important de fixer un *seuil d'inventaire*, soit la dimension en grosseur à partir de laquelle les arbres seront pris en considération. Généralement, ce seuil est également déterminé en fonction des objectifs recherchés. On adoptera, par exemple, une règle précisant que tous les arbres ayant au moins le diamètre de 7 cm (bois fort) à hauteur d'homme seront mesurés. Cependant, si l'on veut avoir une estimation satisfaisante du potentiel de régénération d'une forêt ou évaluer la biomasse ligneuse totale, il est nécessaire d'abaisser ce seuil. Des recommandations formulées à l'occasion de réunions internationales (COST Action E43 – «*Harmonisation of National Forest Inventories in Europe : Techniques for Common Reporting*») [TOMPPPO et al., 2010] ont été jusqu'à proposer la limite de grosseur «zéro». C'est évidemment via l'utilisation de micro-placettes ou de sous-placettes au sein de placettes d'échantillonnage que l'on peut réaliser pareilles mesures. Des modèles, par exemple basés sur l'analyse de la distribution des rapports de nombres de bois entre classes successives, permettent d'estimer le nombre de tiges d'une classe de grosseur déterminée [TOMTER et al., 2012].

Le rapport entre nombres de bois de classes diamétrales successives, qui peut s'écrire :

$$R_{d_i} = N_{d_i} / N_{d_{i+1}} \quad (i = 1, n)$$

est modélisé via un modèle non linéaire de la forme :

$$R_{d_i} = a c_{d_i}^b + \varepsilon \quad (i = 1, n)$$

où c_{d_i} sont les valeurs centrales des classes diamétrales, a et b les paramètres à estimer.

Fiche d'inventaire N°									
N° placette :								Date :	
Coord. X :		Coord. Y :		Surf. placette :		Rayon placette :		Forêt :	
Propriétaire :		Lieu-dit :		N° série :		N° coupe :		N° parcelle :	
Surf. parcelle :		Altitude :		Pente :		Exposition :		Relief :	
Géologie :		Type de sol :		Profondeur sol :		Drainage :		Charge caillout. :	
Âge :		État sanitaire :		Humus :		Rmq :			

Essence principale									Autres essences							
n°	c _{1,5}	h _{tot}	n°	c _{1,5}	h _{tot}	n°	c _{1,5}	h _{tot}	n°	ess	c _{1,5}	h _{tot}	n°	ess	c _{1,5}	h _{tot}

Figure 13.4.2 — Modèle simplifié de fiche de pointage relative à un inventaire par échantillonnage.

3° Quant à la panoplie de matériel utilisée sur le terrain en vue de la collecte des données, elle peut être constituée comme suit :

- pour le repérage des points de sondage : cartes de situation IGN⁽¹⁵⁾, topographiques, administratives, photos aériennes, boussole, topofil, GPS ;
- pour les mesures dendrométriques : dendromètre et clinomètre, rubans de 1,5 m et de 3 m et/ou compas, tarière de PRESSLER et mesureur d'écorce, relascope de BITTERLICH (ou prisme relascopique), compas finlandais + perche télescopique ;
- pour la délimitation des placettes : mire de PARDE, chevillère suédoise, distance-mètre (par ex : le Forestor Vertex) ;
- pour la matérialisation des placettes : griffe et craies, peinture en bombes ;
- pour la transcription des données : formulaires et/ou encodeur portable.

La figure 13.4.3 montre le type de matériel utilisé plus spécifiquement dans l'inventaire permanent des ressources forestières de Wallonie [RONDEUX, 1983b].

⁽¹⁵⁾ IGN : Institut Géographique National (Belgique).

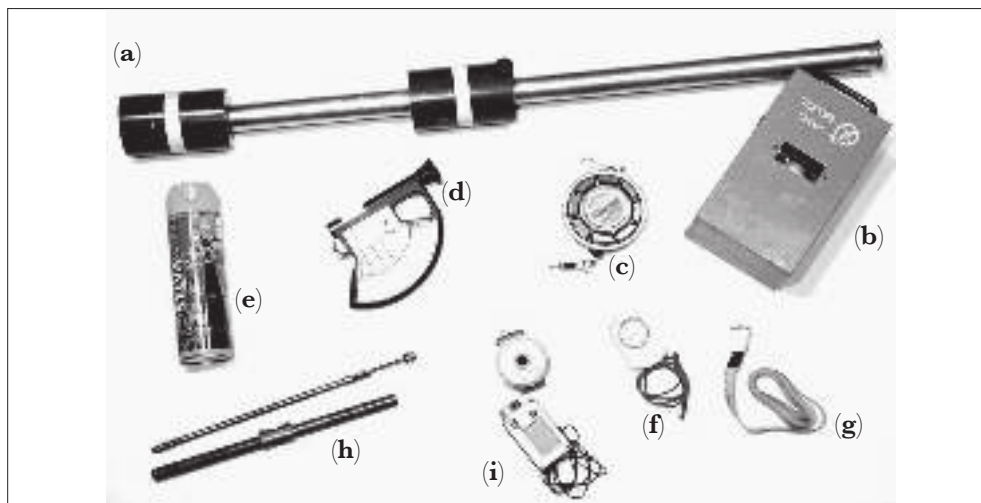


Figure 13.4.3 — Matériel utilisé en inventaire par échantillonnage.

- | | |
|-------------------------------|---------------------------|
| (a) = mire de PARDE | (f) = boussole |
| (b) = topofil | (g) = ruban |
| (c) = chevillère suédoise | (h) = tarière de PRESSLER |
| (d) = dendromètre BLUME-LEISS | (i) = vertex |
| (e) = bombe de couleur | |

+ GPS (cf. Figure 8.3.1) et encodeur portable (cf. Figure 13.14.1), (figure en couleur en fin d'ouvrage).

13.4.4. Équipe d'inventaire

Habituellement, l'équipe chargée d'effectuer l'inventaire se compose de trois personnes, soit un chef d'équipe et deux aides ou opérateurs. Cependant, dans beaucoup de situations, deux personnes peuvent suffire. Il sera essentiel de veiller à une répartition équilibrée des tâches de chacun, à la fixation des responsabilités et surtout à la formation des équipiers (manipulation d'appareils, lecture de cartes, contrôle des appareils de mesure, supervision méthodologique, etc.).

13.4.5. Quelques chiffres sur les temps d'exécution

Le temps de réalisation d'un inventaire par échantillonnage est fonction de plusieurs facteurs liés à :

- la composition de l'équipe et à la qualité des opérateurs ;
- la disposition des unités d'échantillonnage (liée au type d'inventaire proposé) ;
- la nature de la forêt (difficulté de progression, mélanges d'essences, densité du matériel ligneux, accidents topographiques, végétation adventice, etc.) ;
- le nombre et le type de mesures/observations à effectuer.

À titre indicatif, si l'équipe est constituée de deux personnes et que seul le temps consacré aux mesures (grosseurs de tous les arbres et hauteurs des $n-1$ arbres les plus gros sur une placette de n ares, par exemple) est pris en compte, on peut avancer les chiffres suivants, en terrain non montagneux :

- conifères :
 - < 2 ares : 15 à 20 minutes,
 - 2 à 4 ares : 20 à 25 minutes,
 - > 4 ares : 30 minutes au moins;
- feuillus :
 - < 10 ares : 20 à 25 minutes,
 - 10 à 15 ares : 25 à 30 minutes.

On peut en déduire que, dans des inventaires de gestion où la distance entre placettes est de l'ordre de 100 à 300 mètres maximum, il est possible de mesurer, en terrain non accidenté, environ 10 à 15 placettes par jour, déplacements compris.

Dans le cas particulier des inventaires régionaux ou nationaux, le temps d'exécution est largement tributaire de la diversité des mesures et observations effectuées. C'est ainsi qu'il peut, selon les cas, aller de une heure à plusieurs heures par placette.

13.4.6. La préparation de plans d'inventaire par échantillonnage

Quel que soit le mode de répartition des unités d'échantillonnage sur le terrain (par exemple mode aléatoire ou systématique), il convient de localiser les points de sondage sur une carte à partir d'un protocole à la fois rigoureux et facile à mettre en œuvre. L'objectif est en réalité de positionner les points de sondage en regard de coordonnées géographiques (X, Y) préalablement sélectionnées.

À cet effet, GHEYSEN et LEJEUNE [2006] ont développé une application informatique très utile. Le principe de base de celle-ci, dénommée « GRILLE », est de produire des plans d'inventaire par échantillonnage sous la forme de *shapefiles* (format vectoriel développé par ESRI® (*Environmental Systems Research Institute*)) contenant la localisation et la description des unités d'échantillonnage. Plusieurs options sont possibles : systématique 2-D, grappe 2-D, systématique 1-D, aléatoire 2-D. Après avoir défini le type de grille d'échantillonnage souhaité, on procède au dimensionnement de celle-ci. Les paramètres nécessaires à ce dimensionnement varient en fonction du type de répartition des unités d'échantillonnage choisi. Dans le cas souvent sélectionné du système 2-D, la zone d'extension de la grille à appliquer sur la zone à inventorier est délimitée par ses coordonnées extrêmes « Xmin », « Ymin », « Xmax » et « Ymax ». Des valeurs de pas en X et en Y sont ensuite fournies et la grille qui

en résulte est par défaut alignée sur les axes $x = \text{«Xmin»}$ et $y = \text{«Ymax»}$, correspondant respectivement au côté gauche et au côté supérieur de la zone d'extension de la grille. On peut aussi sélectionner un positionnement aléatoire du point de départ de la grille.

Des informations complémentaires peuvent être trouvées quant aux possibilités et au fonctionnement du logiciel «Grille 3.0» qui peut être téléchargé à l'adresse internet suivante : gembloux.ulg.ac.be/gestion-des-ressources-forestieres/outils/.

13.5. Échantillonnage aléatoire et simple

13.5.1. Principe

Dans l'échantillonnage *aléatoire*, tous les individus ou toutes les unités d'échantillonnage que comporte la population ont une même probabilité d'être sélectionnés. Si, de plus, les échantillons sont prélevés indépendamment les uns des autres, l'échantillonnage est dit *simple*.

En principe, ce caractère ne peut être rencontré dans un échantillonnage intéressant une population finie; il en est de même si les individus ne sont pas remis en place. On admet cependant que l'échantillon est simple lorsque son effectif est au moins dix ou vingt fois plus faible que celui de la population [DAGNELIE, 1973].

L'échantillonnage aléatoire et simple⁽¹⁶⁾ est la méthode de sélection la plus fondamentale. La plupart des autres méthodes d'échantillonnage n'en sont que des modifications destinées à améliorer la précision et à réaliser une plus grande économie de temps.

13.5.2. Avantages et inconvénients

Les principaux avantages de l'échantillonnage aléatoire sont :

- de fournir une estimation non biaisée de la moyenne de la population ;
- de permettre le calcul rigoureux de l'erreur d'échantillonnage ;
- de pouvoir modifier facilement le taux de sondage en cours d'exécution.

Il présente néanmoins, d'un point de vue strictement pratique, un certain nombre de désavantages, tels que :

- la nécessité de mettre en œuvre un système de choix aléatoire de points ou de placettes ;
- la difficulté de localiser sur le terrain les points ou les endroits résultant de ce choix ;

⁽¹⁶⁾ *simple random sampling*.

- la perte de temps due au déplacement entre unités d'échantillonnage ;
- le manque de régularité dans la densité de répartition des unités d'échantillonnage (zones sur ou sous-échantillonnées).

Certains de ces inconvénients peuvent cependant être atténués. Afin d'assurer aux échantillons le caractère aléatoire et simple, chaque unité susceptible de figurer dans l'échantillon est numérotée et sa sélection est effectuée à partir d'une table ou de générateurs de nombres aléatoires. Dans certains cas, pour éviter les difficultés de localisation sur le terrain, il est possible d'adopter plutôt des bandes ou des lignes d'échantillonnage, pour autant que l'on accepte une perte de précision par rapport à des placettes d'échantillonnage installées avec la même intensité d'échantillonnage [HUSCH et al., 1982].

Lors de l'inventaire de peuplements étendus ou de grandes zones boisées, il est nécessaire de matérialiser le dispositif d'échantillonnage préalablement sur documents cartographiques et, autant que possible, sur photos aériennes.

13.5.3. Estimations de la moyenne et de la variance

Avant d'envisager le calcul proprement dit de l'erreur inhérente à ce type d'échantillonnage, il convient d'attirer l'attention sur le fait que la sélection des unités peut se faire avec ou sans remise (remplacement). En cas de remise, c'est-à-dire lorsqu'une même unité peut être choisie plus d'une fois, la population présente les caractéristiques d'une population *infinie*. Dans ces conditions, comme pour les populations finies très importantes, le calcul des moyennes et des écarts-types ne tient pas compte du facteur de correction pour population finie puisque $(N-n)/N$ tend vers l'unité. La plupart des formules utilisées ne sont en réalité valables que pour les échantillonnages avec remise d'unités, or c'est rarement le cas. Cette approximation est cependant acceptable à condition que le nombre d'unités échantillonnées soit relativement petit par rapport au nombre total d'unités.

L'échantillonnage réalisé en matière d'inventaire du matériel ligneux répond largement à ces conditions.

Afin de calculer la *moyenne* de la caractéristique étudiée et son *écart-type estimé*, il convient de définir les éléments suivants :

- N = nombre total d'unités d'échantillonnage composant la population,
- n = nombre d'unités d'échantillonnage mesurées,
- y_i = valeur prise par la variable Y (par exemple, le volume),
- $\hat{\sigma}$ = écart-type estimé de la population,
- $\hat{\sigma}_{\bar{Y}}$ = écart-type estimé de la moyenne ou erreur-standard de la moyenne de la population.

Dans le cas d'une population finie, on peut écrire que :

$$\bar{y} = \left(\sum_{i=1}^n y_i \right) / n$$

qui est un estimateur sans biais de la moyenne générale :

$$m = \left(\sum_{i=1}^m Y_i \right) / N$$

Sachant que :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n-1} \left(\frac{N-n}{N} \right) = \frac{SCE}{n-1} \left(\frac{N-n}{N} \right)$$

la variance estimée de la moyenne \bar{y} s'écrit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) = \frac{SCE}{n(n-1)} \left(\frac{N-n}{N} \right)$$

dont la racine carrée, c'est-à-dire aussi l'erreur standard de la moyenne, soit $\hat{\sigma}_{\bar{y}}$ (§ 13.2.2), est, sous un modèle purement aléatoire, un estimateur sans biais de l'écart-type de \bar{y} .

Quant à l'erreur d'échantillonnage (§ 13.2.3), elle est égale à :

$$e = t_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right)}$$

Dans le cas d'une population infinie, nous savons déjà (§ 13.2.2) que le facteur $(N-n)/N$ se réduit à l'unité.

13.5.4. Détermination du nombre d'unités d'échantillonnage

On pourra déterminer le nombre d'unités à installer en fonction de la précision souhaitée ou, à défaut, en fonction des moyens disponibles.

- Si nous nous plaçons dans le premier cas, la moyenne de la population peut être estimée avec une erreur d'échantillonnage « e » pour un degré de confiance $1 - \alpha$ et on peut déduire le nombre d'unités d'échantillonnage compatibles avec ces contraintes.

En effet, si :

$$e = t_{1-\alpha/2} \hat{\sigma} / \sqrt{n}$$

il vient aussi que :

$$n = t_{1-\alpha/2}^2 \hat{\sigma}^2 / e^2$$

Si l'on fixe l'erreur d'échantillonnage ou l'erreur relative maximum à ne pas dépasser e_r (en %), et que l'on connaît l'écart-type estimé en pourcentage de la moyenne, soit $\widehat{CV} = 100 \hat{\sigma} / \bar{y}$, on a, dans le cas d'une population infinie :

$$n = \frac{t_{1-\alpha/2}^2 \widehat{CV}^2}{e_r^2}$$

Dans le cas d'une population finie, on écrira que :

$$e_r^2 = t_{1-\alpha/2}^2 \frac{\widehat{CV}^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right)$$

ou encore :

$$e_r^2 = \frac{N t_{1-\alpha/2}^2 \widehat{CV}^2 - t_{1-\alpha/2}^2 \widehat{CV}^2 n}{N n}$$

De cette dernière expression, on déduit que :

$$n = \frac{N t_{1-\alpha/2}^2 \widehat{CV}^2}{N e_r^2 + t_{1-\alpha/2}^2 \widehat{CV}^2}$$

La détermination du nombre d'unités d'échantillonnage suppose que l'on connaisse CV , α et e_r , le coefficient de variation CV de la variable à estimer étant apprécié par l'intermédiaire d'un *échantillonnage pilote*, α et e_r étant préalablement fixés.

• Si nous nous plaçons dans le second cas (moyens disponibles), le nombre d'unités de sondage à installer doit tenir compte de contraintes budgétaires. Dans l'éventualité où les disponibilités financières totales correspondent à une valeur C telle que :

$$C = C_1 + nC_2$$

où C_1 = coût principal de l'inventaire incluant planification, analyse et calculs,
 C_2 = coût par unité d'échantillonnage,
 n = nombre d'unités d'échantillonnage,

alors il vient que :

$$n = (C - C_1) / C_2$$

À défaut de connaître l'écart-type ou le coefficient de variation de la caractéristique étudiée pour la population, on peut avoir une appréciation très grossière du premier à partir de la relation [FREESE, 1978a] :

$$\hat{\sigma} \cong A / 4$$

où A représente une estimation de l'écart existant entre la plus petite et la plus grande des valeurs susceptibles de figurer dans l'échantillon.

Exemple 13.5.1 — Inventaire par échantillonnage aléatoire et simple

Dans une forêt essentiellement composée de résineux couvrant 102 hectares, on a installé de manière complètement aléatoire 50 placettes circulaires de 4 ares. L'emplacement de ces unités a été tiré au hasard grâce à un générateur de nombres pseudo-aléatoires.

Les points de sondage ont été définis par des numéros d'ordre attribués aux coordonnées cartésiennes des centres des N unités ou placettes constituant la population, ils sont distants dans les axes nord-sud et est-ouest d'une quantité égale au diamètre d'une placette de 4 ares, soit 22,57 m (Figure 13.5.1), de telle façon que les placettes ne se recouvrent pas. Les n points retenus dans l'échantillon ont ensuite été reportés de manière aussi précise que possible sur cartes IGN avant d'être identifiés sur le terrain. Les mesures ont, entre autres, donné lieu aux volumes bois fort tige ramenés à l'hectare figurant dans le tableau 13.5.1. Ceux-ci résultent de la multiplication des volumes calculés par placette par un *facteur d'extension* qui est égal à $100/s$, si s représente la surface de la placette en ares. Dans le cas présent, ce facteur est égal à 25 pour chacune des placettes.

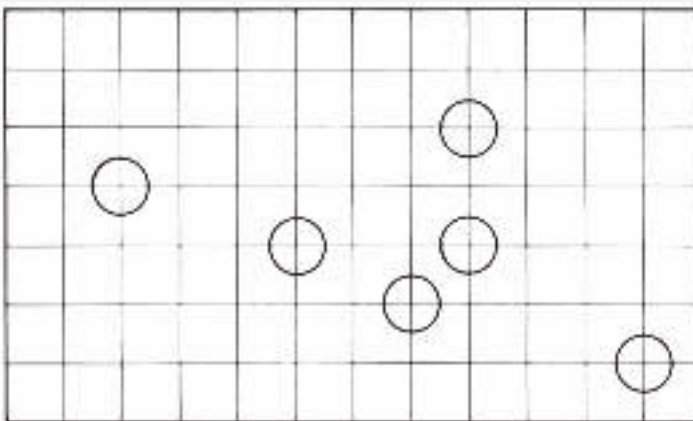


Figure 13.5.1 — Représentation schématique d'unités d'échantillonnage choisies aléatoirement.

Tableau 13.5.1 — Volumes à l'hectare, en m³, résultant d'un inventaire par échantillonnage aléatoire.

Volumes (m ³)	Volumes (m ³)	Volumes (m ³)	Volumes (m ³)	Volumes (m ³)
451	268	363	328	518
483	246	442	238	509
397	333	292	442	336
431	529	382	295	436
496	228	276	328	449
361	445	368	377	425
487	399	296	477	516
252	269	380	238	419
564	282	337	457	290
285	493	254	481	363

La forêt dont on extrait l'échantillon est assimilée à une population pratiquement infinie car la fraction sondée calculée à partir des surfaces s (en ares) des placettes et S (en ares) ainsi que du nombre n de placettes, est très faible. Elle est en effet égale à :

$$f = \frac{ns}{S} = \frac{(50)(4)}{10.200} = 1,96\%$$

Le volume moyen estimé à l'hectare est égal à :

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n = 19.011 / 50 = 380,2 \text{ m}^3$$

L'erreur-standard de cette valeur se déduit de la suite des calculs ci-après :

$$SCE = \left[\sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^n y_i \right)^2}{n} \right]$$

$$= 7.654.649 - [(19.100)^2 / 50] = 426.287,58$$

d'où l'on tire que :

$$\hat{\sigma}^2 = SCE / n - 1 = 426.287,58 / 49 = 8.699,75$$

et que :

$$\hat{\sigma} = \sqrt{8.699,75} = 93,3$$

L'erreur-standard de la moyenne est, dans ces conditions, égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = 93,3 / \sqrt{50} = 13,2$$

ou en pourcentage de la moyenne :

$$\widehat{CV} = (13,2)(100) / 380,22 = 3,47\%$$

L'erreur à craindre ou l'erreur d'échantillonnage, pour un degré de confiance de 95%, est égale à :

$$\begin{aligned} e &= t_{0,975} \hat{\sigma}_{\bar{y}} \\ &= (2,01)(13,2) = 26,5 \text{ m}^3/\text{ha} \end{aligned}$$

et, en termes de pourcentage :

$$e_r = (2,01)(0,0347) = 6,97\%$$

Quant aux limites de confiance de la moyenne \bar{y} , elles valent respectivement :

$$L_1 = 380,2 - 26,5 = 353,7 \text{ m}^3/\text{ha} \text{ ou } 354 \text{ m}^3/\text{ha}$$

et

$$L_2 = 380,2 + 26,5 = 406,7 \text{ m}^3/\text{ha} \text{ ou } 407 \text{ m}^3/\text{ha}$$

Imaginons que le gestionnaire forestier ait voulu estimer le volume moyen à l'hectare de la même forêt avec une erreur e_r sur la moyenne ne dépassant pas 5%, c'est-à-dire pour l'exemple considéré, environ 19 m^3 . Pour respecter pareille condition, le nombre de placettes à installer aurait dû être, pour $t_{1-\alpha/2} \cong 2$:

$$n = 2^2 (\widehat{CV})^2 / e_r^2$$

Le coefficient de variation estimé du volume à l'hectare étant égal à :

$$\widehat{CV} = 100 \hat{\sigma} / \bar{y} = (100)(93,3) / 380,2 = 24,5\%$$

on en déduit que :

$$n = \frac{4(24,5)^2}{25} = 96$$

On constate donc qu'il faudrait pratiquement deux fois plus de placettes que prévu pour réduire l'erreur d'échantillonnage d'environ un tiers.

13.5.5. Estimation d'une proportion

Dans certaines situations, le gestionnaire forestier peut souhaiter estimer la proportion de la population qui possède une caractéristique déterminée. Par exemple, dans une parcelle de gestion ou dans un peuplement âgé de 50 ans, il serait utile d'estimer la proportion des arbres dont la circonférence à 1,5 m du sol serait supérieure à 90 cm. Dans ces conditions, la variable «circonférence» appartient à une distribution binomiale du fait qu'elle possède ou ne possède pas le caractère digne d'intérêt, c'est-à-dire qu'elle est ou qu'elle n'est pas supérieure à 90 cm.

Désignons par p la proportion d'arbres qui au sein de la population aurait une circonférence supérieure à 90 cm, y représentant la variable étudiée et prenant la valeur 1 ou 0 selon qu'elle possède ou ne possède pas le caractère spécifié. On peut dès lors écrire que :

$$p = \sum_{i=1}^n y_i / n = \bar{y}$$

Dans l'hypothèse d'une population infinie, la variance de cette proportion est égale à :

$$\hat{\sigma}_p^2 = \frac{SCE}{n-1} = \frac{n p(1-p)}{n-1}$$

qui sert au calcul de la variance de la moyenne, soit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{p}}^2 = \frac{n p(1-p)}{n(n-1)}$$

ce qui correspond à une erreur-standard égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{p}} = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n-1}}$$

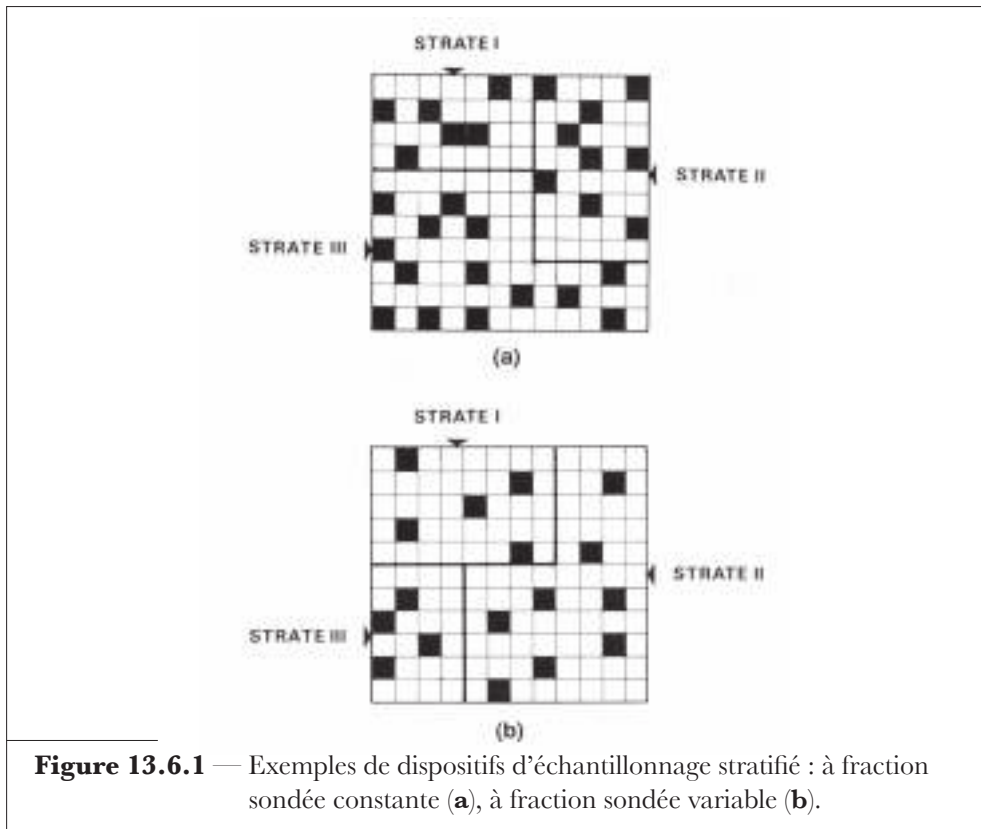
13.6. Échantillonnage aléatoire stratifié

13.6.1. Principe

Afin de diminuer l'effet de la variabilité de la variable à estimer et de réduire l'erreur d'échantillonnage, il sera souvent opportun de diviser la population en sous-unités plus homogènes appelées «strates» et de sonder celles-ci indépendamment les unes des autres.

La stratification s'applique aussi bien à l'échantillonnage aléatoire (d'où l'échantillonnage aléatoire stratifié)⁽¹⁷⁾ qu'à l'échantillonnage systématique et à d'autres types de sondage (avec probabilité de sélection proportionnelle à la dimension des unités, à plusieurs degrés, etc.). Elle peut être réalisée *a priori*, c'est-à-dire avant la sélection des unités d'échantillonnage (c'est la vraie stratification *a priori*, celle qui n'est pas décidée à partir des valeurs observées de la variable étudiée), ou *a posteriori*, c'est-à-dire après la sélection de celles-ci. On pourra aussi définir un échantillonnage à *fraction sondée constante* ou *variable*, selon que l'intensité d'échantillonnage est constante ou qu'elle est variable d'une strate à l'autre (Figure 13.6.1). Ce dernier cas ne pourra concerner que la stratification établie *a priori*.

⁽¹⁷⁾ stratified random sampling.



Les différentes strates peuvent être de formes irrégulières et de surfaces variables, elles sont constituées d'unités présentant des similitudes quant au critère de stratification retenu et ne sont pas nécessairement contiguës du point de vue de leur localisation géographique.

Les critères de stratification sont nombreux et peuvent correspondre à des variables aussi bien qualitatives que quantitatives.

Lorsque le critère de stratification retenu est qualitatif, la fixation des strates se fera, par exemple, sur la base de limites administratives, de types de propriétaires ou de divisions naturelles (types de forêts, groupes d'essences, topographie), d'âges, etc. On choisira une caractéristique liée aussi étroitement que possible à la variable étudiée et accessible pour toutes les unités de la population. En aucune manière, il ne faut appuyer la stratification sur les valeurs de cette variable qui serait estimée par l'échantillonnage lui-même (situation pouvant être rencontrée lors d'une stratification établie *a posteriori*), sous peine de réduire artificiellement la variabilité. On pourrait cependant imaginer que la stratification repose sur des classes de volume à l'hectare mises en évidence

par l'intermédiaire de photos aériennes ou d'estimations grossières (alors que le volume moyen à l'hectare est la variable à estimer).

Lorsque le critère de stratification est quantitatif, on peut fixer les limites de classes (définissant les strates) selon la démarche proposée par COCHRAN [1977] :

- établir la distribution groupée de fréquences des N unités constituant la population pour le critère de stratification X retenu ;
- déterminer, pour la classe i , les quantités $\sqrt{n_i \Delta X_i}$, sachant que n_i et ΔX_i correspondent respectivement à la fréquence et à l'intervalle de classe de la i^{e} classe ;
- cumuler les valeurs ainsi obtenues et diviser la fonction cumulée en autant d'intervalles égaux que l'on souhaite établir de strates ;
- retenir les limites des classes de X qui sont les plus proches des bornes des intervalles ainsi définis.

En ce qui concerne le nombre de strates à considérer, il est généralement admis qu'il n'est guère opportun d'en définir plus de six sous peine de voir diminuer le gain de précision lié à l'augmentation de leur nombre.

Une question supplémentaire qui se pose fréquemment est de savoir si la stratification doit être opérée *a priori* ou *a posteriori*. La stratification réalisée *a priori* permet de modifier l'intensité d'échantillonnage d'une strate à l'autre en fonction de l'importance attribuée à la précision de la variable à estimer (volumes au sein de peuplements à haut intérêt économique, par exemple, si la stratification a porté sur les types de peuplements). Selon CUNIA [1978], dans le contexte d'inventaires régionaux ou nationaux, à moins que les strates ne soient définies comme étant des unités géographiques permanentes, une pré-stratification ne devrait pas être envisagée car :

- pour des inventaires intégrés à objectifs multiples, il est très difficile de trouver un système de stratification qui soit efficace pour la plupart des objectifs poursuivis ;
- les limites des strates peuvent évoluer avec le temps (structures, essences, accidents), ce qui complique les calculs et interprétations ultérieurs ;
- les besoins de la gestion évoluent avec le temps et peuvent nécessiter la prise en considération de strates bien définies à différents moments ou exiger différents systèmes de stratification pour plusieurs besoins exprimés simultanément.

La stratification *a posteriori* permet précisément de réduire considérablement ces problèmes.

13.6.2. Avantages et inconvénients

L'échantillonnage stratifié présente plusieurs avantages :

- des estimations séparées des moyennes et des variances peuvent être réalisées pour chaque strate ;
- pour une intensité d'échantillonnage donnée, il fournit des estimations plus précises des paramètres de la population et ce d'autant plus que les strates envisagées résultent de l'association d'unités d'échantillonnage plus homogènes ;
- dans le cadre d'inventaires portant sur de grandes étendues boisées, une distinction en strates peut être très intéressante sur le plan de l'efficacité du travail (progression sur le terrain, contrôles, etc.) ;
- des dispositifs différents d'échantillonnage peuvent être adoptés dans les différentes strates (pour autant qu'il s'agisse d'une stratification *a priori*).

Parmi les inconvénients inhérents à la méthode, on relève généralement les points suivants :

- chaque unité de la population doit obligatoirement figurer dans une seule strate ;
- un échantillon doit être prélevé dans chaque strate si l'on souhaite effectuer une estimation relative à celle-ci ;
- la dimension de chaque strate doit être connue préalablement à l'échantillonnage ou, en tout cas, elle doit pouvoir être estimée de la manière la plus exacte possible.

Ce dernier inconvénient est fréquemment rencontré. Mais, quand les intensités d'échantillonnage sont faibles dans chaque strate, la connaissance exacte des dimensions de celles-ci n'est pas absolument nécessaire ; ces dimensions peuvent alors être exprimées en valeurs relatives lorsqu'elles interviennent dans le calcul de la moyenne de la population et de son erreur-standard.

13.6.3. Estimations de la moyenne et de la variance

Supposons une forêt comportant M strates, définies *a priori*, au sein desquelles un certain nombre d'unités d'échantillonnage ont été choisies *au hasard*. Les symboles que nous utiliserons par la suite sont respectivement :

M = nombre total de strates définies au sein de la population,

N = nombre total d'unités d'échantillonnage présentes au sein de la population,

N_i = nombre total d'unités d'échantillonnage présentes dans la i^{e} strate,

P_i = proportion de la surface forestière totale dans la i^{e} strate ($P_i = N_i/N$) dans l'hypothèse d'une fraction sondée constante,

n = nombre total d'unités d'échantillonnage présentes mesurées pour toutes les strates,

n_i = nombre total d'unités d'échantillonnage mesurées dans la i^{e} strate,

Y = variable aléatoire faisant l'objet de l'estimation,

y_{ij} = valeur prise par la variable Y dans la j^{e} unité ($j = 1, n_i$) de la i^{e} strate,

\bar{y}_i = moyenne estimée de Y pour la i^{e} strate,

\bar{Y} = moyenne estimée de Y pour la population,

\bar{y} = moyenne générale ou \bar{y}_{st} (pondérée par l'importance relative des strates),

$\hat{\sigma}_i^2$ = variance estimée de la variable Y pour la i^{e} strate,

$\hat{\sigma}_Y^2$ = variance estimée de la moyenne de la population,

$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2$ = variance estimée de la moyenne de la i^{e} strate.

Dans le cas de l'échantillonnage aléatoire stratifié *a priori*, les dimensions des strates sont connues et le sondage est réalisé de manière indépendante dans chaque strate. La moyenne de la variable Y , pour la strate i , s'écrit :

$$\bar{y}_i = \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} \right)}{n_i}$$

et la moyenne de Y pour l'ensemble des M strates résulte de l'expression suivante :

$$\bar{y} = \bar{y}_{st} = \frac{\left(\sum_{i=1}^M N_i \bar{y}_i \right)}{N} = \sum_{i=1}^M P_i \bar{y}_i$$

où P_i représente un facteur de pondération lié à l'importance des différentes strates.

On détermine la variance de chaque strate $\hat{\sigma}_i^2$ de la même manière que pour l'échantillonnage aléatoire et simple non stratifié, à savoir, dans le cas d'une population infinie :

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\left[\sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 \right]}{(n_i - 1)}$$

et la variance estimée de la moyenne de la i^e strate est donnée par la relation suivante :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2 = \hat{\sigma}_i^2 / n_i$$

La variance de la moyenne de la population, c'est-à-dire de l'ensemble des strates, est déterminée par la relation :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M N_i^2 \hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2 = \sum_{i=1}^M P_i^2 \hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2$$

qui devient dans le cas d'une population finie :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \sum_{i=1}^M P_i^2 \hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2 \left(\frac{N_i - n_i}{N_i} \right)$$

Cette formule est valable pour autant que les unités d'échantillonnage soient sélectionnées indépendamment dans les différentes strates, lors de la réalisation proprement dite de l'inventaire sur le terrain.

Dans le cas de l'*échantillonnage aléatoire stratifié a posteriori*, le sondage est réalisé sur toute la zone à étudier et l'on ne dispose pas d'informations relatives à l'affectation des unités d'échantillonnage à telle ou telle strate. On peut déterminer exactement ou presque exactement les tailles N_i des différentes strates, mais il n'existe qu'un seul sondage pour toute la population et non plus un sondage indépendant dans chaque strate. L'estimation de la moyenne se fait de la même manière que dans le cas de la stratification *a priori*. Quant à l'écart-type estimé de la moyenne, son estimation résulte de l'expression sensiblement plus compliquée proposée par COCHRAN [1963] :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{1-f}{n} \sum_{i=1}^M P_i \hat{\sigma}_i^2 + \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^M (1-P_i) \hat{\sigma}_i^2$$

dans laquelle :

$$n = \sum_{i=1}^M n_i \quad \text{et} \quad f = \frac{n}{N} = \frac{n_i}{N_i}$$

représentent, quel que soit i , respectivement le nombre total d'unités échantillonnées et le taux d'échantillonnage (ou fraction sondée) constant quelle que soit la strate. Si les variances estimées $\hat{\sigma}_i^2$ dans les diverses strates sont peu différentes et si le nombre total d'unités mesurées dans toutes les strates est suffisamment grand, le deuxième terme de cette relation peut être

négligé. L'estimation ainsi fournie est alors peu différente de celle relative à l'échantillonnage stratifié *a priori*. La détermination de l'erreur d'échantillonnage suit le même raisonnement que celui adopté pour l'échantillonnage aléatoire et simple, elle s'effectue à partir de l'erreur-standard de la moyenne $\hat{\sigma}_{\bar{Y}}$.

Comme nous l'avons déjà souligné précédemment, on peut concevoir une stratification à fraction sondée *constante* ou à fraction sondée *variable*.

• Dans le cas d'une *stratification à fraction sondée constante*, le rapport n_i/N_i (ou n/M) est à peu près constant. En d'autres termes, le nombre d'unités d'échantillonnage doit être proportionnel à la surface ou à l'importance relative des strates. Les relations générales exprimant la moyenne et la variance de la moyenne pour l'ensemble des strates, dans le cas de populations infinies, s'écrivent respectivement :

$$\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^M N_i \bar{y}_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^M n_i \bar{y}_i$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M N_i^2 \hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^M n_i^2 \hat{\sigma}_i^2 / n_i$$

ou encore :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^M \frac{n_i \text{SCE}_i}{n_i - 1}$$

• Dans le cas d'une *stratification à fraction sondée variable*, le nombre d'unités d'échantillonnage de chaque strate n'est plus proportionnel à l'importance de celle-ci. Il est alors nécessaire de pondérer les diverses estimations par les nombres totaux d'unités présentes dans les différentes strates, ce qui revient à utiliser les formules générales déjà mentionnées :

$$\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^M N_i \bar{y}_i$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M N_i^2 \hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M \frac{N_i^2 \text{SCE}_i}{n_i (n_i - 1)}$$

qui peut aussi s'écrire dans le cas d'un même nombre d'unités dans des strates de même étendue (alors $N/N_i = M$) :

$$\sum_{i=1}^M \frac{\text{SCE}_i}{M^2 n_i (n_i - 1)}$$

Le calcul de l'erreur d'échantillonnage peut aussi résulter de l'analyse de la variance à un critère de classification [DAGNELIE, 1975a], pour autant que les variances des unités à l'intérieur des strates puissent être considérées comme identiques d'une strate à l'autre. On peut alors calculer une estimation commune de la variance à l'intérieur des strates, soit $\hat{\sigma}^2$ dont le carré moyen résiduel CM_r fournit une estimation non biaisée. La variance totale de la caractéristique étudiée au sein de la population se décompose en deux parties : la variance entre strates ou variance *factorielle* et la variance entre unités d'échantillonnage à l'intérieur même de ces strates ou variance *résiduelle*. Seule cette dernière intéresse l'erreur d'échantillonnage, la variation entre strates étant liée à l'hétérogénéité de la population. Le tableau d'analyse de la variance (modèle fixe) se présente alors sous la forme indiquée dans le tableau 13.6.1.

Tableau 13.6.1 — Tableau d'analyse de la variance dans le cas d'un échantillonnage aléatoire stratifié (M = nombre de strates, n = nombre total d'unités mesurées dans toutes les strates).

Sources de variation	Degrés de liberté	Sommes des carrés des écarts	Carrés moyens
Entre strates	$M-1$	SCE_a	$CM_a = SCE_a / (M-1)$
Entre unités (à l'intérieur des strates)	$n-M$	SCE_r	$CM_r = SCE_r / (n-M)$
Total	$n-1$	SCE_t	$CM_t = SCE_t / (n-1)$

L'estimation de l'erreur-standard de la moyenne de la population résulte de l'expression :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{CM_r / n}$$

Compte tenu des notations que nous avons adoptées, la variation résiduelle intéressant le calcul de l'erreur-standard de la moyenne de la population se détermine comme suit :

$$SCE_r = \sum_{i=1}^M SCE_i$$

sachant que :

$$SCE_i = \left[\sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \left(\sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} \right)^2 / n_i \right]$$

et que :

$$CM_r = SCE_r / (n-M)$$

On notera que dans l'échantillonnage aléatoire et simple non stratifié, l'erreur-standard de la moyenne se calculait à partir de la somme des carrés des écarts totale SCE_t (§ 13.5.3).

13.6.4. Détermination du nombre d'unités d'échantillonnage

Afin d'estimer le nombre d'unités d'échantillonnage à mesurer pour atteindre une précision donnée, il est indispensable de connaître *a priori* la variance de la variable à estimer pour les diverses strates de la population. Le nombre total d'unités d'échantillonnage peut être déterminé pour chacune des strates par répartition soit *proportionnelle*⁽¹⁸⁾ (fraction sondée constante), soit *optimale*⁽¹⁹⁾ (fraction sondée variable), soit encore *optimale avec coûts d'échantillonnage variables*⁽²⁰⁾. Dans le cas d'une répartition proportionnelle, le nombre d'unités d'échantillonnage dans la strate est proportionnel à la surface de la strate, ou encore au nombre total d'unités qu'elle comporte, tandis que dans la répartition optimale, le nombre d'unités est proportionnel à l'écart-type estimé dans la strate, pondéré par la surface. Si l'on admet que les coûts d'échantillonnage varient d'une strate à l'autre, on peut pondérer la répartition optimale par ces coûts.

Lorsqu'on utilise le principe de la répartition proportionnelle, la connaissance préalable de la variabilité, c'est-à-dire de l'écart-type à l'intérieur des diverses strates, est souhaitable pour déterminer la dimension totale de l'échantillon. À défaut d'information disponible sur la variabilité des strates individuelles, il est nécessaire de raisonner sur l'ensemble de la population comme si un échantillon aléatoire et simple était utilisé.

• Dans le cas de *la répartition proportionnelle*, sachant que $n_i/n = N_i/N$, on peut évidemment écrire que, pour chaque strate i :

$$n_i = \left(\frac{N_i}{N} \right) n = P_i n$$

En outre, si nous désignons par t^2 la quantité $t^2_{1-\alpha/2}$, l'erreur maximale e à ne pas dépasser s'écrit, dans le cas d'une population *finie*, sous la forme (§ 13.2.3) :

$$e^2 = t^2 \hat{\sigma}_Y^2 = t^2 \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M \frac{N_i^2 \hat{\sigma}_i^2}{n_i} \left(1 - \frac{n_i}{N_i} \right)$$

ou encore, en remplaçant n_i par sa valeur :

$$e^2 = t^2 \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M \left(N_i^2 \hat{\sigma}_i^2 / \frac{N_i}{N} n \right) \left(1 - \frac{n}{N} \right)$$

⁽¹⁸⁾ *proportional allocation.*

⁽¹⁹⁾ *optimum allocation.*

⁽²⁰⁾ *optimum allocation with varying sampling costs.*

d'où l'on peut facilement déduire que :

$$n = \frac{\mathcal{N}t^2 \sum_{i=1}^M \mathcal{N}_i \hat{\sigma}_i^2}{\mathcal{N}^2 e^2 + t^2 \sum_{i=1}^M \mathcal{N}_i \hat{\sigma}_i^2} = \frac{t^2 \sum_{i=1}^M P_i \hat{\sigma}_i^2}{e^2 + \left(t^2 \sum_{i=1}^M P_i \hat{\sigma}_i^2 / \mathcal{N} \right)}$$

En présence d'une population *infinie*, la fraction sondée n_i/\mathcal{N}_i ou n/\mathcal{N} est proche de zéro et il vient que :

$$e^2 = \frac{t^2 \sum_{i=1}^M P_i \sigma_i^2}{n}$$

et

$$n = \frac{t^2 \sum_{i=1}^M P_i \hat{\sigma}_i^2}{e^2}$$

• Dans le cas de la *répartition optimale*, le taux de sondage est modifié dans chaque strate, eu égard à l'écart-type qui lui est propre, ce qui peut être formulé de la manière suivante :

$$\frac{n_i}{n} = \left(\frac{\mathcal{N}_i \hat{\sigma}_i}{\sum_{k=1}^M \mathcal{N}_k \hat{\sigma}_k} \right)$$

ou encore :

$$n_i = n \left(\frac{\mathcal{N}_i \hat{\sigma}_i}{\sum_{k=1}^M \mathcal{N}_k \hat{\sigma}_k} \right)$$

et de la même manière, si nous désignons par t^2 la valeur $t^2_{1-\alpha/2}$, l'erreur maximale admissible e , dans le cas d'une population *finie*, s'écrit sous la forme :

$$e^2 = t^2 \hat{\sigma}_F^2 = t^2 \frac{1}{\mathcal{N}^2} \sum_{i=1}^M \mathcal{N}_i^2 \left(\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\left(\mathcal{N}_i \hat{\sigma}_i / \sum_{k=1}^M \mathcal{N}_k \hat{\sigma}_k \right) n} \right) \left[1 - \left(\frac{\mathcal{N}_i \hat{\sigma}_i}{\sum_{k=1}^M \mathcal{N}_k \hat{\sigma}_k} \right) n / \mathcal{N}_i \right]$$

En développant cette dernière équation, on met en évidence la relation fondamentale :

$$n = \frac{t^2 \left(\sum_{k=1}^M N_k \hat{\sigma}_k \right)^2}{N^2 e^2 + \sum_{k=1}^M N_k \hat{\sigma}_k^2 t^2} = \frac{t^2 \left(\sum_{k=1}^M P_k \hat{\sigma}_k \right)^2}{e^2 + \left(\sum_{k=1}^M P_k \hat{\sigma}_k^2 t^2 \right) / N}$$

Dans le cas d'une population *infinie*, on peut montrer que :

$$e^2 = \frac{t^2}{n N^2} \left(\sum_{i=1}^M N_i \hat{\sigma}_i \right)^2$$

expression à partir de laquelle on obtient :

$$n = t^2 \left(\sum_{i=1}^M P_i \hat{\sigma}_i \right)^2 / e^2$$

En pratique, la répartition optimale exacte est difficilement réalisable car on suppose que la variance de la variable étudiée pour les différentes strates est connue, ce qui n'est pas toujours le cas. Cependant, même une variance estimée rapidement donne lieu à une erreur-standard de la moyenne plus réduite que celle obtenue en utilisant la répartition proportionnelle.

• Dans le cas de la *répartition optimale pondérée par les coûts d'échantillonnage*, le nombre d'unités à prévoir par strate découle de l'équation suivante [FREESE, 1978a] :

$$n_i = \left[\frac{\frac{N_i \hat{\sigma}_i}{\sqrt{c_i}}}{\sum_{k=1}^M \left(\frac{N_k \hat{\sigma}_k}{\sqrt{c_k}} \right)} \right] n$$

où c_i représente le coût par unité d'échantillonnage dans la strate i . Si les coûts par unité sont constants d'une strate à l'autre, cette relation est identique à celle obtenue dans le cas de la répartition optimale classique.

Quant au nombre total d'unités, on peut démontrer qu'il résulte de la relation ci-après :

$$n = \frac{\sum_{k=1}^M \left(N_k \hat{\sigma}_k \sqrt{c_k} \right) \left(\sum_{k=1}^M \frac{N_k \hat{\sigma}_k}{\sqrt{c_k}} \right)}{N^2 e^2 + \sum_{k=1}^M N_k \hat{\sigma}_k^2}$$

Lorsque les fractions sondées n_i/N_i sont très petites pour toutes les strates ou lorsque l'échantillonnage est effectué avec remplacement des unités, le terme correspondant à la sommation des $N_k \hat{\sigma}_k^2$ qui apparaît au dénominateur peut être négligé.

Dans certaines situations, il se pourrait que les formules de la répartition optimale conduisent à fixer un nombre n_i d'unités à sélectionner dans une strate qui soit plus grand que le nombre total possible N_i d'unités au sein de cette même strate. La procédure habituellement suivie est alors de considérer toutes les unités de la strate incriminée ($n_i = N_i$) et de recalculer la répartition optimale dans les autres strates en ignorant les quantités n_i et $\hat{\sigma}_i$ de la strate et en gardant les quantités N et e .

13.6.5. Gain de précision dû à la stratification

Pour bien comprendre ce qui suit, on se réfèrera utilement aux notations figurant en début de paragraphe 13.6.3.

Dans l'hypothèse où l'on compare les estimations de moyennes à partir d'un échantillonnage aléatoire et simple, d'une part, et d'un échantillonnage stratifié pour un effectif donné, d'autre part, le gain de précision engendré par la stratification résulte du rapport entre les variances des estimations fournies par ces deux méthodes, soit :

$$\frac{\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2}{\hat{\sigma}_{\bar{Y}_{st}}^2} = \frac{\hat{\sigma}_y^2}{n} (1-f) / \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M (N_i^2 \hat{\sigma}_{y_i}^2 / n_i) (1-f_i)$$

expression dans laquelle :

$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2$ = variance estimée de la moyenne de la population (échantillonnage aléatoire et simple),

$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_{st}}^2$ = variance estimée de la moyenne de la population (échantillonnage stratifié),

$f = n/N$ et $f_i = n_i/N_i$.

La détermination de ce rapport postule la connaissance des variances à l'intérieur des strates et de celles de l'ensemble des individus, les strates étant négligées.

Dans le cas d'un échantillonnage stratifié *avec fraction sondée constante*, une estimation de la variance entre les unités de la population non stratifiée peut être réalisée en faisant l'hypothèse que l'échantillon est un échantillon aléatoire et simple issu de la population entière et se distribuant à peu près proportionnellement dans les strates. De la sorte il vient que :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^M (n_i - 1) \hat{\sigma}_{y_i}^2 + \sum_{i=1}^M n_i \bar{y}_i^2 - \left(\frac{\sum_{i=1}^M n_i \bar{y}_i}{n} \right)^2 \right]$$

ce qui équivaut à appliquer la relation bien connue en analyse de la variance :

$$\begin{array}{ccccc} SCE_t & = & SCE_r & + & SCE_a \\ \text{variation} & & \text{variation} & & \text{variation} \\ \text{(totale)} & & \text{(résiduelle)} & & \text{(factorielle)} \end{array}$$

Par contre, si l'on raisonne à partir d'un échantillon stratifié *avec fraction sondée variable de strate à strate*, on ne peut admettre le caractère aléatoire et simple de l'échantillon et la formule ci-avant donnerait lieu à une estimation biaisée. Aussi la relation à appliquer est dès lors selon COCHRAN [1977] :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{N}{N-1} \left[\sum_{i=1}^M \frac{P_i}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \bar{y}_{st}^2 + \hat{\sigma}_{Y_{st}}^2 \right]$$

Exemple 13.6.1 — Inventaire par échantillonnage aléatoire stratifié (calcul de l'erreur d'échantillonnage)

Les données du tableau 13.5.1 relatif aux volumes à l'hectare issus d'un inventaire par échantillonnage aléatoire, portant sur une surface boisée de 102 hectares, concernent en réalité des peuplements appartenant à deux classes d'âge qui peuvent servir de référence de stratification ainsi que nous le présentons dans le tableau 13.6.2.

La première strate occupe 43 hectares, soit 42% de l'étendue totale de la forêt ($= P_1$), et comporte 19 placettes de 4 ares installées au sein de peuplements âgés de 40 à 50 ans. La seconde strate occupe 59 hectares représentant 58% de l'étendue totale ($= P_2$). Elle est constituée des peuplements âgés de 51 à 65 ans inventoriés au moyen de 31 placettes de 4 ares. Dans pareilles conditions, on se trouve devant un inventaire stratifié *a priori* et à *fraction sondée variable*. Les taux de sondage des deux strates sont respectivement égaux à :

$$f_1 = (19)(0,04)/43 = 0,018 \text{ pour la première}$$

$$f_2 = (31)(0,04)/59 = 0,021 \text{ pour la seconde}$$

Les moyennes des volumes à l'hectare relatifs aux deux strates sont égales à :

$$\bar{y}_1 = 5.471/19 = 288,0 \text{ m}^3$$

$$\bar{y}_2 = 13.540/31 = 436,8 \text{ m}^3$$

On en déduit que la moyenne générale estimée est égale à :

$$\bar{y} = \bar{y}_{st} = (0,42)(288,0) + (0,58)(436,8) = 374,3 \text{ m}^3$$

Tableau 13.6.2 — Volumes à l'hectare ventilés par strates basées sur l'âge (données du tableau 13.5.1).

Strate 1 (volumes en m ³ /ha)			Strate 2 (volumes en m ³ /ha)				
252	292	328	451	564	442	477	425
285	276	238	483	268	382	457	516
333	296	336	397	529	368	481	419
246	337	290	431	445	380	518	
228	254	363	496	399	442	509	
269	328		361	493	295	436	
282	238		487	363	377	449	

Les variances estimées de chaque strate découlent des expressions :

$$\hat{\sigma}_1^2 = \left[1.604.365 - \frac{(5.471)^2}{19} \right] / (19 - 1)$$

$$= 29.004,95 / 18 = 1.611,39$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = \left[6.050.284 - \frac{(13.540)^2}{31} \right] / (31 - 1)$$

$$= 136.361,42 / 30 = 4.545,38$$

Quant aux variances estimées des moyennes de chacune des strates, elles sont égales à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_1}^2 = 1.611,39 / 19 = 84,81$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_2}^2 = 4.545,38 / 31 = 146,63$$

La variance de la moyenne générale est déterminée par la relation :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^M N_i^2 \hat{\sigma}_{\bar{Y}_i}^2$$

Comme nous l'avons déjà vu, les pondérations (valeurs P_i) relatives à chaque strate sont respectivement égales à 0,42 pour la première et à 0,58 pour la seconde. Si l'on avait raisonné en termes de rapports de nombres

d'unités N_1/N et N_2/N , sachant que $N_1 = 43/0,04$ et $N_2 = 59/0,04$, on aurait obtenu les mêmes résultats : $1.075/2.550 = 0,42$ et $1.475/2.550 = 0,58$.

Dans ces conditions :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = (0,42)^2 (84,81) + (0,58)^2 (146,63) \\ = 14,96 + 49,33 = 64,29$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{64,29} = 8,02$$

ou encore, si \widehat{CV} représente le coefficient de variation estimé :

$$\widehat{CV} = (8,02)(100)/(374,27) = 2,14\%$$

On peut comparer ces résultats à ceux obtenus en ne considérant pas la répartition en strates. Par rapport à l'échantillonnage aléatoire et simple (§ 13.5.4), la stratification a permis de réduire la marge de l'imprécision ou de l'erreur à craindre d'environ 1,6 fois, puisque le rapport des coefficients de variation est égal à $3,47/2,14 = 1,62$. En termes de variances estimées de la moyenne, le rapport est de 2,70 [soit $(13,19)^2/(8,02)^2$], ce qui signifie qu'il aurait fallu 2,7 fois plus d'observations en échantillonnage aléatoire non stratifié pour obtenir le même résultat. On peut aussi dire que la stratification a permis de réaliser un gain de 85 placettes d'échantillonnage ($50 \times 1,70$).

Exemple 13.6.2 — Inventaire par échantillonnage aléatoire stratifié (détermination du nombre d'unités d'échantillonnage)

Revenons aux chiffres de l'exemple 13.6.1 en nous posant les questions suivantes : dans l'hypothèse d'une répartition proportionnelle ou optimale des unités d'échantillonnage : quel nombre d'unités faudrait-il installer par strate et quel serait le nombre total d'unités d'échantillonnage n à considérer pour ne pas dépasser une erreur d'échantillonnage de 5% ?

En ce qui concerne la *répartition proportionnelle*, il faut remplir la condition :

$$n_i/n = N_i/N$$

ce qui revient à écrire, pour les deux strates envisagées :

$$n_1 = \left(\frac{1.075}{2.550} \right) 50 = 21,1 \text{ ou } 21$$

$$n_2 = \left(\frac{1.475}{2.550} \right) 50 = 28,9 \text{ ou } 29$$

L'erreur de 5%, compte tenu du volume moyen estimé de $374,3 \text{ m}^3$, correspond, en valeur absolue, à $18,7 \text{ m}^3$ (soit $374,3 \times 0,05$). Elle ne serait pas dépassée pour autant que le nombre total d'unités soit supérieur ou égal à :

$$n = \frac{t^2 \sum P_i \hat{\sigma}_i^2}{e^2}$$

$$= 2^2[0,42(1.611,39) + 0,58(4.545,38)]/(18,7)^2$$

$$= 4(3.315,01)/349,7 = 38$$

La répartition des unités par strate se fait dans les proportions déjà définies ci-avant et donne lieu aux valeurs :

$$n_1 = (0,42)(38) = 16$$

$$n_2 = (0,58)(38) = 22$$

En ce qui concerne la *répartition optimale*, il faudrait remplir la condition :

$$\frac{n_i}{n} = \frac{N_i \hat{\sigma}_i}{\sum_{j=1}^M N_j \hat{\sigma}_j}$$

ce qui revient à écrire pour les deux strates envisagées :

$$n_1 = \left[\frac{(1.075) \left(\sqrt{1.611,39} \right)}{(1.075) \left(\sqrt{1.611,39} \right) + (1.475) \left(\sqrt{4.545,38} \right)} \right] 50$$

$$= \left(\frac{43.152,78}{142.596,50} \right) 50 = (0,30)(50) = 15$$

et

$$n_2 = \left[\frac{(1.475) \left(\sqrt{4.545,38} \right)}{142.596,45} \right] 50 = (0,70)(50) = 35$$

Pour une même erreur de 18,7 m³, le nombre total d'unités devrait être égal à :

$$n = \frac{t^2 \left(\sum_{i=1}^M P_i \hat{\sigma}_i \right)^2}{e^2}$$

$$= 2^2 \left[(0,42) \sqrt{1.611,39} \right]^2 + (0,58) \sqrt{4.545,38} \right]^2 / (18,7)^2$$

$$= 4(1.813,32)/349,7 = 21$$

Compte tenu des calculs ci-avant relatifs aux deux strates, la répartition des unités sera par conséquent la suivante : (0,30)(21) = 6 pour n_1 et (0,70)(21) = 15 pour n_2 .

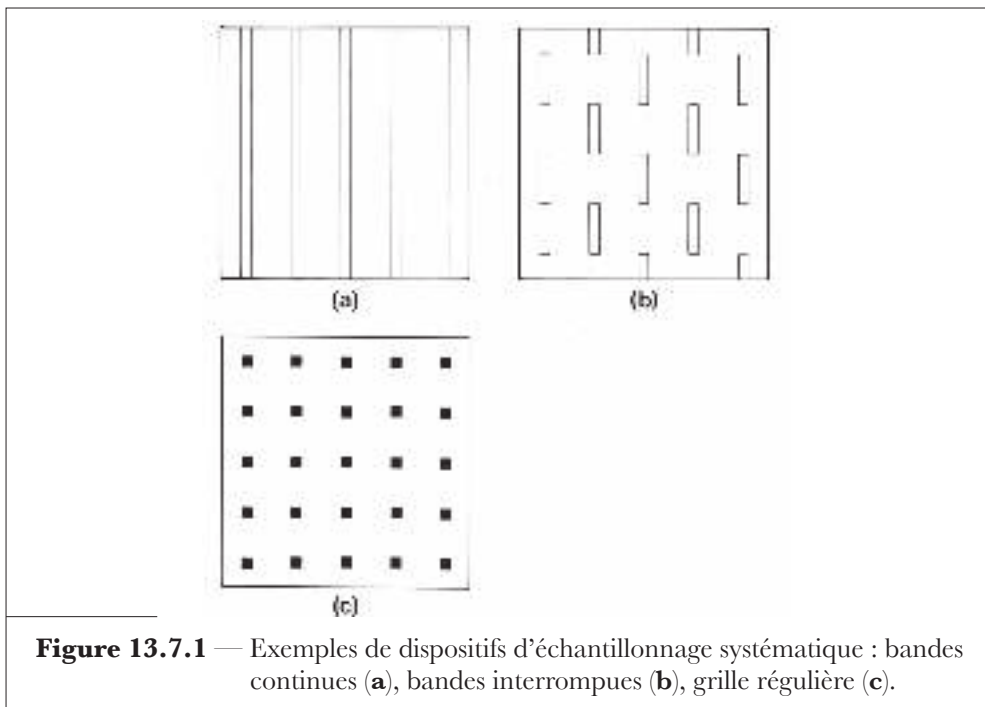
Il est intéressant de noter que, selon le type de répartition retenu, le nombre total d'unités d'échantillonnage compatible avec la précision souhaitée varie pratiquement, pour l'exemple considéré, du simple au double (36 pour la répartition optimale et 21 pour la répartition proportionnelle).

13.7. Échantillonnage systématique

13.7.1. Principe

Dans l'échantillonnage systématique⁽²¹⁾, les unités sont choisies selon un schéma rigide, prédéterminé, dont l'objectif principal est de couvrir l'ensemble de la population de manière aussi uniforme que possible. Généralement, on distingue trois types de répartition des unités d'échantillonnage (Figure 13.7.1) :

- en bandes continues ;
- en bandes interrompues ou lignes de placettes ;
- en grilles régulières.



La disposition en bandes d'échantillonnage continues est surtout utilisée dans le contexte d'inventaires de grandes surfaces ou d'inventaires forestiers régionaux ; des lignes parallèles sont établies à égales distances au sein de la surface à inventorier et la sélection porte sur des bandes de largeur fixée sur chaque ligne.

⁽²¹⁾ *systematic sampling.*

La disposition en lignes de placettes est une simple modification de l'échantillonnage en bande continue en vue de réduire le temps de travail sur le terrain. La distance entre lignes varie en relation avec la dimension et la structure de la surface forestière (de 1 à 20 km, par exemple, dans le cas d'inventaires forestiers nationaux). Selon LOETSCH et al. [1964], des distances de 200 à 1.000 m sont fréquentes pour des inventaires de forêts dont les surfaces se situent entre 5.000 et 50.000 hectares. L'orientation de ces bandes ou lignes est importante à considérer en relation avec les éléments topographiques, les bandes étant disposées longitudinalement dans le sens des pentes, par exemple, de manière à couvrir aussi uniformément que possible les éventuelles différences de productivité, dues à la topographie.

La disposition en grilles régulières (Figure 13.7.2) est surtout utile à considérer dans les inventaires intensifs de petites surfaces forestières, les placettes étant distribuées sur une grille à mailles généralement carrées, rectangulaires ou triangulaires et dont les côtés correspondent à quelques dizaines ou centaines de mètres. L'adoption d'une maille carrée donne lieu à une exploration plus régulière de la forêt, tandis qu'une maille rectangulaire, assurant la même densité d'échantillonnage, conduit à un cheminement moins long.



Figure 13.7.2 — Exemple de distribution d'une grille à mailles rectangulaires (+ identification des coordonnées X, Y des centres des unités d'échantillonnage = points jaunes) surimposée sur une vue aérienne, (figure en couleur en fin d'ouvrage).

13.7.2. Avantages et inconvénients

L'échantillonnage systématique est souvent préconisé dans les inventaires forestiers, car il réunit un grand nombre d'avantages, parmi lesquels il convient de mentionner :

- la localisation plus facile des points de sondage impliquant un repérage rapide et des déplacements moins coûteux ;
- la distribution régulière des points sur l'ensemble de la population, ce qui procure fréquemment plus d'informations par unité de coût que si l'on utilise l'échantillonnage aléatoire ;
- la possibilité de donner lieu à une cartographie (localisation spatiale) des caractéristiques estimées.

Parmi les inconvénients, il faut surtout retenir que la modification du taux de sondage en cours d'exécution est difficile à pratiquer dans ce type d'échantillonnage. En outre, et c'est là que réside le problème le plus sérieux, l'erreur d'échantillonnage ne peut plus être déterminée de la même manière que dans le cas aléatoire. En effet, les unités d'échantillonnage ne sont plus choisies indépendamment les unes des autres puisque le choix de la première détermine automatiquement la position des autres. L'estimation de la moyenne pourrait comporter un biais non négligeable s'il existe une périodicité marquée dans la population échantillonnée (par exemple une succession répétée de crêtes et de vallées à amplitudes relativement constantes correspondant à la distance entre unités d'échantillonnage). Il conviendra toujours de vérifier que les distances entre unités de sondage ne correspondent pas à la *longueur d'onde* d'une variation périodique propre à la population.

L'utilisation des variables régionalisées citée par DUPLAT et PERROTTE [1981], GIUDICELLI et al. [1972], PARDE et BOUCHON [1988] montre la voie à d'autres solutions théoriquement éprouvées. La forêt est considérée comme étant une réalisation d'un processus aléatoire, ce qui permet d'estimer la variance de la moyenne de l'échantillon systématique en fonction de la corrélation moyenne entre deux unités d'échantillonnage de la population et celle entre deux unités de l'échantillon.

L'estimation calculée dépend, en conséquence, de la géométrie de l'échantillon et de la forme du corrélogramme caractérisant la variation du coefficient de corrélation entre les valeurs d'un paramètre étudié dans deux unités en fonction de la distance qui les sépare.

Abstraction faite de ces développements, le calcul de l'erreur est souvent réalisé comme si les unités étaient choisies de manière aléatoire, partant de l'hypothèse, rarement vérifiée en forêt, que les éléments à mesurer sont organisés complètement indépendamment les uns des autres. Cette façon de pro-

céder conduit à une surestimation parfois importante de l'erreur. De manière générale, dans les conditions d'une distribution aléatoire et simple des unités, l'estimation de la variance de la moyenne \bar{Y} s'écrit (§ 13.5.3) :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right)$$

On peut, par ailleurs, démontrer que la variance de la moyenne \bar{Y}_s fournie par un échantillonnage systématique est estimée par la relation [COCHRAN, 1963 ; MENDENHALL et al., 1971] :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_s}^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{n} [1 + (n-1)\rho]$$

dans laquelle ρ représente le coefficient de corrélation entre toutes les paires d'observations relatives à une variable donnée au sein d'un même échantillon.

Dans le cas d'une population où les éléments sont répartis de manière aléatoire, on peut s'attendre à ce qu'ils soient assez hétérogènes et donc peu corrélés ($\rho \rightarrow 0$) et on peut admettre, pour N grand, que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_s}^2 \cong \hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2$$

En d'autres termes, la corrélation entre les valeurs relatives à la même variable dans deux unités différentes est faible ou nulle quelle que soit la distance séparant ces deux unités (observations relatives à des essences faiblement représentées, par exemple). L'échantillonnage systématique est alors équivalent à l'échantillonnage aléatoire.

Le problème de l'estimation de l'erreur d'échantillonnage en inventaire systématique est complexe et de nombreuses études lui ont déjà été consacrées [SINGH et SINGH, 1977 ; SHIUE, 1960 ; ZINGER, 1963 ; 1980].

Dans les lignes qui suivent, nous nous en tiendrons uniquement aux méthodes approchées de calcul et non à celles utilisant la théorie des processus aléatoires [GIUDICELLI et al., 1972].

13.7.3. Estimations de la moyenne et de la variance

Dans le cas d'un échantillonnage systématique, il est possible, selon les circonstances, que les estimations de la moyenne et de la variance soient assez fortement affectées par la variation spatiale de la grandeur étudiée. Cette variation peut se traduire par l'existence d'un gradient, d'une périodicité ou d'une autocorrélation dans une ou dans deux directions.

Lorsqu'on ne peut déceler aucune structure dans cette variation ou lorsque la distance entre les unités successives d'échantillonnage est telle que l'autocorrélation devient négligeable (cas d'un inventaire régional ou national

à large maille), les estimations de la moyenne et de la variance sont réalisées sans biais et comme si l'échantillonnage était aléatoire et simple.

Il vient alors que :

$$\bar{y} = \left(\sum_{i=1}^n y_i \right) / n$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{n} (1 - n / N)$$

Dans les autres situations, l'estimation de la moyenne ne pose aucun problème si ce n'est pour des populations présentant une structure de variation caractérisée par une périodicité marquée.

Si la maille de l'échantillonnage ou la distance entre unités est en phase avec la variation cyclique observée dans la population, l'estimation de la moyenne sera pratiquement toujours biaisée. Pareille situation, *a priori* peu fréquente, doit nécessairement être identifiée avant de commencer l'inventaire. On pourrait alors, par exemple, envisager de répartir les placettes en ordre systématique le long de lignes disposées aléatoirement dans le sens de la variation cyclique.

Par contre, dans ces mêmes situations, il n'est plus possible d'estimer avec précision la variance de la moyenne et donc aussi l'erreur d'échantillonnage. Parmi les méthodes approchées auxquelles nous suggérons de recourir, nous envisagerons successivement :

- la méthode de l'échantillonnage aléatoire et simple ;
- la méthode des différences premières ;
- la méthode des différences secondes.

• La méthode de *l'échantillonnage aléatoire et simple* surestime fortement la valeur de la variance de la moyenne s'il existe un gradient bien marqué et sous-estime largement cette même variance si l'autocorrélation est importante. En principe, ce dernier cas est rare car une autocorrélation élevée s'observe lorsque les unités d'échantillonnage sont très rapprochées dans une population relativement homogène (ce qui peut parfois relever d'une certaine forme de gaspillage dans l'intensité d'échantillonnage), ou lorsque la surface à inventorier est très petite, voire trop petite pour qu'un échantillonnage se justifie.

Si les n unités sondées sont réparties sous la forme de grilles de points, représentées par les intersections des lignes ($i = 1, m$) et des colonnes ($j = 1, k$), la variance estimée de la moyenne dans le cas d'une population *infinie* est égale

à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}^2 - \left(\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij} \right)^2 / n}{(n-1)n} \quad (\text{formule 13.7.1})$$

ou encore à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}^2 - \left(\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} y_{ij} \right)^2 / n}{(n-1)n} \quad (\text{formule 13.7.2})$$

où n_i = nombre d'unités au sein de la ligne i ,
 n_j = nombre d'unités au sein de la colonne j .

Plusieurs études citées par COCHRAN [1977] font état de la comparaison entre la variance d'un échantillonnage systématique comparée à la variance d'un échantillonnage aléatoire stratifié comportant k strates et n (au moins deux) unités par strate. Les unités de sondage peuvent être considérées dans le cas d'une répartition sous forme de grilles, par exemple, comme relevant d'un échantillonnage stratifié.

L'estimation de la variance peut alors se baser sur une répartition des unités par strates ou groupes de n unités (généralement quatre selon PHILIP [1994]) et dans ce cas il vient que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^k \left[\sum_{j=1}^n y_{ij}^2 - \left(\sum_{j=1}^n y_{ij} \right)^2 / n \right]}{nk^2(n-1)}$$

Cette formule correspond effectivement à celle en vigueur pour un échantillonnage aléatoire stratifié comportant k strates dont les dimensions sont identiques (§ 13.6.3).

- La méthode des *différences premières* ou différences entre paires d'unités successives, tout en étant plutôt un « truc », est la plus utilisée pour obtenir la valeur approximative de la variance de la moyenne.

On calcule la variance des différences entre unités successives :

$$d_i = y_{i+1} - y_i$$

en considérant que leur moyenne est nulle.

Dans le cas d'un échantillonnage systématique à une dimension, c'est-à-dire réalisé dans une direction déterminée, et s'appuyant sur n unités, la méthode revient en réalité à considérer que deux observations successives de la variable y sont deux observations aléatoires réalisées dans une strate. En effet :

$$\hat{\sigma}_d^2 = 2\hat{\sigma}_y^2$$

si on néglige la corrélation entre deux observations successives.

On en déduit que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{2n} \hat{\sigma}_d^2$$

et la variance estimée de la moyenne résulte de l'expression :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (y_{i+1} - y_i)^2}{2n(n-1)}$$

Cette formule part de l'hypothèse que la population se divise en $n-1$ strates constituées de deux unités de sondage voisines, chacune de ces unités appartenant à deux strates se chevauchant partiellement, exception faite pour les deux unités extrêmes.

On peut généraliser cette formule au cas d'échantillons répartis dans deux directions sous la forme de grilles. Si y_{ij} représente la valeur observée qui se situe à l'intersection de la i^e ligne et de la j^e colonne, et n le nombre total d'unités sélectionnées, la variance estimée par l'intermédiaire des carrés des différences entre les colonnes, ou au sein des lignes, résulte de la relation :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i-1} \left(y_{ij} - y_{i(j+1)} \right)^2}{2n(n-m)} \quad (\text{formule 13.7.3})$$

où m = nombre de lignes,

n_i = nombre d'unités au sein de la ligne i .

Si le calcul porte sur les différences entre lignes, ou au sein des colonnes, la variance estimée est égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j-1} (y_{ij} - y_{(i+1)j})^2}{2n(n-k)} \quad (\text{formule 13.7.4})$$

où k = nombre de colonnes,
 n_j = nombre d'unités au sein de la colonne j .

Enfin, on peut estimer plus logique de considérer les deux directions simultanément, on évite ainsi de privilégier l'une d'entre elles. Cela suppose alors l'utilisation de la formule ci-après :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i-1} (y_{ij} - y_{i(j+1)})^2 + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j-1} (y_{ij} - y_{(i+1)j})^2}{2n[(n-m) + (n-k)]} \quad (\text{formule 13.7.5})$$

qui peut aussi s'écrire de manière simplifiée :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \sum_{i=1}^{n'} d_i^2 / 2nm' \quad (\text{formule 13.7.6})$$

d_i = différences premières successives,
 n = nombre total d'unités sélectionnées,
 n' = nombre total de différences successives.

La méthode des différences premières fournit une estimation correcte de la variance de la moyenne dans le cas d'une population sans structure particulière, son principal inconvénient étant sa lourdeur. Elle surestime la variance de la moyenne en présence d'un gradient et la sous-estime fortement s'il y a autocorrélation élevée.

• La méthode des *différences secondes* permet aussi d'estimer de manière approximative la variance de la moyenne. Si les valeurs observées d'un échantillonnage systématique (une ligne de placettes, par exemple) sont respectivement y_1, y_2, \dots, y_n , les différences secondes sont définies comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta y_i &= d(y_i) - d(y_{i+1}) \\ &= (y_i - y_{i+1}) - (y_{i+1} - y_{i+2}) \\ &= y_i - 2y_{i+1} + y_{i+2} \end{aligned}$$

Si l'on généralise cette expression au cas d'un inventaire systématique à deux dimensions, les différences étant calculées entre colonnes, il vient que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i-2} \left(y_{ij} - 2y_{i(j+1)} + y_{i(j+2)} \right)^2}{6n(n-2m)} \quad (\text{formule 13.7.7})$$

Si le calcul porte sur les différences entre lignes, la variance estimée est, par contre, égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j-2} \left(y_{ij} - 2y_{(i+1)j} + y_{(i+2)j} \right)^2}{6n(n-2k)} \quad (\text{formule 13.7.8})$$

et si l'on considère les différences dans les deux directions, on pourra utiliser la formule simplifiée suivante :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \sum_{i=1}^{n'} \Delta^2 y_i / 6nn' \quad (\text{formule 13.7.9})$$

Δy_i = différences secondes successives,
 n = nombre total d'unités sélectionnées,
 n' = nombre total de différences successives.

La méthode des différences secondes est intéressante à considérer dans le cas de populations à tendance linéaire [CHACKO, 1965], c'est-à-dire présentant une variation constante dans une direction, liée par exemple à un gradient de fertilité. Par contre, elle sous-estime fortement la variance de la moyenne en présence d'autocorrélation importante. En outre, elle met en œuvre une formule qui devient très vite fastidieuse à utiliser lorsque la forme de la surface à inventorier est découpée et a pour effet d'isoler certaines unités d'échantillonnage.

Dans le cas exclusif d'une population présentant un gradient dans un seul sens (long versant, par exemple), on peut éviter les inconvénients liés à la méthode des différences secondes qui serait logiquement recommandable dans l'exemple évoqué. Pour ce faire, la technique que nous préconisons est d'ajuster une équation linéaire liant les valeurs observées (volumes, par exemple) aux coordonnées des unités d'échantillonnage. Si l'un des coefficients de régression ou si les deux sont significativement différents de zéro, on se trouve en présence d'un gradient. Il suffit dès lors de remplacer les valeurs observées par les résidus pour éliminer l'autocorrélation induite par le gradient. Si les résidus ne présentent pas d'autocorrélation, la variance de la moyenne est obtenue en remplaçant la variance totale par la variance résiduelle.

Dans l'hypothèse où X_1 et X_2 représentent l'abscisse et l'ordonnée des unités d'échantillonnage et où l'on aurait ajusté par régression une équation du type :

$$y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$$

y étant la variable dendrométrique étudiée, la variance à prendre en considération dans les calculs d'erreur d'échantillonnage serait égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}(\text{rég})}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{Y.X_1, X_2}^2}{n} = \hat{\sigma}_{\bar{Y}(\text{aléat})}^2 (1 - R^2)$$

R représentant le coefficient de corrélation multiple liant la variable dépendante y aux variables explicatives X_1 et X_2 , $\hat{\sigma}_{\bar{Y}(\text{aléat})}^2$ étant l'erreur standard de la moyenne calculée comme si l'échantillonnage était aléatoire.

Exemple 13.7.1 — Inventaire par échantillonnage systématique

Dans le cadre d'applications pratiques effectuées avec des étudiants, nous avons procédé à l'inventaire par échantillonnage systématique d'une forêt mélangée de plus de 1.200 hectares. Des unités d'échantillonnage de 4 ares ont été implantées selon un maillage rectangulaire de 250 m × 300 m, chaque unité étant, dans ces conditions, « l'image » de 7,5 hectares de forêt.

À titre d'exemple, nous avons pris en considération une partie de cette forêt, soit 556 hectares, sur laquelle on a pu disposer 69 points de sondage dont 66 correspondaient à des peuplements et 3 étaient situés au sein de vides (ne comportant pas de matériel ligneux, un volume nul leur a été affecté), ces derniers faisant cependant partie intégrante de la surface de production. Le taux de sondage utilisé était donc égal à $(0,04 \times 69)/556 = 0,005$ ou 0,5%. Le tableau 13.7.1 fournit, en regard des points matérialisant les unités d'échantillonnage, les volumes à l'hectare des peuplements inventoriés.

Afin d'estimer les variances et les erreurs-standards des moyennes obtenues, nous utiliserons successivement les formules concernant :

- l'échantillonnage aléatoire et simple ;
- les différences premières ;
- les différences secondes.

Les calculs seront effectués en se référant, entre autres, aux valeurs intermédiaires que nous avons rassemblées dans le tableau 13.7.2. Ils tiendront compte des corrections pour population finie, ce qui impliquera que les formules présentées ci-avant soient modifiées en conséquence.

• Formule de l'échantillonnage aléatoire et simple

La moyenne des volumes (m^3/ha) est égale à :

$$\bar{y} = 22.796 / 69 = 330,4$$

La variance de cette moyenne est calculée par l'intermédiaire de la formule 13.7.2, ce qui donne lieu, compte tenu de la correction pour population finie ($1 - f = 1 - 0,005$), aux valeurs suivantes :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{(8.694.970 - 22.796^2 / 69)(1 - 0,005)}{(68)(69)} = 246,8$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{246,8} = 15,7$$

Tableau 13.7.1 — Répartition des unités d'échantillonnage (•) dans le cas d'un inventaire systématique et volumes correspondants (en m³/ha).

451	421	301					
•	•	•					
0	383	483	614	397			
•	•	•	•	•			
496	608	386	431	447	310	444	
•	•	•	•	•	•	•	
332	487	398	440	361	342	252	
•	•	•	•	•	•	•	
360	441	276	564	402	207	377	
•	•	•	•	•	•	•	
284	239	222	269	490	221	0	246
•	•	•	•	•	•	•	•
494	513	429	333	414	299	277	224
•	•	•	•	•	•	•	•
215	330	228	138	322	400	432	301
•	•	•	•	•	•	•	•
208	445	269	0	326	269	286	
•	•	•	•	•	•	•	
298	371	399	89	284	182		
•	•	•	•	•	•		
172	185	282					
•	•	•					

• *Formule des différences premières*

L'utilisation de la méthode des différences premières peut se concevoir dans l'une ou l'autre des deux directions d'implantation des unités ou dans les deux directions simultanément (Tableau 13.7.2).

Tableau 13.7.2 — Présentation des données et calculs intermédiaires dans le cas d'un inventaire par échantillonnage systématique (données de l'exemple 13.7.1).

j i	1	2	3	4	5	6	7	8	$\left(\sum_{j=1}^k \right)$
1	451	421	301						
2	0	383	483	614	397				
3	496	608	386	431	447	310	444		
4	332	487	398	440	361	342	252		
5	360	441	276	564	402	207	377		
6	284	239	222	269	490	221	0	246	
7	494	513	429	333	414	299	277	224	
8	215	330	228	138	322	400	432	301	
9	208	445	269	0	326	269	286		
10	298	371	399	89	284	182			
11	172	185	282						
n_j	11	11	11	9	9	8	7	3	69
$\sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}$	3.310	4.423	3.673	2.878	3.443	2.230	2.068	771	22.796
$\sum_{i=1}^{n_j} y_{ij}^2$	1.221.810	1.924.325	1.303.861	1.284.668	1.351.455	659.640	201.293	201.293	8.694.970

Si l'on effectue les calculs dans *le sens des lignes*, par utilisation de la formule 13.7.3, on obtient, compte tenu de la correction pour population finie :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{[(451 - 421)^2 + (421 - 301)^2 + \dots + (185 - 282)^2]}{2(69)(69 - 1)} \cdot 0,995$$

$$= \frac{1.389.572}{8.004} (0,995) = 172,74$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{172,74} = 13,14 \text{ ou } 13,1$$

L'utilisation de la formule 13.7.4, qui implique d'effectuer les calculs dans *le sens des colonnes*, donne lieu aux résultats suivants :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{[(451 - 0)^2 + (0 - 496)^2 + \dots + (224 - 301)^2]}{2(69)(69 - 8)} \cdot 0,995$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{1.700.287}{8.418} (0,995) = 200,97$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{200,97} = 14,18 \text{ ou } 14,2$$

Enfin, si les calculs sont envisagés *selon les deux directions*, on obtient les résultats ci-après (formule 13.7.5) :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{(1.389.572)(0,995) + (1.700.287)(0,995)}{2(69)(58 + 61)}$$

$$= 3.074.410/16.422 = 187,21$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{187,21} = 13,68 \text{ ou } 13,7$$

• *Formule des différences secondes*

Si l'on procède au calcul des différences secondes et, à titre d'exemple, plus spécialement entre *les colonnes* (formule 13.7.7), on obtient :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{\left\{ [451 - 2(421) + 301]^2 + \dots + [172 - 2(185) + 282]^2 \right\}}{6(69)(69 - 22)} \cdot 0,995$$

$$= (3.093.262)(0,995)/19.458 = 158,18$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{158,18} = 12,58 \text{ ou } 12,6$$

Le même calcul portant sur les différences entre *les lignes* (formule 13.7.8) conduit à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = 14,6$$

et si l'on considère *les deux directions* (formule 13.7.9), on peut montrer que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = 13,7$$

Si nous utilisons la méthode alternative consistant à ajuster un plan aux données relatives aux numéros de ligne et de colonne, on obtient l'équation de régression ci-après :

$$y = 473,9 - 18,9X_1 - 7,3X_2 \quad (R^2 = 0,18)$$

où y = volume à l'hectare,
 X_1 = abscisse des unités d'échantillonnage,
 X_2 = ordonnée des unités d'échantillonnage.

Seul le coefficient de régression associé à l'abscisse X_1 est significatif, ce qui témoigne de l'existence d'un gradient. Les calculs réalisés au départ de l'écart-type résiduel conduisent à une estimation de l'erreur-standard de la moyenne égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{(14.030,2)(0,995)} = 14,2$$

Les diverses méthodes utilisées donnent donc lieu aux erreurs-standards et erreurs d'échantillonnage reprises dans le tableau 13.7.3, en admettant l'hypothèse d'un degré de confiance de 95 % et pour $t_{0,975} = 2,0$ (avec 68 degrés de liberté).

Tableau 13.7.3 — Résultats obtenus par les différentes méthodes de calcul de l'erreur d'échantillonnage $e\%$ dans le cas d'un inventaire systématique.

Méthodes	$\hat{\sigma}_{\bar{y}}$	$\hat{\sigma}_{\bar{y}} / \bar{y}$	$e\% = 100(2\hat{\sigma}_{\bar{y}}) / \bar{y}$
Aléatoire et simple	15,7	0,048	9,6
Différences premières			
colonnes	14,2	0,043	8,6
lignes	13,1	0,040	8,0
2 directions	13,7	0,041	8,2
Différences secondes			
colonnes	12,6	0,038	7,6
lignes	14,6	0,044	8,8
2 directions	13,7	0,041	8,2
Régression linéaire	14,2	0,043	8,6

13.7.4. Le cas particulier des inventaires « typologiques »

Ce type d'inventaire s'appuie aussi sur un dispositif d'échantillonnage systématique. Il utilise un taux de sondage très élevé (maille très fine) et trouve une de ses raisons d'être dans la phase d'analyse des aménagements forestiers [DUBOURDIEU, 1997]. Nous reviendrons ultérieurement de manière plus circonstanciée sur ce type d'inventaire ainsi que sur une méthode alternative que nous avons testée (§ 13.11.2).

13.8. Échantillonnage à plusieurs phases

13.8.1. Principe

En matière d'inventaire forestier, il peut s'avérer intéressant et plus efficace d'échantillonner la population étudiée en plusieurs phases⁽²²⁾, simultanées ou successives. À cette fin, on mettra souvent en œuvre un échantillonnage « double » ou à deux phases⁽²³⁾, indépendantes ou dépendantes. *Dans les lignes qui suivent, nous examinerons exclusivement le cas de deux phases dépendantes* impliquant, en ce qui concerne les estimations à réaliser, l'utilisation d'un modèle de régression. Le principe de ce type d'échantillonnage est en effet d'estimer une variable dite « principale » en exploitant sa relation avec une autre variable dite « auxiliaire » ou « liée ».

Dans une première phase, on utilise un grand échantillon pour obtenir une estimation précise de la moyenne de la variable auxiliaire X et dans une seconde phase, s'appuyant sur un sous-échantillon plus petit, on mesure la variable principale Y . Dans ces conditions, les deux phases sont mutuellement dépendantes, car les mesures effectuées lors de la seconde phase portent sur une partie des unités de la première phase. Les variables X et Y sont donc toutes deux mesurées sur un petit échantillon puis mises en relation par régression de manière à extrapoler au grand échantillon les résultats relatifs à la variable principale.

Un exemple assez classique de ce type d'échantillonnage se rencontre à l'occasion d'inventaires utilisant des données récoltées au sol et sur photos aériennes MACLEAN [1972]. La première phase consiste à estimer les volumes (ou d'autres caractéristiques), sur des vues aériennes, d'un nombre relativement élevé d'unités d'échantillonnage. Dans la seconde phase, on mesure cette

⁽²²⁾ *multiphase sampling.*

⁽²³⁾ *double sampling.*

même variable au sol à partir d'un sous-échantillon constitué d'un nombre réduit d'unités de la première phase. On étudie alors la relation qui existe entre les volumes calculés par l'intermédiaire des unités définies au sol et ceux issus des estimations réalisées sur photos aériennes. La régression permet de corriger le biais relatif à l'estimation de la moyenne obtenue lors de la première phase, biais inhérent aux problèmes de photo-interprétation.

Cette procédure a été utilisée en relation avec la technologie LiDAR (§ 15.3.3) sur un peuplement mixte de conifères en Idaho [PARKER et EVANS, 2004]. Les images à très haute définition (résolution de 2 m) ont permis de positionner (première phase) 360 placettes de 8 ares à l'intérieur desquelles la localisation et la mesure de la hauteur de tous les arbres ont été effectuées par des procédures décrites par MCCOMBS et al. [2003]. Des mesures de diamètres et de hauteurs ont été réalisées au sol sur 60 placettes. Elles ont été mises à profit pour établir une relation (deuxième phase) qui a ensuite permis d'estimer les volumes des arbres identifiés par le système LiDAR. Les auteurs font mention d'une erreur d'échantillonnage de $\pm 11,5\%$ sur l'estimation du volume moyen.

Un autre exemple concerne les inventaires successifs destinés à déterminer l'accroissement en volume des peuplements à partir d'unités d'échantillonnage permanentes. On se trouvera dans les conditions d'utilisation d'un échantillonnage double si le remesurage du matériel des unités d'échantillonnage ne concerne qu'une partie de celles installées ou mesurées au début de la période d'accroissement.

Dans les exemples évoqués, les variables principales et auxiliaires sont en réalité identiques, ce sont les moyens de mesure ou d'estimation qui sont différents. Un autre cas d'application concerne l'estimation de volumes par l'intermédiaire de placettes d'échantillonnage dans lesquelles tous les arbres sont identifiés et mesurés en circonférence. La hauteur, variable principale plus compliquée et plus coûteuse à estimer, mais nécessaire à un cubage plus précis, n'est mesurée que sur un nombre limité d'arbres au sein de chaque placette. Une relation unissant la hauteur à la circonférence est alors calculée et un tarif de cubage à deux entrées permet de déterminer le volume. Dans la première phase, on utilise des placettes d'échantillonnage en vue de mesurer des circonférences et dans la seconde on ne mesure qu'un nombre limité d'arbres ou un sous-échantillon au sein de ces placettes en vue d'estimer la hauteur.

13.8.2. Avantages et inconvénients

La méthode d'échantillonnage double est particulièrement intéressante à considérer lorsque l'estimation de la variable principale est laborieuse et coûteuse alors qu'une autre variable lui étant liée peut être récoltée plus facilement. L'objectif qui est de réduire le nombre de mesures de la variable difficile à estimer, sans sacrifier la précision de l'estimation, n'est cependant atteint que si la relation entre la variable principale et la variable auxiliaire est très étroite. Dans ces conditions, une régression peut être envisagée entre les deux variables. Dans les cas simples, il s'agira souvent d'une régression linéaire, mais il faudra s'attendre aussi à de nombreux cas de régression curvilinéaire.

Parmi les inconvénients, il convient de noter que les estimations de la moyenne et de l'erreur d'échantillonnage de la moyenne sont en général biaisées, en particulier lorsque l'effectif de l'échantillon est trop réduit.

13.8.3. Estimations de la moyenne et de la variance

Dans l'hypothèse de l'existence d'une relation linéaire entre la variable principale et la variable auxiliaire mesurées sur les mêmes unités d'échantillonnage, l'estimation de la moyenne de la variable principale Y peut être obtenue à partir d'une régression de la forme :

$$\bar{y} = \bar{y}_p + b(\bar{x}_g - \bar{x}_p)$$

où

- \bar{y} = moyenne estimée de Y (variable principale),
- \bar{y}_p = moyenne estimée de Y à partir du petit échantillon (deuxième phase),
- \bar{x}_g = moyenne estimée de X (variable auxiliaire) à partir du grand échantillon (première phase) et utilisée à défaut de connaître la moyenne de la population,
- \bar{x}_p = moyenne estimée de X à partir du petit échantillon,
- b = coefficient de régression.

On peut donc considérer de façon générale que l'échantillonnage double est un cas particulier de l'échantillonnage avec régression (§ 13.8.5.1°), ce dernier consistant à corriger l'estimation de la moyenne \bar{y} d'un échantillon en fonction des résultats obtenus par une variable auxiliaire ou liée x .

Le coefficient de régression b résulte de l'expression suivante :

$$b = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_p)(y_i - \bar{y}_p)}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_p)^2}$$

où x_i et y_i représentent respectivement la variable auxiliaire et la variable principale mesurées dans la i^{e} unité du petit échantillon, et n le nombre d'unités que comporte le petit échantillon. Si la corrélation entre les variables x et y est nulle, la pente b est elle-même nulle, l'estimation \bar{y} est alors identique à celle obtenue par l'échantillonnage aléatoire, et l'échantillonnage double n'apporte aucune amélioration de la précision. Si la pente b est égale à \bar{y}_p / \bar{x}_p , le modèle se simplifie de la manière suivante :

$$\bar{y} = \frac{\bar{y}_p}{\bar{x}_p} \bar{x}_g$$

et l'on se trouve alors dans le cas d'une estimation par le quotient (§ 13.8.5.2°).

Compte tenu de la relation générale citée plus haut :

$$\bar{y} = \bar{y}_p + b(\bar{x}_g - \bar{x}_p)$$

la variance estimée de la variable \bar{y} est déterminée au moyen de l'expression ci-après :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \hat{\sigma}_{\bar{y}_p}^2 + \hat{\sigma}_b^2 (\bar{x}_g - \bar{x}_p)^2 + b^2 \hat{\sigma}_{\bar{x}_g}^2$$

que l'on peut aussi écrire sous la forme :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{Y \cdot X}^2}{n} + \frac{\left[\hat{\sigma}_{Y \cdot X}^2 (\bar{x}_g - \bar{x}_p)^2 \right]}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_p)^2} + b^2 \frac{\hat{\sigma}_X^2}{m}$$

où n = nombre d'unités d'échantillonnage dans le petit échantillon,
 m = nombre d'unités d'échantillonnage dans le grand échantillon.

Fréquemment, le terme entre crochets de l'équation générale ci-avant est négligé, car la différence entre \bar{x}_g et \bar{x}_p , variables estimant la moyenne relative à la même population, est souvent négligeable. En outre, dans ce cas, les différences entre les variances estimées de la variable auxiliaire X dans les deux phases sont aussi négligeables. On admettra dès lors que la variance $\hat{\sigma}_X^2$ intervenant dans le dernier terme de l'équation soit calculée sur la base du petit échantillon.

En ce qui concerne ce même terme, il peut aussi se mettre sous une autre forme :

$$b^2 \frac{\hat{\sigma}_X^2}{m} = r^2 \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{m} = \frac{\hat{\sigma}_Y^2 - \hat{\sigma}_{Y.x}^2}{m}$$

sachant que r représente le coefficient de corrélation et que dans le cas d'une régression linéaire simple⁽²⁴⁾ :

$$\hat{\sigma}_{Y.x}^2 = SCE_{Y.x} / (n-2)$$

avec

$$SCE_{y.x} = SCE_y - SPE^2 / SCE_x$$

et

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{SCE_y}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^p (y_i - \bar{y}_p)^2}{p-1}$$

Dans le cas de populations finies, il vient que :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{\hat{\sigma}_{Y.x}^2}{n} \left(1 - \frac{n}{m}\right) + \frac{(\hat{\sigma}_Y^2 - \hat{\sigma}_{Y.x}^2)}{m} \left(1 - \frac{m}{N}\right)$$

ou encore que :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{\hat{\sigma}_Y^2}{n} (1 - r^2) \left(1 - \frac{n}{m}\right) + \frac{r^2 \hat{\sigma}_Y^2}{m} \left(1 - \frac{m}{N}\right)$$

N représentant le nombre total d'unités d'échantillonnage dans la population.

⁽²⁴⁾ Pour rappel : SCE = somme des carrés des écarts (§ 6.4.2).

SPE = somme des produits des écarts (§ 6.4.2).

13.8.4. Détermination du nombre optimum d'unités d'échantillonnage

Sur la base de la relation générale à laquelle nous aboutissons (ignorant le facteur de correction pour population finie), soit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{Y..x}^2}{n} + \frac{b^2 \sigma_X^2}{m}$$

on peut également écrire que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \hat{\sigma}_Y^2 \left[\left(\frac{1-r^2}{n} \right) + \frac{r^2}{m} \right]$$

On notera au passage que si le coefficient de corrélation r tend vers l'unité, la variance estimée de la moyenne tend vers $\hat{\sigma}_y^2/m$, inférieure à la valeur $\hat{\sigma}_y^2/n$ qui aurait été considérée pour l'échantillonnage aléatoire (cas d'une seule phase).

LOETSCH et HALLER [1964] partent de l'hypothèse générale que le coût total d'échantillonnage C dépend des coûts respectifs d'analyse C_1 (portant sur la seule variable explicative, grand échantillon) et C_2 (portant sur les variables principale et auxiliaire, petit échantillon) des unités des deux phases, soit :

$$C = nC_2 + mC_1$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{a}{n} + \frac{b}{m}$$

où

$$a = \hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 (1-r^2) \quad \text{et} \quad b = \hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 r^2$$

On peut démontrer que le nombre optimum d'unités à considérer dans la première phase est égal, après minimisation de la fonction de coût, à :

$$m_{opt} = \left(\sqrt{\frac{abC_2}{C_1}} + b \right) / \hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2$$

alors que le nombre optimum d'unités à considérer dans la seconde phase est égal à :

$$n_{opt} = \left(\sqrt{\frac{abC_1}{C_2}} + a \right) / \hat{\sigma}_Y^2$$

La proportion optimale d'unités d'échantillonnage à envisager dans la seconde phase en fonction du nombre d'unités de la première phase, découle, dans l'hypothèse d'une relation bien déterminée des coûts entre les deux phases, de la relation :

$$\frac{n_{opt}}{m_{opt}} = \sqrt{\frac{C_1 a}{C_2 b}} = \sqrt{\frac{C_1(1-r^2)}{C_2 r^2}}$$

Une autre question est de savoir s'il vaut mieux consacrer tout l'effort sur la mesure de la variable principale ou plutôt le répartir sur deux échantillons. La réponse [COCHRAN, 1977] se déduit de l'une des inégalités suivantes :

$$C_2 / C_1 > \left[1 + \sqrt{(1-r^2)} \right]^2 / r^2$$

ou

$$r^2 > 4C_2 C_1 / (C_2 + C_1)^2$$

Si l'une de ces inégalités est respectée, l'échantillonnage double s'avère plus intéressant qu'un échantillonnage aléatoire qui porterait sur $n = C/C_2$ éléments.

Exemple 13.8.1 — Inventaire par échantillonnage à deux phases (double)

L'exemple est relatif à un massif résineux d'épicéa (*Picea abies*) d'environ 360 hectares au sein duquel un premier inventaire, réalisé en 1985 par voie systématique, concernait 180 placettes de 4 ares. En vue d'estimer l'importance du matériel sur pied en 1990, soit cinq ans plus tard, un sous-échantillon de 45 placettes a été choisi de manière aléatoire parmi les 180 placettes. Les volumes mesurés en 1985 et en 1990 sont présentés dans le tableau 13.8.1.

Tableau 13.8.1 — Volumes à l'hectare de 45 placettes d'épicéa mesurées en 1985 et en 1990.

Volumes (m ³ /ha)					
x 1985	y 1990	x 1985	y 1990	x 1985	y 1990
459	480	363	422	238	269
474	498	450	487	337	359
488	493	368	414	349	376
331	354	406	444	371	431
216	245	320	365	442	457
363	407	320	340	295	359
481	503	381	433	395	420
407	436	159	219	388	398
442	473	334	378	328	384
403	458	315	363	377	407
376	419	231	273	306	318
337	406	260	285	200	230
215	262	337	360	231	303
196	244	332	375	119	178
276	314	328	363	205	285

Le volume moyen à l'hectare estimé en 1985, sur 180 placettes, c'est-à-dire sur le grand échantillon, était de :

$$\bar{x}_g = 336,2 \text{ m}^3$$

L'évolution du volume y observé en 1990 en fonction du volume x obtenu en 1985 pour le petit échantillon de 45 placettes traduit l'existence d'une relation linéaire nette :

$$y = 68,1495 + 0,9111x \quad (r^2 = 0,96)$$

Les volumes moyens à l'hectare du matériel présent en 1990 et en 1985 sur le petit échantillon étaient respectivement égaux à :

$$\bar{y}_p = 370,8 \text{ m}^3$$

$$\bar{x}_p = 332,2 \text{ m}^3$$

Dans ces conditions, la moyenne estimée du volume en 1990, pour le grand échantillon, résulte de l'expression :

$$\begin{aligned}\bar{y} &= 370,8 + 0,9111(\bar{x}_g - 332,20) \\ &= 68,1326 + 0,9111\bar{x}_g\end{aligned}$$

Si le volume à l'hectare en 1990 était estimé par l'intermédiaire de cette relation, on obtiendrait :

$$\bar{y} = 68,1326 + 0,9111(336,20) = 374,4$$

soit une valeur légèrement supérieure à la moyenne fournie directement par le petit échantillon.

La variance résiduelle $\hat{\sigma}_{Y.X}^2$ et la variance $\hat{\sigma}_X^2$ relative à la variable principale (volume en 1990) sont respectivement égales à :

$$\hat{\sigma}_{Y.X}^2 = (301.524,58 - 290.856,08) / (45 - 2) = 248,10$$

et

$$\hat{\sigma}_Y^2 = 301.524,58 / (45 - 1) = 6.852,83$$

En outre, comme $n = 45$, $m = 180$ et que le nombre total d'unités d'échantillonnage N est égal à 9.000 (soit 360/0,04), l'erreur-standard s'obtient comme suit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}}^2 = \frac{248,10}{45} \left(1 - \frac{45}{180}\right) + \frac{(6.852,83 - 248,10)}{180} \left(1 - \frac{180}{9.000}\right) = 40,10$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{40,10} = 6,33$$

À titre indicatif, si le volume en 1990 avait été estimé sur la seule base du petit échantillon constitué de 45 unités, la variance de la moyenne aurait été égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \frac{6.852,83}{45} \left(1 - \frac{45}{9.000}\right) = 151,52$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}} = \sqrt{151,52} = 12,31$$

Compte tenu du rapport existant entre les variances estimées, soit $151,52/40,10 = 3,78$, on peut en déduire que pour avoir la précision obtenue par échantillonnage double en ne considérant que l'inventaire réalisé en 1990, indépendamment des données relatives à l'année 1985, le nombre de placettes à mesurer aurait dû être de 170 (soit $45 \times 3,78$). Le gain très important de 278 % en nombre de placettes à l'avantage de l'échantillonnage double s'explique par la corrélation très élevée existant entre les mesures respectivement réalisées en 1985 et en 1990.

Remarque : L'échantillonnage double peut aussi être mis en œuvre en utilisant la méthode de l'estimation par le quotient sachant que, comme cela sera envisagé dans le paragraphe 13.8.5, cette méthode n'est rien d'autre qu'une régression conditionnée dans laquelle la relation entre les deux variables X et Y est telle qu'à une valeur nulle de X correspond une valeur nulle de Y (régression passant par l'origine).

13.8.5. Échantillonnage avec variables complémentaires

En prolongement à l'échantillonnage double qui met en œuvre la relation unissant deux variables, il est utile d'étendre cette problématique aux méthodes d'estimation s'appuyant sur la régression et sur le quotient. La différence avec l'échantillonnage double est que la variable auxiliaire (valeur moyenne ou totale) est ici connue sans erreur alors qu'elle doit être estimée dans l'échantillonnage double. Ces estimations ont été développées pour accroître la précision ou l'efficacité d'un échantillon par l'intermédiaire d'une information supplémentaire (variable auxiliaire) relative à la population étudiée.

Deux modalités sont envisageables. On parlera de méthode d'estimation par la *régression* dans l'hypothèse où la ligne de régression liant les deux variables ne passe pas par l'origine, contrairement à l'estimation par le *quotient*. Afin de clarifier ces concepts, tant d'échantillonnage que d'estimation, FREESE [1978a] propose la typologie suivante.

- **Échantillonnage par régression**

(valeur moyenne de x connue)

Estimation par la régression

$$\bar{y}_R = \bar{y} + b(m - \bar{x})$$

\bar{y} , b et \bar{x} étant estimés à partir de l'échantillon,
 m étant la moyenne connue de la variable auxiliaire X pour la population.

- **Échantillonnage double**

(valeur moyenne de x non connue et devant être estimée à partir de l'échantillon)

Estimation par la régression

$$\bar{y}_R = \bar{y}_p + b(\bar{x}_g - \bar{x}_p)$$

\bar{y}_p et \bar{x}_p étant déterminés à partir d'un petit échantillon (ou sous-échantillon) et
 \bar{x}_g étant déterminé à partir d'un grand échantillon.

• **Estimation par le quotient**

$$\bar{y}_q = \hat{Q}\bar{x}_g$$

\hat{Q} étant le quotient estimé par l'échantillon et correspondant :

- soit au rapport des moyennes \bar{y} / \bar{x} ou $\sum y / \sum x$;
- soit à la moyenne des rapports $(\sum y/x)/n$ déterminé à partir d'un échantillon (voir à ce propos les hypothèses faites quant aux variances «§13.8.5.2°).

\bar{x}_g étant déterminé à partir d'un grand échantillon.

1° Estimation par la régression

Dans le cas de l'estimation par la régression, la moyenne ou le total de la variable auxiliaire liée à la première variable (principale) est *connue*. Dans la pratique, la variable auxiliaire peut être déterminée à partir d'un inventaire complet. La mise en œuvre de cette méthode suppose que deux variables liées (y et x) soient mesurées sur chaque unité d'échantillonnage. La variable d'intérêt est la variable y et la variable x (auxiliaire) est choisie du fait de sa plus grande facilité et rapidité de mesure.

La relation entre y et x peut prendre une ou plusieurs formes. Dans l'hypothèse simplificatrice où il s'agirait d'une ligne droite, l'équation suivante est d'application :

$$\bar{y}_R = \bar{y} + b(X - \bar{x})$$

où \bar{y}_R = moyenne de y estimée à partir de X (connu à l'échelle de la population étudiée),

\bar{y} = moyenne de la variable principale y ,

X = moyenne de la variable auxiliaire x dans la population,

\bar{x} = moyenne de la variable auxiliaire x dans l'échantillon,

b = coefficient de régression linéaire.

En définitive, dans cette méthode, on réalise une estimation de la moyenne de la variable principale à partir de la variable auxiliaire via un facteur correctif correspondant au coefficient de régression.

Pour calculer l'erreur-standard dans le cas d'une estimation par régression, il est nécessaire d'utiliser une estimation de la variabilité résiduelle des valeurs individuelles de y , soit :

$$\hat{\sigma}_{Y.x} = \sqrt{\frac{SCE_y - \frac{SPE_{xy}^2}{SCE_x}}{(n-2)}}$$

et l'écart-type estimé de la moyenne s'obtient alors comme suit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}_R} = \hat{\sigma}_{Y.x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(X - \bar{x})^2}{SCE_x} \left(1 - \frac{n}{N}\right)}$$

Il convient d'être attentif au fait que cette méthode n'est applicable qu'à certaines conditions :

- la moyenne de la population pour la variable auxiliaire x doit être connue (ce n'était pas le cas pour l'échantillonnage double);
- la relation entre les variables y et x doit être la plus forte possible (les équations proposées ci-avant ne sont valables que dans l'hypothèse d'une relation linéaire);
- la variance de y autour de sa moyenne doit en principe être identique pour tous les niveaux de la variable x et, si ce n'est pas le cas, l'utilisation d'une régression pondérée doit être envisagée (§ 6.4.5.).

Exemple 13.8.2 — Estimation du volume à l'hectare d'un peuplement d'épicéas mettant en œuvre la méthode par la régression

Un massif d'épicéa de 50 hectares ayant une quarantaine d'années a fait l'objet d'un inventaire complet qui a permis de déterminer la surface terrière à l'hectare, soit 43,3 m². On souhaiterait estimer le volume de ce peuplement.

Pour des questions de temps et d'efficacité, on a privilégié l'installation de 25 placettes de 5 ares au sein desquelles on a pu déterminer la surface terrière et le volume ramenés à l'hectare. Le tableau 13.8.2 fournit les valeurs respectives de la surface terrière et du volume pour chacune des placettes.

Tableau 13.8.2 — Surfaces terrières (G) et volumes (V) à l'hectare issus de 25 placettes d'échantillonnage (peuplement d'épicéas).

G	V	G	G
35,4	350,7	47,8	493,2
38,4	395,8	40,5	486,3
50,4	476,5	25,3	242,5
35,4	368,0	24,3	251,1
47,2	406,8	34,9	360,5
51,5	590,4	55,9	535,3
46,1	477,5	44,6	393,5
37,6	368,5	31,2	352,3
53,4	574,3	37,6	369,0
55,8	601,1	51,0	554,4
35,7	376,7	43,2	397,6
26,8	250,8	41,9	442,3
41,9	484,1		

La relation entre V et G qui a été retenue répond à l'équation linéaire suivante :

$$V = -7,94 + 10,44 G$$

Elle se caractérise par un coefficient de détermination R^2 égal à 0,87 et un écart-type résiduel $\hat{\sigma}_{Y.X}$ de 37,6 résultant de l'équation :

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{Y.X} &= \sqrt{\frac{SCE_y - \frac{SPE_{xy}^2}{SCE_x}}{(n-2)}} \\ &= \sqrt{\frac{(250.848,37 - (20.906,67)^2/2001,64)}{(25-2)}} = 37,6\end{aligned}$$

L'équation $\bar{y}_R = \bar{y} + b(X - \bar{x})$ est mise en œuvre à partir de la connaissance du coefficient de régression linéaire b résultant de l'ajustement de l'équation $V=f(G)$ ci-avant. Les moyennes des 25 valeurs de V ($=\bar{y}$) et de G ($=\bar{x}$) sont respectivement égales à 424,0 m³ et 41,4 m². Il en résulte *in fine* que le volume estimé par régression est égal à :

$$\begin{aligned}\bar{y}_R &= 424,0 + 10,45(X - 41,4) \\ &= -8,63 + 10,45X \\ &= -8,63 + 10,45(43,3) \\ &= 443,9 \text{ m}^3\end{aligned}$$

Des calculs ayant permis d'ajuster l'équation liant V à G il vient que :

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{\bar{y}_R} &= 37,6 \sqrt{\frac{1}{25} + \frac{(43,3 - 41,4)^2}{2001,64}} \\ &= 37,6 \times 0,2045 = 7,69\end{aligned}$$

On notera au passage que le facteur correctif pour population finie n'a pas été pris en compte dans les calculs. Il est en fait négligeable puisque égal à : $1 - n/N = 1 - 25/1.000 = 0,98$.

En appliquant la formule de l'échantillonnage aléatoire et simple, l'écart-type estimé de la moyenne des volumes à l'hectare (424,0 m³) résulte de :

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{\bar{y}} &= \sqrt{\frac{SCE_y}{n(n-1)}} \\ &= \sqrt{250.848,37/[25(25-1)]} \\ &= \sqrt{418,08} = 20,45\end{aligned}$$

soit une valeur près de trois fois plus élevée que celle observée en utilisant la méthode d'estimation par la régression.

L'estimation réalisée par le biais d'une régression linéaire est donc une des nombreuses procédures qui permet d'accroître l'efficacité d'un échantillonnage par utilisation d'une information supplémentaire (variable auxiliaire) sur la population.

2° Estimation par le quotient

Dans le cas de la procédure de l'estimation par le quotient, deux modalités peuvent être envisagées : l'une se base sur le rapport de moyennes et l'autre sur la moyenne des rapports existants entre deux variables.

L'estimation via le *rapport des moyennes* est recommandée lorsque la relation entre la variable y et la variable x s'apparente à une ligne droite passant par l'origine et lorsque la variance de y pour chaque niveau de x est proportionnelle à la racine carrée de x , c'est-à-dire aussi lorsque cette variance est supposée être non constante, contrairement à l'hypothèse de constance nécessaire dans les procédures d'estimation par régression.

L'estimation de la moyenne de y par le quotient s'écrit :

$$\bar{y}_Q = \hat{Q}X$$

sachant que :

\hat{Q} = le rapport des moyennes estimées par le quotient \bar{y}/\bar{x} ou $\sum x/\sum y$,
 X = la valeur connue de la moyenne de x pour la population.

L'erreur-standard de cette estimation découle pour de larges échantillons ($n > 30$; $\hat{\sigma}_y/\bar{y}$ et $\hat{\sigma}_x/\bar{x} < 0,1$) selon COCHRAN [1977] de la relation :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_Q} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_y^2 + \hat{Q}^2 \hat{\sigma}_x^2 - 2\hat{Q}\hat{\sigma}_{xy}}{n} \left(1 - \frac{n}{N}\right)}$$

$\hat{\sigma}_y^2$ = variance estimée de y ,

$\hat{\sigma}_x^2$ = variance estimée de x ,

$\hat{\sigma}_{xy}$ = covariance estimée de x et y .

Quant à l'estimation réalisée via la *moyenne des rapports*, elle est appropriée lorsque la relation unissant y à x affecte la forme d'une ligne droite passant par l'origine et que la variance de y pour tout niveau de x est proportionnelle à x (plutôt qu'à la racine carrée de x).

Le rapport (quotient) q_i liant y_i à x_i est calculé pour chaque couple d'observations.

Aussi, la moyenne estimée de y pour la population est égale à :

$$\bar{y}_Q = \hat{Q}X$$

sachant que :

$$\begin{aligned}\hat{Q} &= \text{moyenne des rapports individuels } q_i, \\ &= \sum q_i/n.\end{aligned}$$

L'erreur-standard de cette estimation requiert d'abord le calcul de la variance des rapports q_i autour de leur moyenne, soit :

$$\hat{\sigma}_q^2 = \frac{\sum_{i=1}^n q_i^2 - (\sum_{i=1}^n q_i)^2/n}{n-1}$$

et l'erreur-standard de l'estimation de la moyenne de y via la moyenne des rapports s'écrit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_Q} = X \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_q^2}{n} \left(\frac{1-n}{N} \right)}$$

3° *Remarque importante concernant ces méthodes d'estimation*

Il est bien évident que dans cette famille d'estimateurs par la régression, au sens large du terme (quotient compris), d'autres types de relations unissant les variables y et x sont aussi d'application telles que fonctions curvilinéaires et régressions multiples faisant intervenir plusieurs variables.

Les estimations réalisées via ces méthodes «régression-quotient» n'ont cependant pas toutes la même signification.

La forme la plus appropriée des estimateurs mérite une grande attention en particulier pour ceux basés sur le quotient, car ils présentent *a priori* beaucoup de similitudes, ce qui peut conduire à les utiliser à mauvais escient. L'erreur la plus fréquente est d'y recourir lorsque la relation entre y et x n'affecte pas la forme d'une ligne droite passant par l'origine (ou que le rapport y/x n'est pas constant pour tout x).

Cette question est illustrée via l'exemple suivant tiré de FREESE [1978a].

Dans une pépinière, le nombre total de plantules malades peut être estimé à partir d'un échantillon (unités d'échantillonnage) en utilisant la proportion moyenne de plantules infectées et en multipliant cette proportion par le nombre total *connu* de plantules dans la pépinière. Pour accréditer cette procédure d'estimation, il faut faire l'hypothèse que la proportion de plantules infectées est la même, quel que soit le nombre total de plantules par unités d'échantillonnage, ce qui est contestable dans la mesure où le taux d'infection peut varier avec la densité de plantules. Dans pareilles conditions, l'estimation basée ici sur un rapport de moyennes peut être sérieusement biaisée.

Exemple 13.8.3 — Méthode d'estimation par le quotient

Pour illustrer la méthode d'estimation par le quotient et à des fins purement didactiques, reprenons les données utilisées dans l'exemple 13.8.2 (Tableau 13.8.2). Il s'agit donc de couples de valeurs surface terrière ($x = G$) / volume bois fort tige ($y = V$) issues de 25 placettes installées au sein d'un massif d'épicéas. Il s'avère que la relation linéaire unissant ces deux variables passe pratiquement par l'origine (ordonnée à l'origine = $-7,94 \text{ m}^3$).

Si l'estimation du volume (V) est réalisée par la méthode du « rapport des moyennes », les calculs conduisant à cette estimation et à son erreur-standard peuvent être formulés comme suit sachant que $X = 43,3 \text{ m}^2$:

$$\hat{Q} = \bar{y} / \bar{x} = \sum y_i / \sum x_i = 10,25$$

et

$$\begin{aligned} \bar{y}_Q &= \hat{Q} X = (10,25)(43,3) \\ &= 443,8 \text{ m}^3 \end{aligned}$$

Quant à l'erreur-standard, elle résulte du calcul suivant. Sachant que :

$$\hat{\sigma}_y^2 = 10.452,02$$

$$\hat{\sigma}_x^2 = 83,40$$

$$\hat{\sigma}_{xy} = 871,11$$

il vient que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_Q} = \sqrt{\frac{10.452,02 + (10,25)^2 (83,40) - 2(10,25)(871,11)}{25}} = 7,37$$

Dans l'hypothèse où l'estimation serait réalisée par la méthode de la « moyenne des rapports », il vient que :

$$Q = \frac{\sum y_i / x_i}{n} = \frac{256,0}{25} = 10,24$$

et que :

$$\begin{aligned} \bar{y}_Q &= (10,24)(43,3) \\ &= 443,4 \text{ m}^3 \end{aligned}$$

L'erreur-standard de cette estimation est calculée comme suit :

$$\hat{\sigma}_Q^2 = \frac{2.638,64 - (256,0)^2 / 25}{24} = 0,7133$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_Q} = (43,3) \sqrt{0,7133 / 25} = (43,3)(0,1689) = 7,31$$

Pour l'exemple considéré les deux modalités conduiraient aux mêmes valeurs de précision.

13.9. Échantillonnage à plusieurs degrés

13.9.1. Principe

Dans l'échantillonnage à plusieurs degrés⁽²⁵⁾, le principe est de considérer qu'une population est constituée d'un ensemble d'unités d'échantillonnage (unités du premier degré ou primaires), elles-mêmes composées d'un ensemble d'unités plus petites (unités du second degré), et ainsi de suite. Ce type d'échantillonnage a surtout sa raison d'être dans le cadre de la réalisation d'inventaires de ressources forestières sur de grandes étendues ; son intérêt ne se justifie pas à l'échelle de l'aménagement des forêts de quelques dizaines ou centaines d'hectares. De manière générale, on envisage surtout les échantillonnages à deux ou à trois degrés et la sélection des unités est opérée de manière aléatoire ou systématique à chacun des niveaux considérés. Dans beaucoup de situations, on conseillera d'opérer une sélection aléatoire des unités du premier degré et on envisagera une répartition systématique des unités du second degré. De préférence, les unités primaires ne seront pas trop grandes de telle sorte que l'on puisse en tirer un nombre suffisamment élevé et elles seront constituées d'un nombre d'unités de niveau inférieur aussi constant que possible.

On peut imaginer de très nombreux cas d'application de pareille méthode. Par exemple, les unités du premier degré sont représentées par des parcelles ou des entités de gestion forestière bien déterminées et les unités du second degré correspondent à des placettes choisies au sein de ces parcelles.

Remarque : L'échantillonnage par « grappes » (§ 13.11.5) est un cas particulier de l'échantillonnage à plusieurs degrés. Il consiste à prélever au dernier degré toutes les unités appartenant à l'unité de niveau immédiatement supérieur.

13.9.2. Avantages et inconvénients

Le principal avantage de l'échantillonnage à plusieurs degrés est de concentrer le travail de terrain très près des endroits des unités du premier degré qui ont été sélectionnées plutôt que de porter ses efforts sur la totalité du milieu à inventorier, surtout lorsque le temps et le coût consacrés à l'inventaire de la « plus petite unité » équivalant au dernier stade sont élevés. Un autre avantage est la réduction des erreurs à caractère systématique, celles-ci étant en principe moins fréquentes suite au contrôle plus facile des opérations d'inventaire.

⁽²⁵⁾ *multistage sampling.*

Le principal inconvénient réside dans la perte de précision par rapport à celle obtenue dans le cas d'un échantillonnage aléatoire ou systématique couvrant la totalité de la population.

13.9.3. Estimations de la moyenne et de la variance

Seul l'échantillonnage à deux degrés sera envisagé. Nous supposons, dans les calculs qui suivent, que toutes les unités du premier degré contiennent un nombre égal d'unités du second degré de dimensions identiques, mais on pourrait également imaginer que le nombre d'unités du second degré soit variable d'une unité du premier degré à l'autre [COCHRAN, 1977] et que les dimensions de ces unités du second degré soient variables.

Dans les formules destinées au calcul de la moyenne et de la variance, nous utiliserons les notations suivantes :

- M = nombre total d'unités du 1^{er} degré dans la population,
- N = nombre total d'unités du 2nd degré par unité du 1^{er} degré (égales en dimensions),
- m = nombre d'unités du 1^{er} degré mesurées,
- n = nombre d'unités du 2nd degré mesurées à l'intérieur de chacune des unités du 1^{er} degré,
- n_j = nombre d'unités du 2nd degré mesurées à l'intérieur de l'unité j du 1^{er} degré,
- y_{ij} = valeur prise par la variable Y mesurée dans l'unité i du j ^e degré,
- \bar{y}_j = moyenne estimée de Y pour la j ^e unité du premier degré,
- \bar{y} = moyenne estimée de Y pour toute la population,
- $\hat{\sigma}_Y^2$ = estimation de la variance de la moyenne pour toute la population.

La moyenne estimée de la population résulte de l'expression ci-après :

$$\bar{y} = \frac{1}{mn} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n y_{ij}$$

Quant à la variance estimée de cette moyenne, elle s'écrit :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2}{m} \left(1 - \frac{m}{N} \right) + \frac{\hat{\sigma}_r^2}{mn} \left(1 - \frac{mn}{MN} \right)$$

où

$\hat{\sigma}_a^2$ = estimation de la variance entre les unités du 1^{er} degré (variance factorielle),

$\hat{\sigma}_r^2$ = estimation de la variance à l'intérieur des unités du 1^{er} degré (variance résiduelle).

Les valeurs de ces estimations peuvent être obtenues à partir de l'analyse de la variance à un critère de classification (modèle aléatoire), de la manière indiquée dans le tableau 13.9.1.

Dans le cas d'un modèle aléatoire et pour des échantillons de même effectif n , CM_r représente une estimation non biaisée de $\hat{\sigma}_r^2$, c'est-à-dire que $\hat{\sigma}_r^2 = CM_r$; par contre, l'estimation non biaisée de $\hat{\sigma}_a^2$ résulte de l'expression :

$$\hat{\sigma}_a^2 = (CM_a - CM_r) / n$$

Tableau 13.9.1 — Tableau d'analyse de la variance dans le cas d'un échantillonnage à plusieurs degrés.

Sources de variation	Degrés de liberté	Sommes des carrés des écarts	Carrés moyens
Variation entre unités primaires	$m - 1$	SCE_a	$CM_a = SCE_a / (m - 1)$
Variation au sein des unités primaires	$m(n - 1)$	SCE_r	$CM_r = SCE_r / m(n - 1)$
Total	$mn - 1$	SCE_t	$CM_t = SCE_t / (mn - 1)$

Pour des échantillons d'effectifs inégaux, c'est-à-dire si le nombre d'unités du 2nd degré par unité du 1^{er} degré n'est pas constant, on utilisera la relation :

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{(m-1)(CM_a - CM_r)}{n'}$$

au sein de laquelle :

$$n' = N - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^m n_j^2$$

Lorsque le nombre d'unités M du premier degré dans la population est important, la formule relative à la variance de la moyenne se réduit à :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2}{m} + \frac{\sigma_r^2}{mn}$$

que l'on peut aussi écrire sous la forme suivante :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{CM_a - CM_r}{mn} + \frac{CM_r}{mn} = \frac{CM_a}{mn}$$

Cette expression montre que l'erreur-standard de la moyenne est calculée à partir du carré moyen factoriel CM_a , au lieu du carré moyen total dans le cas de l'échantillonnage aléatoire et simple et du carré moyen résiduel CM_r dans le cas de l'échantillonnage aléatoire stratifié.

13.9.4. Détermination du nombre d'unités d'échantillonnage

Compte tenu de l'équation fournissant la variance de la moyenne générale estimée, soit :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{\hat{\sigma}_a^2}{m} + \frac{\hat{\sigma}_r^2}{mn} = \frac{\hat{\sigma}_a^2 + \hat{\sigma}_r^2/n}{m}$$

on constate que cette variance est d'autant plus petite que le nombre d'unités m du premier degré est élevé et que le nombre d'unités n du second degré est faible, dans l'hypothèse d'un nombre total d'unités mn constant.

Le nombre d'unités du second degré étant fixé à un minimum indispensable, soit en vue de pouvoir calculer une variance résiduelle, soit par nécessité expérimentale, on peut déterminer le nombre optimum d'unités du premier degré de la même manière que pour un échantillonnage aléatoire et simple.

Si l'on attache de l'importance à la précision de l'estimation de la moyenne, pour une erreur maximum admissible e au niveau α , on peut démontrer [DAGNELIE, 1975a] que :

$$m = \frac{t_{1-\alpha/2}^2 \left(\hat{\sigma}_a^2 + \hat{\sigma}_r^2/n \right)}{e^2}$$

Pour $\alpha = 0,05$ et m suffisamment grand, on écrira aussi que :

$$m \cong \frac{4 \left(\hat{\sigma}_a^2 + \hat{\sigma}_r^2/n \right)}{e^2}$$

Par contre, si c'est le coût d'établissement que l'on cherche à minimiser, on utilisera une autre démarche. Si l'on désigne par :

n = le nombre optimum d'unités du 2nd degré au sein des unités du 1^{er} degré,

C_1 = le coût d'établissement d'une unité du 1^{er} degré,

C_2 = le coût supplémentaire d'établissement d'une unité du 2nd degré,

le coût total des opérations, relatif à l'ensemble des unités, est égal à :

$$C = mC_1 + mnC_2 = m(C_1 + nC_2)$$

qui peut aussi s'écrire sous la forme :

$$C = \frac{\hat{\sigma}_a^2 + \sigma_r^2/n}{\hat{\sigma}_f^2} (C_1 + nC_2)$$

La minimisation de cette fonction de coût donne lieu à la valeur suivante :

$$n = \sqrt{\frac{C_1 \hat{\sigma}_r^2}{C_2 \hat{\sigma}_a^2}}$$

La détermination du nombre optimum d'unités du second degré suppose donc la connaissance préalable, par un inventaire pilote, des variances entre unités du premier degré et à l'intérieur de celles-ci.

Exemple 13.9.1 — Inventaire par échantillonnage à plusieurs degrés

Pour illustrer le cas d'un inventaire par échantillonnage réalisé à deux degrés, on envisagera un massif forestier de 16.000 hectares au sein duquel des blocs ou unités de gestion d'environ 800 hectares ont pu être délimités. Pour faciliter et accélérer les travaux d'inventaire, quatre blocs ont été choisis au hasard au sein des 20 blocs existants et les mesures ont porté sur huit placettes de 10 ares réparties aléatoirement dans chacun des quatre blocs. Les résultats de l'inventaire concernent les volumes à l'hectare selon les blocs et les placettes (Tableau 13.9.2).

Étant donné que les nombres m de blocs et n de placettes sont respectivement égaux à 4 et à 8, la moyenne générale estimée de la population est égale à :

$$\bar{y} = \frac{320 + 280 + \dots + 392 + 363}{(4)(8)} = \frac{10.829}{32} = 338,4 \text{ m}^3/\text{ha}$$

Quant à la variance de cette moyenne, elle découle de la succession d'opérations suivantes :

$$\begin{aligned} SCE_r &= \left[(320^2 + \dots + 398^2) - \frac{2.860^2}{8} \right] + \dots + \left[(257^2 + \dots + 363^2) - \frac{2.911^2}{8} \right] \\ &= 14.980,00 + 20.406,88 + 37.749,88 + 26.292,88 = 99.429,64 \\ SCE_a &= \left(\frac{2.860^2 + 2.423^2 + 2.635^2 + 2.911^2}{8} \right) - 10.829^2/(8)(4) \\ &= 3.683.459,38 - 3.664.601,28 = 18.858,10 \end{aligned}$$

Des sommes des carrés d'écarts résiduels (SCE_r) et factoriels (SCE_a), on peut déduire les carrés moyens correspondants, soit CM_r et CM_a , comme suit :

$$CM_r = 99.429,64/4(8-1) = 3.551,06$$

$$CM_a = 18.858,10/(4-1) = 6.286,03$$

d'où il vient que :

$$\hat{\sigma}_r^2 = 3.551,06$$

et
$$\hat{\sigma}_a^2 = (5.286,03 - 3.551,06) / 8 = 341,87$$

Tableau 13.9.2 — Volumes résultant d'un inventaire par échantillonnage à plusieurs degrés.

	Placettes	Volumes (m ³ /ha)		Placettes	Volumes (m ³ /ha)
Bloc 1	1	320	Bloc 2	1	334
	2	280		2	249
	3	416		3	403
	4	379		4	287
	5	350		5	300
	6	390		6	312
	7	327		7	313
	8	398		8	225
		-2.860-			-2.423-
Bloc 3	1	431	Bloc 4	1	257
	2	374		2	384
	3	399		3	329
	4	313		4	457
	5	345		5	408
	6	294		6	321
	7	203		7	392
	8	276		8	363
		-2.635-			-2.911-

La variance de la moyenne estimée du volume est, dans ces conditions, égale à :

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}_Y^2 &= \frac{341,87}{4} \left(1 - \frac{4}{20}\right) + \frac{3.551,06}{(4)(8)} \left(1 - \frac{32}{(20)(8.000)}\right) \\ &= 68,37 + 110,95 = 179,32 \end{aligned}$$

et

$$\hat{\sigma}_Y = \sqrt{179,32} = 13,39$$

Si l'on traite les données du tableau 13.9.2 comme si elles étaient issues d'un inventaire par échantillonnage aléatoire, on obtient les résultats suivants :

$$\begin{aligned} SCE_t &= SCE_r + SCE_a \\ &= 99.429,64 + 18.858,10 = 118.287,74 \end{aligned}$$

d'où l'on tire que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}}^2 = \frac{118.287,74}{32(32-1)} \left(1 - \frac{32}{160.000} \right) = 119,24 (1,0)$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{Y}} = \sqrt{119,24} = 10,92$$

Le rapport des variances obtenues dans les deux cas, soit $119,24/179,32=0,67$, montre que pour avoir la même précision que celle fournie par les 32 unités dans l'échantillonnage à deux degrés, 21 unités (soit $32 \times 0,67$) auraient suffi en échantillonnage complètement aléatoire. La perte de précision est de l'ordre de 1/3 en défaveur de l'échantillonnage à deux degrés.

13.10. Échantillonnage à probabilité de sélection variable

Dans les méthodes d'inventaire par échantillonnage envisagées jusqu'à présent, les probabilités de sélection des unités d'échantillonnage étaient identiques. Dans certaines circonstances, le forestier peut vouloir modifier ces probabilités de telle manière que les individus ou éléments les plus importants ou les plus intéressants de la population aient plus de chances d'être sélectionnés.

Les méthodes d'échantillonnage basées sur ce principe relèvent de ce qui est communément appelé l'échantillonnage à probabilité «variable» ou «iné-gale».

Parmi celles-ci nous envisagerons :

- l'échantillonnage par liste⁽²⁶⁾;
- l'échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la prédiction⁽²⁷⁾;
- l'échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la dimension⁽²⁸⁾.

13.10.1. Échantillonnage par liste

• *Principe*

Ce type d'échantillonnage est intéressant à envisager dans le cas où l'on dispose de la liste ou de l'énumération des éléments à échantillonner pouvant être constitués d'individus à dimensions différentes.

⁽²⁶⁾ *list sampling*.

⁽²⁷⁾ «3 P sampling» (=Probability Proportional to Prediction).

⁽²⁸⁾ *sampling with Probability Proportional to Size* (=PPS).

Dans la pratique forestière, appliqué à une population d'arbres il est irréaliste puisqu'il supposerait, préalablement au choix de l'échantillon, la confection d'une liste d'arbres. À titre d'exemple, il est par contre possible d'utiliser pareil mode de sélection dans le cas de parcelles de gestion caractérisées par des surfaces variables mais connues. Ces parcelles sont rangées dans n'importe quel ordre, l'échantillonnage est ensuite effectué de telle manière que les parcelles les plus étendues aient une forte probabilité d'être choisies. Dans l'échantillonnage par liste, la probabilité d'échantillonner un élément initialement listé est donc proportionnelle à la taille de cet élément.

• *Estimations de la moyenne et de la variance*

Dans le cas d'un échantillon portant sur un certain nombre de parcelles de gestion, si l'on désigne par :

y_i = la quantité (volume, surface terrière) mesurée dans la parcelle i ,

x_i = la surface de la parcelle i ,

x = la surface totale des parcelles,

n = le nombre de parcelles sélectionnées dans l'échantillon,

\bar{q} = la moyenne de la quantité y par unité de surface x ,

q_i = le rapport de la quantité y_i à la surface x_i ,

on peut écrire, en ce qui concerne la moyenne et sa variance, que :

$$\bar{q} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i / x_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n q_i$$

et que :

$$\hat{\sigma}_{\bar{q}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n q_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n q_i \right)^2 / n}{n(n-1)}$$

L'estimation de la quantité totale Y pour la population, soit \hat{y} , s'écrit aussi :

$$\hat{y} = \bar{q} x$$

avec la variance estimée :

$$\hat{\sigma}_{\hat{y}}^2 = \hat{\sigma}_{\bar{q}}^2 x^2$$

Exemple 13.10.1 — Inventaire par échantillonnage par liste

Soit une forêt de 128 hectares comportant 12 parcelles de gestion. L'objectif poursuivi est de choisir 5 parcelles parmi les 12 existantes avec une probabilité de sélection proportionnelle à leur dimension et d'estimer ensuite le volume moyen à l'hectare.

Dans une première phase, on calcule les surfaces cumulées des parcelles et on associe à ces valeurs les nombres entiers allant de 1 à 128, cette dernière valeur correspondant à la surface totale des parcelles exprimée en hectares (Tableau 13.10.1).

Dans une seconde phase, on tire au hasard cinq nombres parmi la liste des nombres entiers ainsi constituée; ce tirage aléatoire a donné lieu aux résultats suivants, sachant qu'une parcelle est inventoriée si le nombre tiré aléatoirement se situe dans l'intervalle des nombres entiers associés à celle-ci (Tableau 13.10.2).

Tableau 13.10.1 — Inventaire par échantillonnage par liste : données de base.

Parcelles	Surfaces (ha)	Surfaces cumulées (ha)	Nombres entiers associés
1	4	4	1-4
2	12	16	5-16
3	14	30	17-30
4	7	37	31-37
5	9	46	38-46
6	5	51	47-51
7	11	62	52-62
8	7	69	62-69
9	17	86	70-86
10	15	101	87-101
11	13	114	102-114
12	14	128	115-128

Tableau 13.10.2 — Inventaire par échantillonnage par liste : caractéristiques de l'échantillon.

Nombres entiers retenus	Parcelles correspondantes		Volumes totaux (m ³)	Volumes (m ³ /ha)
	Numéros	Surfaces (ha)		
126	12	14	4.629	330,6
97	10	15	5.755	383,7
16	2	12	4.803	400,3
81	9	17	8.551	503,0
40	5	9	2.437	270,8

La moyenne des volumes ramenés à l'hectare et la variance de celle-ci sont calculées comme suit :

$$\bar{q} = \frac{1}{5}(330,6 + 383,7 + \dots + 270,8) = 377,7$$

et

$$\hat{\sigma}_{\bar{q}}^2 = \left[743.103,78 - (1.888,40)^2 / 5 \right] / [5(5-1)]$$

$$= 29.892,87/20 = 1.494,64$$

qui donne lieu à une erreur-standard égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{q}} = \sqrt{1.494,64} = 38,7$$

et à un coefficient de variation égal à :

$$\widehat{CV} = 3.866 / 377,7 = 10,2\%$$

13.10.2. Échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la prédiction

• *Principe*

Dans l'échantillonnage par liste classique, la liste des éléments doit être établie *a priori*, ce qui constitue un handicap important lorsque les individus à échantillonner sont des arbres. En effet, dans ces conditions, ceux-ci doivent être analysés à deux reprises : en premier lieu pour confectionner une liste et en second lieu pour mesurer certains d'entre eux. GROSENBAUGH [1965; 1967] propose une méthode qui permet d'effectuer ces opérations simultanément, plus particulièrement dans la perspective d'inventaires destinés à estimer diverses caractéristiques quantitatives ou qualitatives d'arbres sur pied livrés à la commercialisation. Cet échantillonnage porte sur une liste établie *a posteriori*. Il part du principe que la probabilité de sélectionner un élément (arbre) de la liste est proportionnelle à une estimation grossière de la valeur prise par cet élément pour une caractéristique donnée (volume, par exemple). En fonction de la valeur prédite pour chaque arbre et sur la base d'une procédure aléatoire, on définit quels sont les arbres devant faire partie de l'échantillon en vue de mesures plus précises.

Le principe même de ce type d'inventaire est surtout intéressant à appliquer dans les circonstances suivantes :

- nombre de tiges à l'hectare relativement peu élevé;
- arbres présentant une haute valeur individuelle;
- utilisation des arbres pour différents types de produits (assortiments).

Par contre, dans le cas de peuplements présentant un nombre élevé de tiges de faible valeur à l'hectare, ce type d'inventaire montre très vite ses limites et est peu efficace.

Exemple 13.10.2 — Signification de l'échantillonnage à probabilité proportionnelle à la prédiction

Supposons que nous disposions de 2.000 objets numérotés de 100 à 2.099. Si nous précisons que pour être retenu dans l'échantillon, un arbre doit avoir un volume (en dm^3) estimé ou «prédit» égal ou plus grand que le numéro d'un objet tiré au hasard parmi les 2.000 objets, un arbre pour lequel la valeur prédite du volume serait de 140 dm^3 aurait $(140 - 100)/2.000 = 40$ chances sur 2.000 ou 2 chances sur 100 d'être retenu, alors qu'un arbre avec une valeur prédite du volume de 1.300 dm^3 aurait 60 chances sur 100 de faire partie de l'échantillon en vue de mesures plus précises.

• *Mise en œuvre du procédé*

Alors que dans l'échantillonnage par liste *a priori* la dimension de l'échantillon est fixée à l'avance, dans l'échantillonnage par liste *a posteriori*, on ne peut qu'estimer la dimension de l'échantillon. Pour estimer le volume total d'un lot de bois sur pied marqués pour la vente, on procède par étapes, de la manière suivante [HÉBERT et RONDEUX, 1991] :

- choix d'une dimension d'échantillon, soit d'un nombre n de bois à mesurer avec précision; cette valeur pouvant être fixée, de manière approchée, par l'intermédiaire de l'équation suivante :

$$\frac{1}{n} = \frac{e_r^2}{t^2 CV^2} + \frac{1}{N}$$

dans laquelle :

e_r = erreur admissible (%) sur l'estimation du volume total,

t = quantité issue de la distribution t de STUDENT (approximativement 1 ou 2 pour des degrés de confiance de 67 % ou de 95 %),

CV = coefficient de variation (en %) du rapport entre le volume individuel estimé avec précision et le volume estimé rapidement,

N = nombre total de bois composant le lot;

- addition d'un terme correctif à la valeur estimée de n . En effet, l'effectif de l'échantillon est une variable aléatoire dont la variance peut être estimée comme suit [LOETSCH et al., 1973] :

$$\hat{\sigma}_r^2 \cong n - n^2/N$$

- en conséquence, pour garantir la précision recherchée, on augmentera l'effectif moyen de l'échantillon de un ou de deux écarts-types afin que l'effectif réel soit au moins égal à la valeur de n obtenue au point précédent;
- estimation grossière et *a priori* du volume total V_e des arbres constituant le lot commercialisé;
- fixation d'un paramètre \mathcal{Z} tel que le nombre minimum n d'arbres défini antérieurement soit égal à :

$$n + 2\hat{\sigma}_n = V_e / \mathcal{Z}$$

- examen de chaque arbre parmi les N constituant le lot en utilisant la procédure ci-après :
 - . estimer leur volume X_i de manière grossière (basée sur une appréciation oculaire ou sur un tarif de cubage à une entrée, par exemple);
 - . tirer, au moyen d'un système adéquat, un nombre au hasard compris entre 0 et Z . Si le nombre tiré est plus petit ou égal au volume grossier estimé X_i , on effectue une mesure plus précise Y_i du volume au relascope de BITTERLICH ou par estimation de diamètres à divers niveaux de hauteur [YOCOM et BOWER, 1975]; s'il est plus grand, aucune mesure n'est effectuée. Enfin, si un volume individuel estimé est supérieur au volume maximum K , ce volume intervient dans le calcul de la somme totale des volumes.
- Ce dernier cas peut être évité par un choix judicieux de l'effectif de l'échantillon (n ne doit pas être trop élevé). En procédant de la sorte, si aucun volume individuel estimé n'est supérieur à Z , la probabilité pour chaque arbre d'appartenir à l'échantillon est proportionnelle à sa dimension, c'est-à-dire aussi que :

$$P_i = X_i / Z$$

Compte tenu de ce qui précède, le nombre d'arbres ainsi sélectionnés vaut en termes d'espérance mathématique :

$$\sum_{i=1}^N P_i = V_e / Z = n + 2\hat{\sigma}_n$$

et est donc supérieur ou égal à n avec une probabilité de 95 %.

• Détermination du volume total et de la variance

À partir de tous les arbres mesurés dans l'échantillon, soit n' , le volume total estimé V_t des N arbres marqués, est obtenu au moyen de la relation suivante :

$$V_t = \sum_{i=1}^N X_i \left(\frac{\sum_{i=1}^N \frac{Y_i}{X_i}}{n'} \right) = V_e \frac{\sum_{i=1}^N R_i}{n'}$$

dans laquelle :

$$V_e = \sum_{i=1}^N X_i \quad \text{et} \quad R_i = Y_i / X_i$$

ce qui revient à dire que le volume total estimé des arbres délivrés est égal au produit de la somme V_e des estimations rapides des volumes individuels par le rapport moyen des volumes déterminés de manière rigoureuse Y_i aux volumes estimés grossièrement X_i pour les n arbres mesurés de manière rigoureuse.

Quant à la variance de l'estimation du volume total, elle est calculée de manière approchée au moyen de la formule suivante :

$$\hat{\sigma}_{V_t} \equiv \frac{V_e^2}{(n'-1)} \left[\frac{1}{n'} \sum_{i=1}^{n'} \left(\frac{Y_i}{X_i} \right)^2 - \left(\frac{1}{n'} \sum_{i=1}^{n'} \frac{Y_i}{X_i} \right)^2 \right]$$

D'autres méthodes de calcul sont également proposées par GROSENBAUGH [1976].

13.10.3. Échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la dimension

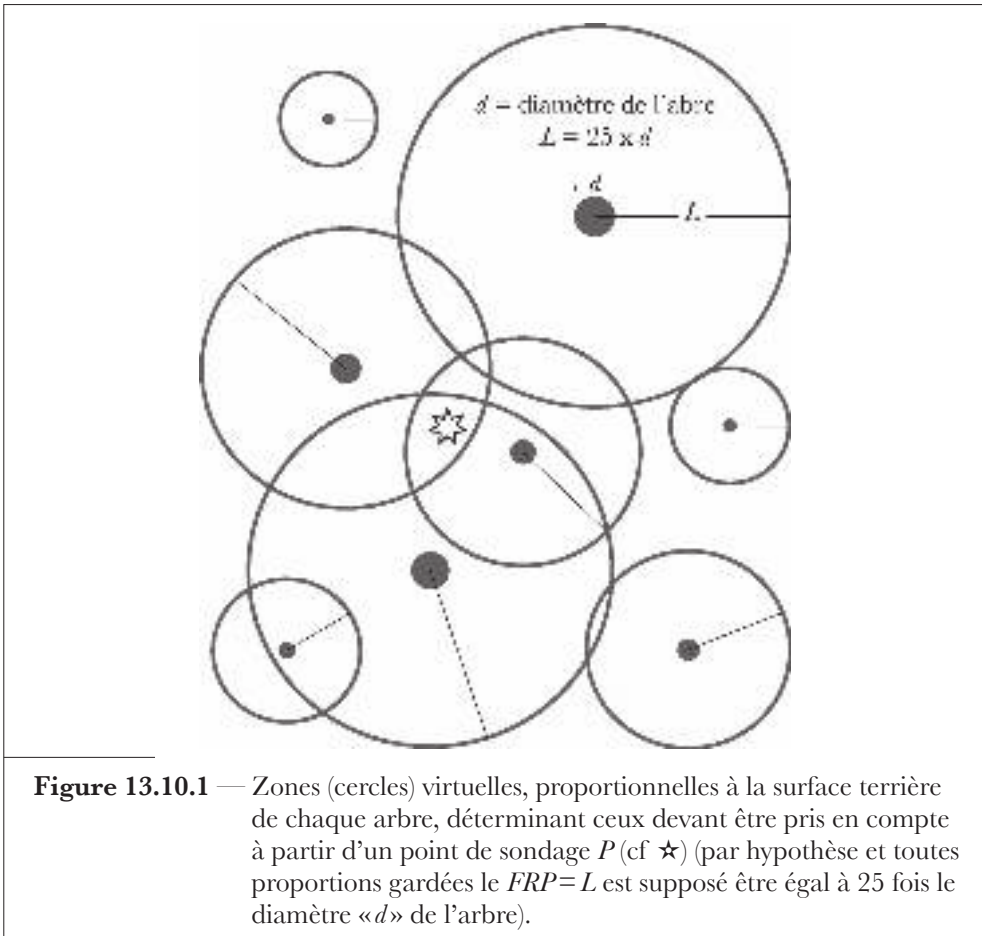
• Principe

Ces méthodes, qui sont basées sur l'utilisation de l'angle critique de BITTERLICH (§ 8.7.2), peuvent concerner plusieurs cas [HUSCH et al., 1982] relevant d'un échantillonnage sous angle constant :

- échantillonnage horizontal «*par point*» : la «*placette*» ou surface correspondant au rayon critique, associée à un arbre donné, est circulaire et sa surface est une fonction linéaire de la surface terrière de cet arbre ;
- échantillonnage horizontal «*par ligne*» : la «*placette*» ou surface correspondant au rayon critique, associée à un arbre donné, est rectangulaire et sa surface (ou largeur) est une fonction linéaire du diamètre de cet arbre.

Le même raisonnement peut être tenu pour des échantillonnages verticaux par *point* et par *ligne*, les surfaces correspondant aux rayons critique, associées à un arbre, étant alors respectivement fonction du carré de la hauteur et de la hauteur des arbres. Dans les lignes qui suivent, nous n'envisagerons que la méthode la plus utilisée relevant de l'échantillonnage horizontal par point. Elle consiste à sélectionner des arbres sur la base d'une probabilité proportionnelle à leur surface terrière. À partir d'un point de sondage donné, la *probabilité* de mesurer un arbre de diamètre donné d_i est dès lors égale au rapport de la surface du cercle ayant comme centre l'arbre et comme rayon le produit du facteur de rayon de placette (§ 8.7.2) par le diamètre de l'arbre, à la surface totale du peuplement inventorié, ces deux grandeurs étant obligatoirement exprimées dans les *mêmes unités* de mesure. Si l'on envisage les cercles centrés sur chaque arbre, chaque cercle représente la surface associée à chaque arbre et la probabilité qu'un arbre donné soit choisi à partir d'un point de sondage déterminé aléatoirement est égale à la probabilité que ce point tombe à l'intérieur du cercle fictif correspondant à cet arbre.

Une autre manière de présenter les choses est de se référer à la figure 13.10.1 qui matérialise à partir d'un point d'observation (ou de sondage) P (illustré par une étoile) des arbres ayant des diamètres différents. Du fait que,



pour faire partie de l'échantillon, chaque arbre doit être situé à une distance inférieure à un nombre égal à X fois son diamètre d fonction de l'angle critique α (§ 8.7.2) et donc aussi du facteur de rayon placette (FRP), on peut imaginer, pour fixer les idées, que tous les arbres sont entourés de zones circulaires virtuelles dont les rayons correspondent exactement à $FRP d_i$ (d_i = diamètre de tous les arbres vus, par exemple, à partir du point de sondage P).

Tous les cercles virtuels qui englobent le point de sondage P incorporent donc les arbres devant être mesurés. Un arbre est par conséquent compris dans l'échantillon si le cercle virtuel dont il est le centre contient le point de sondage.

Il en résulte que la probabilité de prendre en compte un arbre donné est proportionnelle à sa surface terrière. Un arbre de 30 cm de diamètre a une probabilité quatre fois plus élevée d'être compté qu'un arbre de 15 cm de diamètre.

Sur un plan mathématique, si nous considérons un peuplement de S hectares, la probabilité de sélectionner l'arbre de diamètre d_i (en m) et de surface terrière g_i (en m²) est égale, si R_i (en m) représente le rayon critique et C la constante de l'instrument utilisé, à :

$$P_i = \frac{\pi R_i^2}{S 10^4} = \frac{\pi d_i^2 / C^2}{S 10^4} = \frac{4 g_i}{S C^2 10^4}$$

ou encore à :

$$P_i = g_i \left(\frac{1}{2.500 C^2 S} \right)$$

• *Instruments utilisés et mise en œuvre*

Les instruments nécessaires à l'utilisation de la méthode de l'angle critique sont assez facilement identifiables vu leur nombre limité. Il convient néanmoins de les répartir en deux groupes selon qu'ils permettent ou non de réaliser des corrections de pente [RONDEUX, 1983a].

Appareils sans correction automatique de pente

Ceux-ci sont principalement représentés par les jauges d'angles et les prismes relascopiques (Figure 13.10.2). Par pente, il faut entendre ici l'angle de visée vers chaque arbre par rapport à l'horizontale – pour simplifier ici angle de pente – et non la pente du terrain. En effet, chaque arbre sur la placette non définie a son propre angle de pente à partir du centre.

Les *jauges d'angles* peuvent se présenter sous les formes les plus diverses. Initialement, BITTERLICH [1948] avait imaginé une plaquette métallique de 2 cm de large fixée au bout d'une tige de 1 m de long. Par la suite, la plupart des systèmes dérivés de ce principe ont consisté en une pièce métallique maintenue à 50 cm de distance et comportant une série d'encoches de largeur variable, de telle manière que plusieurs facteurs de surface terrière puissent être utilisés (Figure 13.10.2a). Certains dendromètres SUUNTO destinés à mesurer des hauteurs [RONDEUX, 1978b] comportent à leur extrémité une encoche de 1 cm de large et sont munis d'une chaînette de 50 cm de long. Ces appareils sont faciles à mettre en œuvre, mais leur principal inconvénient est de fournir des résultats biaisés sur terrain en pente. Leur précision laisse à désirer par le fait qu'ils obligent l'opérateur à accommoder les visées à 50 cm et à « l'infini ». Plusieurs tentatives destinées à doter les appareils de systèmes de correction se sont révélées peu pratiques [LOETSCH et al., 1973].

Quant aux *prismes* (Figure 13.10.2b), utilisant le principe de réfraction de la lumière incidente et donnant donc une image décalée de l'objet visé, ils permettent de matérialiser une infinité d'angles critiques. Le prisme est une pièce triangulaire de verre taillé qui dévie un rayon lumineux selon un angle entraînant un décalage entre un objet visé et son image liée à la puissance du prisme, mesurée en dioptries (§ 8.7.2). Contrairement aux jauges d'angles où l'œil de l'opérateur doit se situer au sommet de l'angle de visée (l'œil doit donc rester à la verticale du point de sondage) ou au relascope appliqué contre l'œil, la distance à laquelle l'observateur tient le prisme éloigné de l'œil n'a pas d'influence sur les résultats. Par contre, la position du prisme est très importante ; *il doit être situé à la verticale du point de sondage*. Pour ce faire, il est conseillé d'appuyer le prisme sur une baguette enfoncée dans le sol de sorte que ce soit l'opérateur qui tourne autour du prisme et non l'inverse.

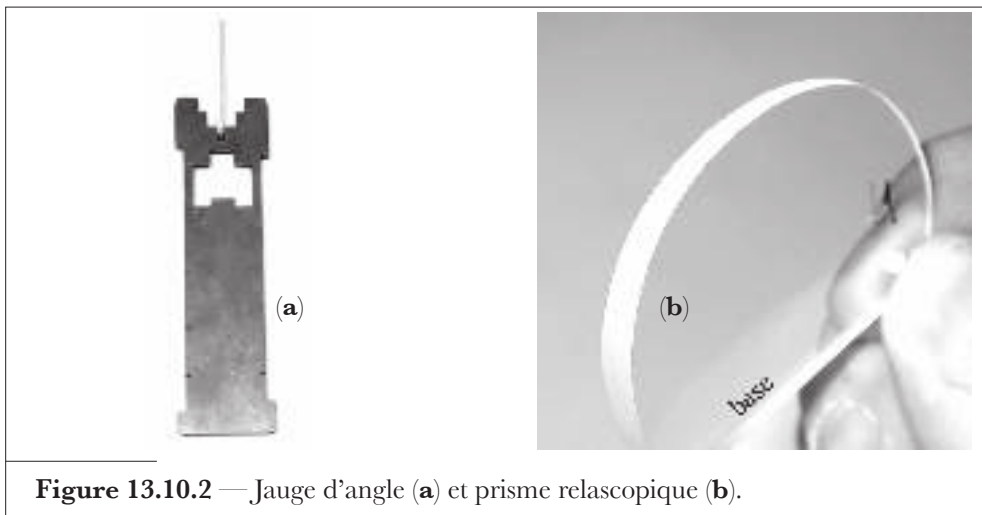
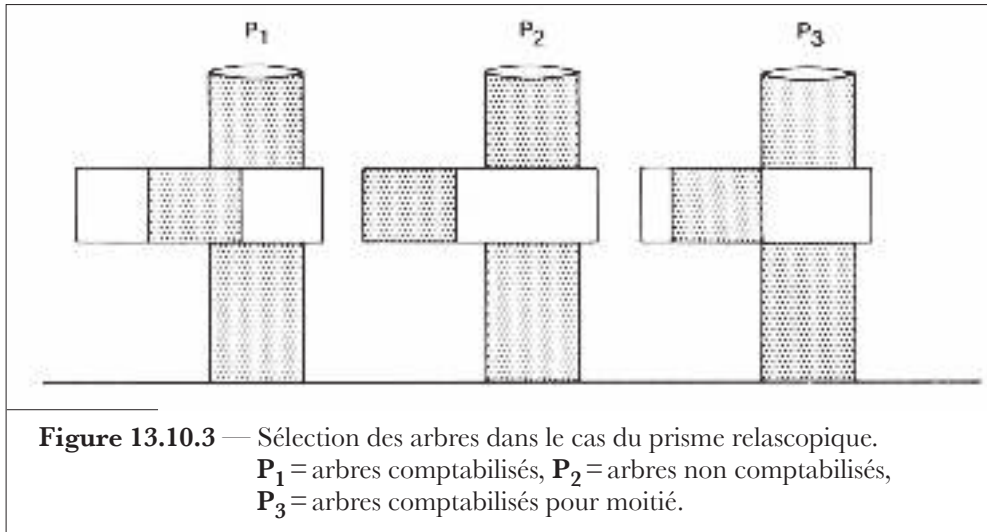


Figure 13.10.2 — Jauge d'angle (a) et prisme relascope (b).

Il est aussi important que le prisme soit tenu dans une position verticale et perpendiculaire à la ligne de visée ; quant à sa base, elle doit rester dans un plan horizontal. La position relative du tronc visé à hauteur d'homme et de son image détermine le principe de sélection (Figure 13.10.3). Les arbres visés en un tour d'horizon complet sont comptabilisés s'ils sont partiellement recouverts par leur image (cas P_1) ; par contre, si celles-ci sont nettement décalées (cas P_2), les arbres ne font pas partie de l'échantillon, et si elles sont en coïncidence latérale stricte avec les troncs (cas P_3), les arbres visés sont pris en considération une fois sur deux ou comptabilisés pour moitié.



Lors du tour d'horizon, il peut arriver que l'opérateur ne puisse voir un arbre de diamètre d_i caché par un plus proche. On mesurera la distance L séparant cet arbre du centre de la placette ; il sera pris en considération (§ 8.7.3), pour autant que $L \leq FRP d_i / \cos \alpha$ (et α = angle de visée sur celui-ci) et comptabilisé pour 1 ou pour 0,5 selon qu'il se trouve à une distance inférieure ou égale à L . L'utilisation d'un prisme en terrain accidenté pose également des problèmes du fait que la distance entre l'opérateur et l'arbre visé est plus grande qu'en terrain plat.

Diverses techniques peuvent être utilisées pour corriger l'effet de la pente, et sans doute convient-il de les analyser non seulement en fonction de leur facilité de mise en œuvre mais aussi de la compétence des opérateurs.

- Une *première méthode (jauge d'angle constante ajustée)* consiste à installer sur terrain en pente des placettes circulaires agrandies qui, en projection horizontale, donnent lieu à des ellipses dont la surface est appropriée à chaque diamètre d'arbre intercepté [BEERS, 1969 ; DEL HODGE, 1965]. Elle implique que l'on fasse pivoter le prisme d'un angle β (autour de l'axe de visée). Cet angle est déterminé à partir de la relation suivante :

$$\beta^{\circ} = 100 \operatorname{tg} \left[\operatorname{arc} \cos \sqrt{\cos \left(\operatorname{arc} \operatorname{tg} \frac{(\alpha^{\circ})}{100} \right)} \right]$$

si α = angle de pente.

Pour comprendre la logique de cette équation fournissant l'angle de pivotement du prisme, il convient de tenir le raisonnement suivant. Dans l'hypothèse de l'installation d'un cercle agrandi de rayon R_a selon l'angle de pente α et donnant lieu à une ellipse en projection horizontale à laquelle correspond un cercle de même surface et de rayon R on peut écrire :

$$R_a = R / \sqrt{\cos \alpha}$$

La surface du cercle sur la pente est égale à πR_a^2 et celle de l'ellipse (surface projetée) à : $\pi R_a (R_a \cos \alpha)$.

Sous la contrainte de $\pi R^2 = \pi R_a (R_a \cos \alpha)$, on en déduit donc que $R_a = R / \sqrt{\cos \alpha}$.

Entre R_a et R il existe une autre relation angulaire qui lie ces deux grandeurs selon l'équation :

$$\cos \beta = R / R_a$$

d'où on peut déduire que :

$$\cos \beta = \sqrt{\cos \alpha}$$

et que :

$$\beta = \arccos(\sqrt{\cos \alpha})$$

ce qui montre que β est évidemment aussi tributaire de l'angle de pente.

On peut exprimer β et α en pourcent dans cette relation en s'appuyant sur les formules suivantes :

$$\alpha(\text{en } ^\circ) = \arctg \frac{\alpha(\text{en } \%) }{100}$$

et

$$\beta(\text{en } \%) = 100 \text{tg } \beta(\text{en } ^\circ)$$

ce qui permet de retrouver la relation générale présentée plus haut.

On peut aussi vérifier si un arbre est à comptabiliser ou non en recourant à des tables fournissant, pour des angles de pente et des facteurs de surface terrière donnés, les distances à mesurer selon la pente (rayons critiques) en fonction des diamètres des arbres visés.

• Une *deuxième méthode (jauge d'angle constante)* plus expéditive est caractérisée par l'installation sur la pente de cercles concentriques produisant des ellipses à surfaces plus faibles en projection horizontale. On peut aussi tenir compte de l'influence de la pente en multipliant par la sécante de l'angle de pente α ($\sec \alpha = 1 / \cos \alpha$), *considérée ici comme l'angle de pente moyen pour le terrain relatif à la placette intégrant les arbres à compter*, toutes les estimations de caractéristiques dendrométriques ramenées à l'hectare. Les corrections sont donc alors effectuées lors du traitement des données. On ne procède à aucun ajustement ou aucune manipulation de la jauge d'angle sur le terrain.

- Une *troisième méthode (jauge d'angle variable)* utilise une procédure consistant à installer sur la pente des ellipses concentriques dont la projection horizontale individuelle correspond à un cercle ayant la surface circulaire appropriée à chaque diamètre d'arbre. Cette manière de procéder postule que l'on fasse pivoter le prisme d'un angle égal à l'angle de visée sur chaque arbre, ce qui entraîne un déplacement latéral de l'image compensant l'augmentation de distance due à la pente.

Dans le cas de l'utilisation d'un prisme relascopique, la méthode est beaucoup plus fastidieuse à appliquer que les deux précédentes et nécessite de plus fréquents contrôles quant aux arbres «limites».

Un prisme, tout comme une jauge d'angle, doit être convenablement calibré. On peut aussi vouloir connaître ou vérifier son facteur de surface terrière (FST , en m^2/ha). Pour ce faire, on place un objet (cible) de diamètre parfaitement connu (d , en cm) sur un fond contrasté (mur lisse, par exemple) et on le vise au moyen de l'appareil. On s'éloigne de la cible jusqu'à ce qu'elle soit parfaitement interceptée par l'angle de visée (tangence entre cible et son image dans le cas du prisme, coïncidence de recouvrements dans le cas de la jauge d'angle). Lorsque ces conditions sont remplies, on se trouve à une distance (L , en cm) de la cible et il en résulte que :

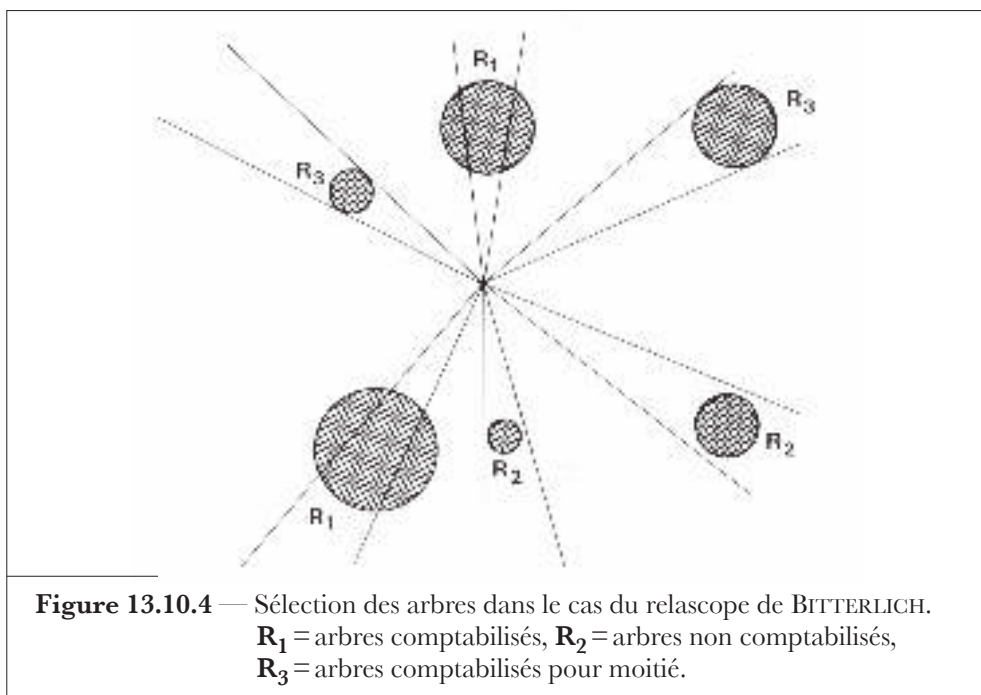
$$FST = 2.500 \left(\frac{d}{L} \right)^2$$

Appareils avec correction automatique de pente

Le relascope à miroir de BITTERLICH [1952] dont il a déjà été question à de nombreuses reprises (§ 2.3.2 et 8.7) peut être assimilé à une jauge d'angle miniaturisée. Les bandes ont une largeur variant comme le cosinus de l'angle de visée par rapport à l'horizontale. Cet appareil est tout à fait recommandé, car il assure une correction automatique de pente telle que prévue dans cette méthode elle-même (pour rappel, la largeur des bandes matérialisant les facteurs de surface terrière est multipliée par le cosinus de l'angle de visée sur l'arbre).

En ce qui concerne le principe de sélection des arbres, le relascope est utilisé en tenant le même raisonnement qu'avec la jauge d'angle (Figure 13.10.4), seuls les arbres ayant un diamètre supérieur à la projection de l'angle critique (cas R_1) sont pris en considération, à l'inverse de ceux ayant un diamètre inférieur à cette même projection (cas R_2), tandis que l'égalité entre ces deux grandeurs (cas R_3) conduit à adopter la convention déjà suggérée pour le prisme optique.

Le télérelascope (§ 8.7; Figure 8.7.3), appareil de grande précision, permet une visée plus sûre suite à un grossissement de huit fois, mais nécessite par contre l'utilisation d'un pied. Le prix très élevé de cet appareil constitue un frein important à son utilisation.



• *Avantages et inconvénients*

Comparé à un échantillonnage mettant en œuvre des placettes à surface définie, l'échantillonnage par point présente plusieurs *avantages* :

- il n'est plus nécessaire de délimiter une surface, ce qui engendre un gain de temps appréciable ;
- les arbres sont choisis en fonction directement proportionnelle de leur surface terrière, ce qui implique que les plus gros, c'est-à-dire souvent ceux de plus grande valeur, ont une probabilité plus élevée de faire partie de l'échantillon ;
- la surface terrière et le volume à l'hectare ne nécessitent aucune mesure directe de grosseur ;
- des inventaires rapides de reconnaissance peuvent être effectués par un seul opérateur, eu égard au nombre réduit de travaux de terrain.

La méthode présente cependant aussi divers *inconvénients* :

- elle est malaisée à appliquer lorsque les conditions de luminosité sont mauvaises (ciel couvert, peuplements denses) ;
- elle se prête mal à la fixation d'un taux d'échantillonnage ;
- la dimension des unités est relativement petite (encore que cela puisse être compensé en augmentant leur nombre dans des limites raisonnables) ;
- le manque de soins apportés aux mesures et les erreurs de comptage peuvent se révéler plus graves (en termes de résultats totaux extrapolés).

Sur le plan de l'efficacité des deux modalités de sélection des arbres (échantillonnage par placette à surface définie ou par point), la nature de la variable à estimer doit être prise en considération. C'est la quantité à laquelle la probabilité de sélection est proportionnelle qui est estimée le plus efficacement; il s'agira de la surface terrière en échantillonnage par point et du nombre de bois en échantillonnage par placettes à surface définie. À ce propos, de nombreuses expérimentations ont été menées, notamment par GROSENBAUGH et STOVER [1957] et MATERN [1969].

Beaucoup d'études montrent que l'échantillonnage par point engendre des gains non négligeables de temps et de coût dans l'estimation des surfaces terrières et des volumes. Ces conclusions portent sur des variables ramenées à l'hectare et, contrairement à ce que l'on pourrait croire, elles restent d'application si ces mêmes variables sont réparties en catégories de grosseur.

• ***Placettes à surfaces définies ou à surfaces variables ?***

La question mérite aussi d'être posée en termes d'efficacité et de précision des estimations qu'elles permettent de réaliser. SUKWONG et al. [1971], s'appuyant sur des modèles de distribution spatiale générant divers types de forêts, ont comparé les estimations de surface terrière obtenues à partir de placettes à surface définie et à surface variable. Ils ont montré que le coefficient de variation pour les placettes à surface définie était sensiblement plus élevé pour un même nombre d'arbres sélectionnés. La relation entre les coefficients de variation respectifs se présentait sous la forme linéaire suivante :

$$CV(\text{surface définie})/CV(\text{surface variable}) = a_0 \mathcal{N}_{a1}$$

avec :

\mathcal{N} = nombre de tiges à l'hectare,
 a_0 et a_1 = paramètres à estimer.

ODERWALD [1981a; 1981b] a comparé ces deux types de placettes en schémas expérimentaux reproduisant des forêts présentant des distributions d'arbres au hasard (distribution de Poisson), agrégées (distribution binomiale négative) et systématiques.

L'échantillonnage par points a fourni les estimations en surface terrière les plus précises en distributions aléatoires et agrégées, alors que l'échantillonnage utilisant des placettes à surfaces définies s'est avéré plus performant dans le cas de distributions systématiques.

• ***Estimation de diverses caractéristiques dendrométriques***

De manière générale, si y_i représente la valeur d'une caractéristique dendrométrique (diamètre, surface terrière ou volume), pour un arbre i , une

estimation non biaisée de la valeur totale de cette caractéristique en un point de sondage j à partir duquel on a dénombré m_j arbres, est fournie par la relation :

$$Y = \sum_{i=1}^{m_j} \frac{y_i}{P_i} = 2.500 C^2 S \sum_{i=1}^{m_j} \frac{y_i}{g_i}$$

P_i , C , S et g_i représentant respectivement la probabilité de sélectionner l'arbre i , la constante de l'appareil, la surface du peuplement échantillonné (en ha) et la surface terrière de l'arbre i (en m²).

Cette estimation, ramenée à l'hectare, est égale à :

$$Y/\text{ha} = 2.500 C^2 \sum_{i=1}^{m_j} \frac{y_i}{g_i} = FST \sum_{i=1}^{m_j} \frac{y_i}{g_i}$$

FST représentant le facteur de surface terrière (§ 8.7.2).

Une estimation de ce genre est évidemment réalisée à partir de n points de sondage, et l'équation ci-avant se met alors sous la forme générale :

$$Y/\text{ha} = \frac{FST}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{m_j} \frac{y_{ij}}{g_{ij}}$$

où y_{ij} = variable relative au i^{e} arbre du j^{e} point de sondage (surface terrière, volume, ...),

g_{ij} = surface terrière du i^{e} arbre du j^{e} point de sondage,

ce qui signifie donc que, sauf pour estimer la surface terrière à l'hectare, on doit toujours mesurer les surfaces terrières individuelles g_{ij} .

Si y représente la surface terrière, on constate immédiatement que son estimation s'obtient en multipliant le facteur de surface terrière FST par le nombre de bois comptés. En effet, il vient alors que :

$$G/\text{ha} = \frac{FST}{n} \sum_{j=1}^n m_j$$

Dans le cas où y représente le nombre de bois (alors $y_{ij} = 1$), la relation générale se simplifie comme suit :

$$N/\text{ha} = \frac{FST}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{m_j} \frac{1}{g_{ij}}$$

et, lorsqu'il s'agit du volume, il vient que :

$$V/\text{ha} = \frac{FST}{n} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{m_j} \frac{v_{ij}}{g_{ij}}$$

Ces deux dernières relations appellent quelques commentaires en ce qui concerne leur utilisation pratique, car elles nécessitent la détermination de la surface terrière et du volume de chaque arbre échantillonné. Pour faciliter les estimations des nombres de bois, on peut concevoir des tables fournissant les valeurs du rapport FST/g_{ij} en fonction du facteur de surface terrière utilisé et du diamètre [WILSON et ROBBINS, 1969].

En ce qui concerne les volumes, on pourra, de la même façon, utiliser des rapports volume/surface terrière dérivés d'un tarif de cubage conventionnel exprimant le volume en fonction d'une seule variable telle que le diamètre, ou de deux variables telles que le diamètre et la hauteur totale (§ 6.2).

De manière générale, comme l'échantillonnage par point sélectionne des arbres avec une probabilité proportionnelle à leur surface terrière, toute estimation d'une caractéristique relative à un arbre est pondérée par sa surface terrière.

Cela vaut aussi pour des caractéristiques moyennes concernant les volumes, hauteurs ou diamètres. Par exemple, l'estimation de la surface terrière moyenne (arithmétique) par arbre résulte du rapport :

$$\bar{g} = \frac{G}{N} = \frac{\sum_{i=1}^{m_j} \frac{1}{g_i} g_i}{\sum_{i=1}^{m_j} \frac{1}{g_i}}$$

qui s'écrit aussi :

$$\bar{g} = m_j / \sum_{i=1}^{m_j} \frac{1}{g_i}$$

expression correspondant, en réalité, à la moyenne harmonique des surfaces terrières des m_j arbres sélectionnés et d'où l'on peut extraire le diamètre de l'arbre de surface terrière moyenne :

$$d_g = \sqrt{m_j / \sum (1/d_i^2)}$$

En ce qui concerne le diamètre moyen arithmétique \bar{d} , en appliquant le même raisonnement, il vient que :

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^{m_j} \frac{d_i}{g_i}}{\sum_{i=1}^j \frac{1}{g_i}} = \frac{\sum_{i=1}^{m_j} \frac{1}{d_i}}{\sum_{i=1}^{m_j} \frac{1}{d_i^2}}$$

On notera au passage que, dans le cas d'un échantillonnage horizontal par ligne, comme la probabilité de sélectionner un arbre de chaque côté du transect suivi par l'opérateur est proportionnelle au diamètre de cet arbre, la formule ci-avant s'écrit :

$$\bar{d} = m_j / \sum_{i=1}^{m_j} \frac{1}{d_i}$$

expression correspondant à la moyenne harmonique des diamètres des m_j arbres sélectionnés.

La détermination de la moyenne et de la variance des variables estimées s'appuie sur les règles propres à chaque type d'échantillonnage vu antérieurement. C'est ainsi que l'erreur-standard de l'estimation de la caractéristique étudiée, Y , dans l'hypothèse d'un échantillonnage aléatoire et simple, résulte de l'expression :

$$\hat{\sigma}_Y^2 = \frac{(FST)^2}{n} \frac{\left[\sum_{j=1}^n \left(\sum_{i=1}^{m_j} \frac{y_{ij}}{g_{ij}} \right)^2 - \left(\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{m_j} \frac{y_{ij}}{g_{ij}} \right)^2 / n \right]}{n-1}$$

• **Détermination du nombre d'unités d'échantillonnage**

La formule générale (§ 13.5.4) :

$$n = t_{1-\alpha/2}^2 \widehat{CV}^2 / e_r^2$$

reste en principe d'application.

Destinée aux échantillonnages de populations infinies, elle peut donner lieu à des valeurs incohérentes dans le cas d'étendues à inventorier de quelques dizaines d'hectares qui seraient de surcroît assez hétérogènes. Il est dès lors parfois utile de procéder par comparaison avec des unités à surface définie ou de se rallier à des règles empiriques comme celles citées par HUSCH et al. [1982] dans le cadre d'inventaires de forêts d'essences feuillues mélangées aux USA (Tableau 13.10.3).

Tableau 13.10.3 — Nombre de points de sondage «BITTERLICH» à installer en fonction de la surface S des peuplements à inventorier [d'après HUSCH et al., 2003].

Surface (ha)	Nombre de points
< 4	10
5-16	$\cong 13 \text{ à } 40$
17-32	$\cong 20 + 0,5 S$
33-80	$\cong 40 + 0,25 S$
> 80	$n = t^2 C \hat{V}^2 / e_r^2$

En ce qui concerne la précision à attendre d'estimations réalisées à partir de placettes à surfaces définies ou à surfaces non-définies, elle dépend évidemment de nombreux paramètres. SUKWONG et al. [1971] ont tenté d'y répondre à partir de modèles de distribution spatiale générant des forêts artificielles. Ils ont pu montrer que le logarithme du rapport des coefficients de variation des estimations de surface terrière fournies par les deux méthodes était lié de manière linéaire au logarithme du nombre de bois à l'hectare :

$$\log \left(\frac{CV_{Sd}^2}{CV_{Snd}^2} \right) = b_0 + \log N$$

sachant que CV_{Sd}^2 et CV_{Snd}^2 représentent les carrés des coefficients de variation des estimations de surface terrière réalisées à partir de placettes à surface définie (Sd) et à surface non définie (Snd); CV_{Sd}^2 s'est avéré significativement plus élevé que CV_{Snd}^2 pour un nombre d'arbres échantillonnés identique selon les méthodes.

• *Choix du facteur de surface terrière*

Le choix du facteur de surface terrière (FST) ou de la constante de l'appareil (C) est principalement lié à la nature des peuplements inventoriés, caractérisés par leur densité ainsi que par le nombre et la grosseur des arbres qui les constituent [ILES et WILSON, 1988; WENSEL et al., 1980].

Avant de prendre une décision, il est souhaitable d'avoir à l'esprit les quelques principes généraux suivants liés au fait que le FST varie de manière inversement proportionnelle au nombre de bois comptés :

- des comptages portant sur des nombres réduits ou importants d'arbres peuvent donner lieu à des échantillons inadaptés. La population à inventorier est sous-échantillonnée dans le cas de petits nombres de bois comptés et les

coûts de déplacement entre unités sont alors souvent beaucoup plus élevés que ceux liés aux mesures proprement dites. *A contrario*, des nombres élevés de bois comptés ont tendance à sur-échantillonner la forêt et à entraîner un gaspillage de temps ;

- les estimations des paramètres dendrométriques peuvent être affectées de biais dans le cas de nombres d’arbres comptés trop élevés. Cela provient de plusieurs facteurs tels que : tendance à être moins attentif lors des comptages d’arbres, probabilité plus élevée de devoir procéder à des arbitrages quant à leur appartenance ou non à la placette (statut *in* ou *out*) du fait de la difficulté de visualiser certains arbres et d’apprécier leur statut ;
- dans le cas de petits nombres d’arbres comptés, le fait de prendre une mauvaise décision quant au statut d’un arbre induit un biais très important (en pourcentage).

Souvent, en pratique, ce choix est basé sur l’expérience locale et sur la recherche d’un compromis satisfaisant entre le coût des opérations de terrain et la qualité des résultats [YANG et al., 2017]. Une approche expéditive consiste à fixer préalablement le nombre moyen de bois, soit n , que l’on est prêt à identifier en chacun des points de sondage et à estimer ensuite la surface terrière moyenne à l’hectare du peuplement, soit G/ha . Le facteur de surface terrière s’obtient alors par simple division, comme suit :

$$FST = \frac{G / \text{ha}}{n}$$

En ce qui concerne le nombre moyen de bois à envisager par point de sondage, il reste arbitraire ; plusieurs études tendent à montrer qu’il se situerait aux environs de 10 ou entre 6 et 16 [HUSCH et al., 1982 ; SAYN-WITTGENSTEIN, 1963]. Selon BITTERLICH [1959], qui a surtout expérimenté la méthode en Autriche, un facteur de surface terrière égal à 4 est souvent recommandable car il correspond assez bien à l’amplitude des nombres de bois suggérée ci-avant ; il est également bien adapté aux inventaires effectués à l’échelle régionale [BRAUN, 1969] ou aux inventaires de gestion [ZÖHRER, 1973] mais le statut *in* ou *out* de chaque arbre doit être très strictement contrôlé (chaque arbre comptabilisé intervenant pour 4 m² de surface terrière !) Selon notre propre expérience, dans beaucoup de forêts européennes un facteur de surface terrière égal à 2 permet très souvent d’atteindre un bon compromis entre rapidité et précision.

Contrairement à l’opinion fréquemment répandue, le choix de facteurs de surface terrière élevés n’engendre pas nécessairement une perte de précision. Un facteur élevé aura plutôt comme conséquence de limiter le nombre de cas douteux (arbres cachés ou en bordure) et d’améliorer l’identification

individuelle des arbres. Il est en outre plus efficace sur un plan économique et statistique dans la mesure où le temps épargné en un point de sondage peut être rentabilisé en inventoriant plus de points, c'est-à-dire aussi en augmentant le taux de sondage.

• **Fixation de l'intensité d'échantillonnage**

GAMBILL et al. [1985] ont utilisé la formule bien connue :

$$n_i = \left(\frac{CV_i t}{e_r} \right)^2$$

fixant le nombre d'unités à installer pour respecter une erreur à craindre à ne pas dépasser, soit e_r (en %) (§ 13.2.3 et 13.5.4), le coefficient de variation CV_i s'appliquant aussi à des facteurs de surface de terrière préfixés.

Pour ce qui regarde un facteur de surface terrière noté FST_i , ils ont montré que la relation entre le coefficient de variation CV_i et FST_i était du type :

$$CV_i = a_0 FST_i^{a_1}$$

CV_i correspondant au coefficient de variation de l'estimation d'une variable dendrométrique déterminée à partir d'une placette à surface non fixée résultant de l'application d'un FST de « taille » i , a_0 et a_1 étant les paramètres à estimer.

Dès lors cette équation peut être utilisée en vue d'effectuer la prédiction de CV_i pour n'importe quelle dimension i de placette ou de FST si le coefficient de variation est connu pour une placette de dimension j , soit CV_j :

$$CV_i = CV_j \left(\frac{FST_i^{a_1}}{FST_j^{a_1}} \right)$$

Le principe même de la méthode de l'échantillonnage par point implique que l'intensité d'échantillonnage est forcément différente selon les endroits et est directement fonction de la dimension des arbres. Il est par conséquent impossible de la quantifier globalement, au moyen d'une valeur bien définie, comme dans l'échantillonnage par placettes à surface définie. Par contre, il est possible de déterminer le taux de sondage avec lequel les arbres d'un diamètre donné ont été échantillonnés. Plus le diamètre d'un arbre est élevé, plus la surface de la placette sur laquelle cet arbre est compté est élevée et plus l'intensité d'échantillonnage est grande. Le diamètre de référence sera soit le

diamètre moyen, soit tout autre diamètre qui pourrait avoir une signification particulière eu égard aux objectifs de l'inventaire.

On peut généraliser ce problème en exploitant le principe même de l'échantillonnage par point [CUNIA, 1959]. Faisons l'hypothèse d'une surface à inventorier S (en m^2) au sein de laquelle tous les arbres, soit \mathcal{N} , interviennent pour une surface terrière G (en m^2).

Si d_i représente le diamètre (en m) d'un arbre i , cette surface terrière est égale à :

$$G = \sum_{i=1}^{\mathcal{N}} \pi d_i^2 / 4$$

Considérons ensuite que ces arbres soient visés sous un angle constant. La somme des surfaces circulaires relatives à chacun d'entre eux et construites à partir des rayons critiques correspondants est égale à :

$$\mathcal{Z} = \sum_{i=1}^{\mathcal{N}} \pi d_i^2 (FRP)^2$$

ou encore, par déduction, à :

$$\mathcal{Z} = 4G (FRP)^2$$

sachant que FRP représente le facteur de rayon de placette (§ 8.7.2).

Du fait que les surfaces circulaires se recouvrent, chaque point situé au sein de la zone à inventorier est inclus dans un ou plusieurs cercles, voire dans aucun.

Si l'on pose que $m = \mathcal{Z}/S$, un point de sondage sera, en moyenne, couvert par m cercles fonction du FRP choisi. En effet, si la surface à inventorier S est exprimée en hectares, soit $S_1 = S/10.000$, il vient par exemple pour le cas particulier de $FRP = 50$ (bande 1 du relascope) que le nombre m est égal au rapport G/S_1 qui correspond au nombre d'arbres comptés ou à la valeur prise par la surface terrière ramenée à l'hectare.

Dans l'hypothèse d'un échantillon aléatoire de n points et de Y_k arbres sélectionnés à partir du point k , ces Y_k arbres couvrent une surface totale qui est une fraction z de la surface totale couverte par tous les arbres. En termes d'inférence statistique, la valeur attendue de \mathcal{Z} s'écrira :

$$\begin{aligned} E(z) &= E \left[\frac{\mathcal{Z}}{\mathcal{N}} \sum_{k=1}^n Y_k \right] = E \left[\frac{\mathcal{Z}}{\mathcal{N}} n \bar{Y} \right] \\ &= \frac{\mathcal{Z}}{\mathcal{N}} n E(\bar{Y}) = \frac{\mathcal{Z} n m}{\mathcal{N}}, \quad \text{si } E(\bar{Y}) = m \end{aligned}$$

Dès lors, si f représente la fraction sondée ou l'intensité d'échantillonnage, il vient que :

$$f = 100z / \mathcal{Z}$$

f étant estimée par la relation :

$$E(f) = 100E(z) / \mathcal{Z} = 400 n G (FRP)^2 / S \mathcal{N}$$

ou encore, pour S exprimé en ha, soit S_1 :

$$E(f) = 4n\bar{g}(FRP)^2 / S_1 10^2$$

Toujours dans le cas particulier où l'opérateur utilise la bande 1 du relascope ($FRP=50$), l'expression ci-avant se réduit à :

$$E(f) = 100n\bar{g}/S_1$$

L'intensité d'échantillonnage est donc dépendante des éléments suivants :

- le nombre de points de sondage n ;
- la surface S_1 , en ha, de la forêt à échantillonner;
- la surface terrière moyenne \bar{g} , en m^2 .

Reste à connaître l'arbre de surface terrière moyenne ! On proposera de le déterminer par mesure des diamètres de tous les arbres retenus dans des placettes à surface définie, en fonction de la précision souhaitée et de la densité des peuplements.

• ***Quelques recommandations pratiques relatives à la pratique des mesures***

Nous avons déjà évoqué quelques points utiles à prendre en compte dans la manière d'effectuer des mesures avec les appareils précités : la jauge d'angle, le relascope ou le prisme relascopique. Dans la pratique courante des mesures, il convient de respecter certaines règles ou d'adopter certaines conventions, voire procédures, pour corriger des mesures effectuées sur terrain en pente (§ 13.3.2) ou pour choisir le facteur de surface terrière le plus approprié. On peut aussi se trouver confronté aux problèmes suivants :

- un arbre visé est-il bien ou non inclus dans la placette ?
- comment traiter des placettes situées en limite ?
- quelle attitude avoir vis-à-vis d'arbres cachés ou penchés ?
- comment tenir correctement le prisme ?

Appartenance ou non d'un arbre à la placette

Dans les cas les plus douteux, lorsqu'il est difficile d'apprécier correctement le statut d'un arbre (décalage d'images avec le prisme, coïncidence de la (des) bande(s) du relascope avec le diamètre de l'arbre visé), il est inévitable de devoir opérer une mesure de distance en vérifiant que le produit du facteur de rayon de placette (FRP) par le diamètre de l'arbre (éventuellement corrigé par le cosinus de l'angle de visée sur l'arbre) est bien supérieur ou égal à la distance d'éloignement de l'opérateur par rapport à ce même arbre. À cet égard, l'utilisation du Vertex (§ 2.3.3) pourra s'avérer très utile.

Celui-ci comporte en effet (modèle type III) une fonction BAF (*Basal Area Factor*) ou FST (*Facteur de Surface Terrière*) qui permet, à partir de la distance sé-

parant l'observateur d'un arbre visé, de déterminer le diamètre minimum que doit avoir celui-ci pour être inclus dans l'échantillon. Par exemple, dans le cas d'un arbre situé à une distance, mesurée au Vertex, de 13,58 m et d'un *FST* de 1 (les autres facteurs qui peuvent être sélectionnés valent respectivement 0,5 ; 2 et 3), le diamètre doit être au minimum de $13,58/50 = 0,272 = 27,2$ cm.

Cas de placettes situées en limite de peuplement ou à cheval sur deux peuplements

Le principe de la méthode du *mirage* (§ 13.4.2) est préconisé. Si un point tombe suffisamment près de la bordure d'un peuplement ou de la zone à échantillonner, de telle sorte qu'il puisse y avoir chevauchement, on détermine la distance L à partir du point de sondage jusqu'à la bordure. L'opérateur mesure alors la distance L à partir de cette bordure et à l'extérieur de celle-ci pour fixer un nouveau point. Il revise alors les arbres en direction de la zone boisée et retient tous les «*in*». S'il y a effectivement recouvrement, certains arbres «*in*» sont comptabilisés deux fois.

Arbres cachés et penchés

Le problème se complique sensiblement si, en outre, l'arbre à viser est caché par d'autres. Examinons d'abord le cas d'un arbre penché qui n'a réellement une incidence sur les mesures qu'à partir du moment où il est fortement incliné. Si un prisme est utilisé, on lui imprimera un mouvement de rotation de telle sorte que son axe vertical soit mis en parallèle avec les deux côtés de l'arbre ; il en ira de même avec les bandes du relascope qui seront «collées» sur le tronc. Ce raisonnement vaut pour une inclinaison gauche-droite. Si elle est de type avant-arrière par rapport à l'opérateur, il est impératif de vérifier, comme au point précédent, la distance d'éloignement, en admettant, par convention, que le centre de l'arbre est supposé être un point situé à la verticalité de la section à la base de l'arbre.

Dans le cas de fortes densités d'arbres ou d'arbres cachés par d'autres, sources assez classiques de biais du fait d'une non-prise en compte, voire d'une double comptabilisation de ces arbres, il convient de se déplacer légèrement pour les repérer. Aussi longtemps que la distance entre l'opérateur et l'arbre reste identique, aucune erreur ne sera commise. Cela revient à considérer que, de manière à être vu, l'arbre en question est «déplacé» sur le périmètre du cercle ayant pour centre la position de l'opérateur et pour rayon la distance d'éloignement initiale.

Position du prisme

Le fait de tenir le prisme dans une position inadéquate liée à une rotation « droite-gauche » autour d'un axe vertical ou à un décalage « haut-bas » engendré par une légère rotation autour d'un axe horizontal perpendiculaire à la visée conduit à des erreurs se traduisant par la sélection ou non d'un arbre (Figure 13.10.5).

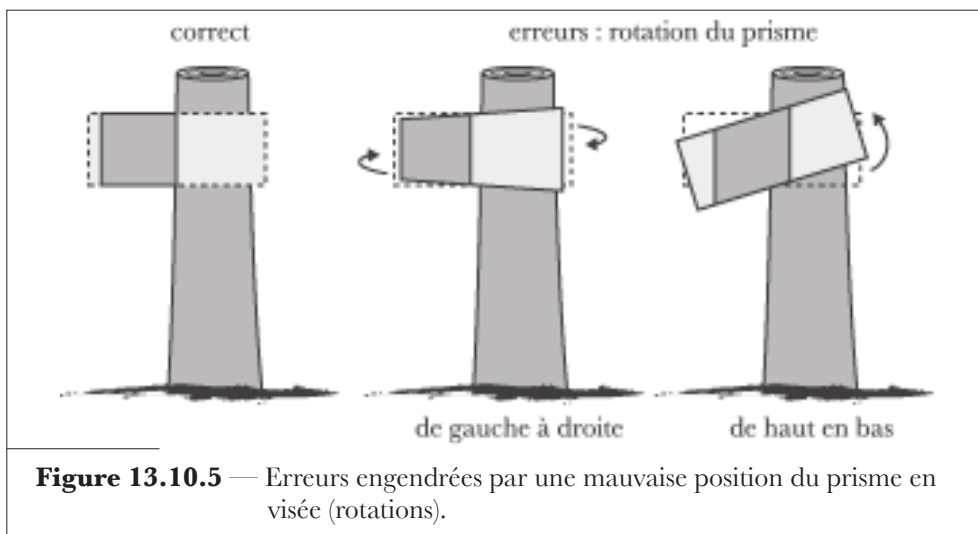


Figure 13.10.5 — Erreurs engendrées par une mauvaise position du prisme en visée (rotations).

13.11. Autres méthodes d'inventaire et d'échantillonnage

Il existe évidemment d'autres méthodes d'inventaire ou d'autres modalités d'échantillonnage utilisables en matière forestière et surtout applicables à des problèmes particuliers.

Ces échantillonnages relèvent de sélections de type aléatoire ou systématique et auraient pu être présentées comme des cas particuliers de méthodes déjà explicitées. Du fait de leur utilisation en principe moins courante, nous avons préféré les aborder de manière séparée. La configuration et l'organisation des unités d'échantillonnage en sont le plus souvent les facteurs distinctifs. À cet égard, nous envisagerons successivement :

- l'échantillonnage par *parcelles de gestion* (§ 13.11.1);
- l'inventaire *typologique* et par *évaluation visuelle* (§ 13.11.2);
- l'échantillonnage par *transect linéaire* (§ 13.11.3);
- l'échantillonnage *séquentiel* (§ 13.11.4);
- l'échantillonnage par *clusters* (§ 13.11.5).

13.11.1. Inventaire par parcelles de gestion

• *Principe*

Appliqués aux peuplements forestiers, les inventaires par échantillonnage fournissent des estimations moyennes de diverses caractéristiques quantitatives ou qualitatives intéressant des ensembles suffisamment étendus (massifs, propriétés boisées). Dans le contexte de méthodes d'aménagement forestier intensif basées sur la division des forêts en parcelles, c'est-à-dire en unités de gestion de quelques hectares, bien définies sur le terrain, le gestionnaire forestier peut être intéressé par la connaissance d'informations dendrométriques à l'échelle d'un peuplement ou d'une parcelle plus spécialement dans les cas où ces derniers représentent aussi l'unité ou l'endroit auxquels se réfèrent des interventions sylvicoles ou des traitements spécifiques.

Lorsque la parcelle, voire dans certains cas le peuplement (si la parcelle en comporte plusieurs), constitue le support de l'information qualitative (âges, essences, stades de développement, ...), l'information quantitative classique (nombres de bois, volumes, surfaces terrières) qui la complète est généralement issue d'un inventaire pied par pied, plutôt que d'un inventaire par échantillonnage qui devrait être trop dense et donc trop coûteux pour répondre à l'objectif poursuivi. Dans ces conditions, il peut paraître plus logique d'adopter un autre type d'inventaire reposant sur un échantillonnage réalisé à l'intérieur des diverses parcelles elles-mêmes⁽²⁹⁾.

• *Mise en œuvre*

Une première étape consiste à identifier les limites des parcelles ou des peuplements en se référant à des cartes de base et plus avantagement encore à des photos aériennes récentes (redressées) digitalisées.

Sur le terrain, un opérateur visite chaque parcelle, ou peuplement, repère ses limites et installe des placettes à des endroits choisis en fonction de son propre jugement. Certains peuplements, eu égard à leur hétérogénéité, peuvent justifier l'installation d'un nombre important de placettes ; dans d'autres, l'estimation oculaire confortée par quelques points de sondage pourra suffire. L'essentiel est que le peuplement soit suffisamment parcouru et échantillonné pour que sa description puisse être réalisée avec une précision appropriée à la prise de décision en matière d'aménagement (tendre vers une situation de scénario sylvicole simulé, par exemple).

⁽²⁹⁾ *unit-area inventory.*

L'estimation du matériel sur pied peut se faire à partir de placettes temporaires ou de mesures ponctuelles (méthode BITTERLICH) réparties de manière « subjective » ou selon un processus aléatoire ou de préférence systématique « dirigé » (grandeur et orientation de la maille adaptées aux situations locales). Le taux de sondage peut être fixé *a priori* (par exemple, au moins une placette de 4 à 10 ares par hectare) ou défini en relation avec les caractéristiques des parcellaires (âges, essences, densité du matériel sur pied, mélanges, hétérogénéités, etc.). L'échantillonnage de la forêt, parcelle par parcelle, implique que les caractéristiques de ces parcelles entrent en ligne de compte dans la manière de matérialiser l'échantillonnage. Plus l'homogénéité est grande, plus la tendance sera d'utiliser un processus de répartition systématique au sein de chaque parcelle. Selon les cas, l'intensité de l'échantillonnage sera laissée à l'appréciation de l'opérateur, certains peuplements pouvant requérir un nombre considérable d'échantillons pour fournir une précision suffisante. L'essentiel est de parcourir et de sonder les peuplements de telle manière que toute décision en matière d'aménagement, reposant entre autres sur ces sondages, soit justifiée. En d'autres termes, si les placettes d'échantillonnage relevaient d'un réseau conçu à l'échelle d'une forêt ou d'un massif, chaque parcelle ou certains groupes de parcelles pourraient, en quelque sorte, s'identifier à une « strate » et on se trouverait ainsi en présence d'un cas de figure proche de celui d'un inventaire stratifié à fraction sondée variable [RONDEUX et GRAYET, 1978].

Idéalement, chaque peuplement est parcouru et analysé périodiquement par voie statistique (par exemple : intervalles de cinq ans ou années de passage des éclaircies). Ces passages successifs permettent de redéfinir de nouvelles associations de peuplements ou de nouvelles limites dictées par des modifications survenues au cours du temps (coupes, essences).

• *Précision de la méthode*

Elle ne peut être calculée comme dans un inventaire par échantillonnage classique du fait de la localisation subjective des points de sondage. On peut cependant imaginer l'alternative suivante consistant à définir une grille d'échantillonnage couvrant l'ensemble de la zone à inventorier en orientant cette grille de manière à maîtriser le mieux possible les variations apparaissant sur photos aériennes. L'analyse visuelle de photos à haute et très haute résolution (50 cm au sol) permet déjà aujourd'hui d'identifier et de délimiter avec beaucoup de précision de grandes zones en fonction de l'homogénéité des peuplements de manière à constituer des « strates ». L'idée est alors de procéder comme en inventaire par échantillonnage à deux degrés (§ 13.9). Les unités du premier degré étant constituées d'un échantillon de parcelles issues des strates et celles du deuxième degré d'un échantillon systématique

ou aléatoire de placettes dans chaque parcelle échantillonnée. Une erreur peut dès lors être calculée pour chaque strate. La précision n'est plus seulement fonction de la dimension de la zone échantillonnée, elle est directement liée à la parcelle ou au peuplement à estimer indépendamment du reste de la forêt.

• ***Appréciation de la méthode***

Les principaux avantages sont à mettre en relation avec les objectifs poursuivis par un aménagement forestier intensif :

- information fournie pour chaque parcelle (à l'exception de celles qui auraient une taille trop réduite) avec le niveau de précision adapté aux objectifs poursuivis ;
- grande souplesse dans la mesure où pareil inventaire peut aussi être « dirigé » et fournir de l'information sur des situations particulières ou exceptionnelles.

Quant aux inconvénients, il convient de relever :

- subjectivité de la localisation des placettes conduisant à réduire la variation aléatoire des caractéristiques du matériel sur pied, par comparaison avec un échantillonnage basé sur des fondements de probabilité ;
- précision des estimations ne pouvant être déterminée sur la base des mesures réalisées dans l'inventaire ;
- nécessité d'avoir une connaissance préalable très fine des parcelles ;
- méthode largement dépendante de l'expérience et de la compétence de l'opérateur, de préférence celui qui est en charge de l'aménagement forestier.

13.11.2. Inventaire typologique et inventaire par évaluation visuelle

• ***Inventaire typologique***

Principe

De la même manière que pour l'inventaire par parcelles de gestion, cet inventaire vise à obtenir une connaissance préalable rapide de la forêt en vue d'asseoir les bases d'un aménagement et plus particulièrement de réaliser sa phase d'analyse [DUBOURDIEU, 1997]. Si un des objectifs est de connaître le matériel sur pied de chaque parcelle de même que la répartition par essences et par classes de grosseur, l'inventaire statistique se prête mal à l'analyse de petites propriétés et l'inventaire complet réalisé pied par pied (§ 8.3) s'avère très vite fastidieux. Beaucoup de peuplements présentent parfois une structure complexe et hétérogène (feuillus en taillis sous futaie, par exemple) et afin de les

décrire correctement il est très intéressant de s'appuyer sur des catalogues de types de peuplements ou sur une typologie débouchant sur une clé de détermination de ces types basés, entre autres, sur le couvert total des arbres (estimés sur 15 à 20 ares), sur les proportions de grandes catégories de grosseur : PB = petits bois, BM = bois moyens, GB = gros bois (estimées sur les 10 à 20 arbres les plus proches du centre) ou encore sur la densité ponctuelle des catégories : BM + GB (estimée sur 7 ares). Ces observations, comme on peut le constater, sont réalisées à partir de tours d'horizon de plus en plus précis et restreints.

En pratique, l'inventaire «typologique» proprement dit, conçu pour décrire des structures feuillues irrégulières, est destiné à mettre en œuvre une typologie établie *a priori*. À cet effet, on opère un quadrillage des peuplements. Chaque hectare est divisé en carrés le plus souvent fixés à 25 ares et dont le centre correspond à celui d'une placette circulaire de rayon variant de 20 à 25 m. Ces points sont repérés en procédant par cheminement à la boussole et au topofil (ou Vertex) ou en utilisant, si les conditions s'y prêtent, un GPS. Un opérateur évalue à l'œil toutes les caractéristiques utilisées (ou données liées) pour typer les peuplements à partir de ce point central et un autre, tout en se situant à la limite du champ visuel (20-25 m), peut aussi observer des caractéristiques telles que l'état de la régénération et la qualité des arbres, par exemple. Selon AUBRY et al. [1990] des estimations de surfaces terrières et de volumes réalisées par des opérateurs peu expérimentés sont fournies avec une précision de l'ordre de 10 à 15 %. Cette dernière est dans la fourchette de 15 à 20 % pour ce qui concerne l'estimation de la densité totale.

La méthode est évidemment particulièrement bien adaptée à l'élaboration de cartes de peuplements thématiques (types de peuplements, surfaces terrières, niveaux de régularisation des peuplements, ...). Quant à la vitesse de travail, il est possible d'inventorier ou plus précisément de «codifier» l'état d'une forêt feuillue à raison de 30 à 50 hectares par homme et par jour. L'équipe optimale est composée de trois opérateurs.

Des informations plus complètes peuvent être trouvées dans un document traitant plus particulièrement des aspects méthodologiques et pratiques de ce sujet [AUBRY et al., 1990].

Appréciation de la méthode

Avant tout destiné à la description rapide des peuplements dans un contexte de gestion forestière, ce type d'inventaire est réalisé en très peu de temps et procure en outre une spatialisation des résultats.

Par contre, seule l'information synthétique (type de peuplement) est récoltée sur le terrain, les variables «entrantes» de la typologie n'étant pas en principe conservées, si ce n'est la surface terrière. C'est un point faible d'une

méthode très ciblée au point de ne pouvoir répondre aux différentes questions que peut se poser tout gestionnaire [BOUSSON et al., 2002].

• *Inventaires par évaluation visuelle*

Principe

Cet inventaire est inspiré dans sa philosophie de l'inventaire typologique. Il relève dans ses fondements mêmes d'une méthode par échantillonnage systématique à taux de sondage très élevé (pouvant aller jusqu'à 40 %) et caractérisée par une simplification des modalités de prise de données de manière à compenser l'effort de mesure supplémentaire lié à ce taux. L'évaluation porte essentiellement sur le nombre de tiges par essences et par classes de grosseur de grande amplitude (quatre à cinq catégories prédéterminées de circonférence allant jusqu'à 50 cm d'amplitude).

Compte tenu de la souplesse de la méthode et de sa rapidité d'exécution, on peut aussi envisager la récolte de données relatives à des problématiques relevant de la régénération naturelle, des dégâts de gibier, du dépérissement, voire encore de l'estimation de l'importance du bois mort. Les unités d'échantillonnage sont constituées de placettes circulaires dont la taille est fixée en fonction de la densité des peuplements de manière à contenir, en moyenne, une vingtaine de tiges dépassant le seuil d'inventaire. Quant au taux de sondage, il est évidemment fonction de l'hétérogénéité des peuplements et résulte d'un compromis entre le coût de mise en œuvre et la précision souhaitée.

Exemple d'application de la méthode

LEJEUNE et al. [2005] ont analysé cette méthode sous plusieurs angles en la comparant sur un site pilote avec un inventaire complet et un inventaire par échantillonnage systématique classique et en modifiant le nombre d'opérateurs. Ces derniers n'ont pas été spécifiquement formés pour ce type d'inventaire, ils ont cependant eu l'occasion de « calibrer » leur œil durant une journée. Le site étudié concerne un taillis sous futaie à réserve dense de chênes couvrant environ 16 hectares. À titre de comparaison, un inventaire complet et un inventaire par échantillonnage incluant des mesures de grosseur précises (inventaire dendrométrique) y ont aussi été effectués. Soixante-trois unités circulaires de 10 ares centrées sur les sommets d'une maille carrée de 50 m de côté ont été matérialisées et parcourues successivement par deux équipes de deux opérateurs puis par un opérateur seul.

À titre d'exemple, les informations récoltées sont du type de celles prévues dans la fiche qui fait l'objet de la figure 13.11.1. Les types et modalités d'inventaires testés sont repris dans le tableau 13.11.1.

Description de la futaie										
Comptage	Chêne	Hêtre	Frêne	Érable	Merisier	Autres f.	P. sylvestre	Épicéa	Mélèze	Autres r.
Petits bois (40-89 cm)										
Bois moyens (90-149 cm)										
Gros bois (150-199 cm)										
Très gros bois (> 200 cm)										
Défauts										
Description du taillis										
Comptage	Chêne	Charme	Frêne	Érable	Merisier	Ch. Rouge	Autres f.	Noisetier	Recouvrement	
Hauteur < 3 m										
Hauteur 3-7 m										
Hauteur 7-15 m										
Hauteur > 15 m										
								Recouvrement total :		
Description de la régénération										
Essence										
Stade										
Recouvrement										
Dispersion										
Origine (écartement)										
								Recouvrement végétation		
								Ronces		
								Fougères		
								Herbacée		

Figure 13.11.1 — Exemple de fiche de récolte des données utilisée lors d'un inventaire par évaluation visuelle.

L'inventaire par évaluation visuelle (modalité B) est le plus expéditif puisque seul un opérateur est concerné et qu'il réalise observations et estimations en un tour d'horizon (effectué à partir du centre de la placette). Dans la modalité A, il dispose d'une aide pour vérifier l'appartenance d'arbres à la placette ainsi que la catégorie de grosseur assignée (cette modalité à deux opérateurs a fait l'objet d'une répétition de manière à tester l'effet «opérateur» sur la variabilité des évaluations visuelles). Dans les deux modalités, un mesureur de distance de type Vertex est utilisé.

Tableau 13.11.1 — Types et modalités d'inventaires testés.

	Opérateurs	Répétitions	Nombre d'unités
Inventaire complet	4	1	-
Inventaire visuel			
Modalité A	2	2	63
Modalité B	1	1	63
Inventaire par échantillonnage (+ mesures grosseurs)	2	1	30

Identification de l'unité d'échantillonnage

Propriété			
Numéro		Date	
Non réalisé		Opérateur	

État sanitaire			
Comptage			
Essence			
Dépérissant			
Morts			

Préalablement à la comparaison des résultats fournis par ces diverses méthodes, en termes de nombres de bois et de surfaces terrières ramenées à l'hectare, il s'est avéré important de redistribuer les arbres répertoriés en classes de circonférence de 10 cm d'amplitude, l'assimilation de la circonférence de chaque arbre à la valeur centrale de classe d'amplitude de 50 cm pouvant conduire à des erreurs systématiques très importantes. Pour opérer cette redistribution, un modèle d'ajustement à six paramètres a été utilisé. Il s'écrit sous la forme :

$$N_i = P_1 + \frac{P_2}{c_i^{P_3}} + P_4 e^{-\left(\frac{c_i - P_5}{P_6}\right)^2}$$

où :

- N_i = effectif estimé de la classe de grosseur i ,
- P_1, \dots, P_6 = paramètres de la courbe, à déterminer,
- c_i = circonférence de la classe de grosseur i (valeur centrale) s'échelonnant de 45 cm à une valeur maximale par pas de 10 cm.

• *Précision de la méthode*

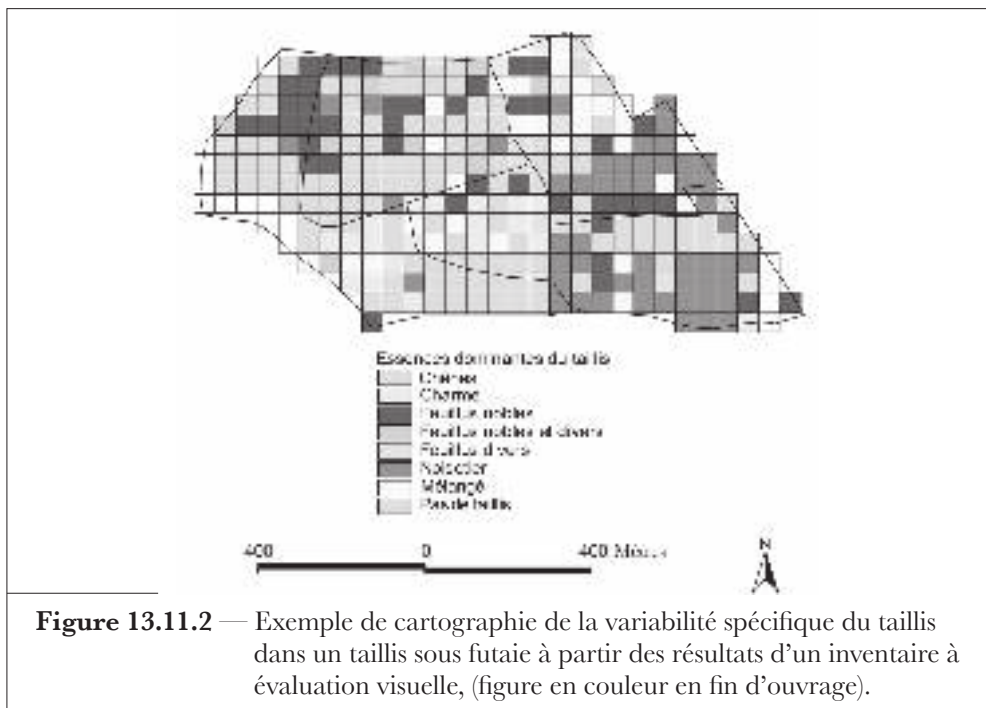
Les tests de comparaison de moyennes (nombres de bois et surfaces terrières) n'ont mis aucune différence significative en évidence entre l'inventaire complet et les différentes modalités de l'inventaire par évaluation visuelle. De même, des tests χ^2 montrent qu'il n'y aurait pas de différence entre les distributions du nombre de tiges par classes de circonférence de 10 cm établies comme évoqué ci-avant et la distribution obtenue avec l'inventaire complet.

Par contre, la comparaison sur 30 unités d'échantillonnage entre évaluation visuelle et inventaire par échantillonnage comportant les mesures de grosseur donne lieu à des différences hautement significatives (exclusivement dans le cas du nombre de tiges). Seule la modalité à un opérateur s'écarte significativement du témoin (inventaire complet), la sous-estimation observée étant cependant peu importante (environ 5 %) et plus apparente dans le cas d'unités comportant un nombre élevé de petits bois.

En ce qui concerne le temps de réalisation, paramètre très important dans ce type d'inventaire, si l'on prend en compte les temps d'installation des plaquettes et de cheminement entre elles, on observe les chiffres suivants (hectare/homme/jour) pour les modalités fournies dans le tableau 13.11.1 et dans l'hypothèse de l'utilisation d'un mesureur ultrasonique de distance :

- inventaire complet : 3,3 ha/ho/j;
- inventaire par échantillonnage : 4,4 ha/ho/j;
- inventaire visuel (A) : 5,2 ha/ho/j;
- inventaire visuel (B) : 9,5 ha/ho/j.

L'inventaire par évaluation visuelle à un opérateur (modalité B) s'avère très efficace dans la mesure où sa vitesse d'exécution est de l'ordre de trois fois supérieure à celle observée pour l'inventaire complet en offrant, de surcroît, la possibilité de fournir une cartographie comme illustré dans la figure 13.11.2.



La méthode décrite, compte tenu des objectifs qui lui sont assignés (rapidité, descriptions utiles à la formulation de lignes directrices d'un aménagement forestier), présente un certain nombre d'avantages. Elle allie non seulement souplesse et rapidité d'exécution, mais elle constitue également un outil performant pour jeter les bases de l'aménagement de massifs très diversifiés, par exemple en matière de composition botanique ou encore de structure. Elle permet de décrire leur variabilité spatiale sur le plan aussi bien qualitatif (composition, dynamique de la régénération, état sanitaire, végétation adventice) que quantitatif (nombres de tiges, surfaces terrières). En outre, elle est facilement prise en charge par un logiciel (utilisant par exemple les ressources d'Excel© et d'Access©) intégrant récolte et traitement des données.

13.11.3. Inventaire par transect linéaire

• *Principe*

Ce type d'échantillonnage, plus particulièrement étudié par DE VRIES [1973], a été développé dans des activités d'inventaire tournées vers l'estimation de résidus d'exploitations forestières (après passage en coupe), de bois de feu (débris à terre) [RINGVALL et STAHL, 1999; WARREN et OLSEN, 1968] puis a été appliqué à l'estimation rapide du bois mort à terre au sein de peuplements existants. L'information sur la quantité, la distribution et les caractéristiques de débris grossiers de bois rencontrés au sein des écosystèmes forestiers est aujourd'hui une matière intéressante autant les biologistes et les écologistes que les gestionnaires forestiers. Les débris de bois jonchant le sol jouent un rôle important en ce qui concerne les habitats pour la faune sauvage, l'approvisionnement en bois-énergie, la séquestration du carbone. Ils sont aussi un indicateur de la santé des forêts (contribution des forêts au cycle global du carbone).

Dans certains cas, les résidus de l'exploitation peuvent être si nombreux qu'il est très difficile de parcourir les zones concernées en utilisant les protocoles habituels d'échantillonnage mettant des placettes à surface définie en œuvre, d'autant que la variabilité de l'importance du matériel à inventorier exigerait un nombre très élevé de placettes pour réaliser une estimation assortie d'une précision acceptable.

SHIVER et BORDERS [1996] proposent l'approche suivante comportant deux étapes :

- établissement d'une ligne d'une longueur donnée traversant la zone à inventorier ;
- enregistrement de diamètres de chaque pièce de bois qui est interceptée par le cheminement linéaire.

Les diamètres mesurés sont fonction de la méthode de calcul de volume retenue et du degré de précision exigé. C'est ainsi que l'on peut opter, outre la mesure de la longueur, soit pour la mesure de deux diamètres aux deux extrémités de la pièce de bois (formules de cubage de SMALIAN ou du tronc de cône (§ 4.4.2)) et le plus souvent en fixant un seuil limite minimum, par exemple 10 cm de diamètre, soit pour celle du diamètre au milieu (formule de cubage de HUBER (§ 4.4.2)) ou encore pour le seul diamètre à l'endroit où le transect intercepte le bois [BAILEY, 1970; PHILIP, 1994; VAN WAGNER et WILSON, 1976]. Il est assez surprenant de constater que ces diverses méthodes donnent, en moyenne, des résultats peu différents les uns des autres, ce qui justifie, pour des raisons évidentes de facilité, de recommander l'utilisation de la dernière (*diamètre à l'intersection*) qui en outre est de réalisation plus rapide (de trois à six fois selon que l'on retienne la formule de SMALIAN ou celle de HUBER) et non limitée à des hypothèses concernant la forme de la pièce de bois.

• *Estimation de la moyenne et de la variance*

L'estimateur utilisé pour apprécier la quantité totale de matière Q exprimée en volume, en poids ou nombre, ramenée à l'unité de surface est :

$$\hat{Q} = \frac{\pi}{2L} \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{l_i}$$

où :

- L = longueur du transect,
- l_i = longueur du i^{e} élément ligneux intercepté dans l'échantillon,
- X_i = variable caractérisant l'importance de l'élément ligneux i .

Dans l'hypothèse d'une estimation du volume ramené à l'hectare, X_i exprimant dans ces conditions le volume de l'élément i , il vient que :

$$X_i = \pi \frac{d_i^2}{4} l_i$$

sachant que d_i représente le diamètre de l'élément ligneux i (en cm) à l'endroit où le transect l'intercepte et L la longueur du transect (en m). La formule générale exprimant le volume estimé \hat{V} (en m³/ha) s'écrira :

$$\hat{V} = \frac{\pi^2}{8L} \sum_{i=1}^n d_i^2 = \frac{1,2337}{L} \sum_{i=1}^n d_i^2$$

Cette équation est basée sur plusieurs hypothèses [PHILIP, 1994] :

- les pièces de bois sont orientées de manière aléatoire;

- elles sont cylindriques (la forme n'introduit cependant pas d'erreur);
- elles sont situées dans un plan horizontal (des erreurs peuvent résulter de la pente du terrain ou de la localisation dans un plan vertical de la pièce par rapport à la surface du sol).

Quant à la variance entre unités d'échantillonnage, elle est inversement proportionnelle à la densité des pièces au sol, décroît avec la longueur de chaque unité (pour un total fixé de lignes d'échantillonnage) et augmente avec la variation des diamètres et longueurs de pièces de bois.

La précision attendue est fonction de la longueur des transects, de leur nombre et de l'orientation à la fois de ceux-ci et des pièces de bois. Le calcul de la variance de l'estimation nécessite d'analyser plusieurs transects installés indépendamment les uns des autres sous peine d'observer un biais [SHIVER et BORDERS, 1996]. Le volume estimé à l'hectare \hat{V} de l'ensemble des pièces de bois résulte de la moyenne des volumes calculés à partir de m transects de longueur L_j , soit :

$$\hat{V} = \frac{\sum_{j=1}^m L_j \hat{V}_j}{\sum_{j=1}^m L_j}$$

si L_j = longueur du transect (m),

\hat{V}_j = estimation du volume/ha pour le transect j (m³).

et dans l'hypothèse d'une répartition aléatoire des pièces de bois au sol, la variance de cette estimation s'écrit :

$$\hat{\sigma}_{\hat{V}}^2 = \frac{\sum_{j=1}^m L_j (\hat{V}_j - \hat{V})^2}{(m-1) \sum_{j=1}^m L_j}$$

Des études simulant de nombreux cas de figure relatifs à ce type d'échantillonnage et portant entre autres sur la population à échantillonner ainsi que sur l'intensité d'échantillonnage ont été réalisées par HAZARD et PICKFORD [1986]; PICKFORD et HAZARD [1978].

13.11.4. Échantillonnage séquentiel

• *Principe*

Les méthodes d'échantillonnage décrites antérieurement font l'hypothèse que la taille de l'échantillon est connue à l'avance en fonction d'une précision pré-déterminée ou d'un budget à ne pas dépasser. L'échantillonnage séquentiel est avant tout un moyen de tester la validité d'une hypothèse plutôt que d'estimer la caractéristique d'une population. Les applications forestières de ce type d'échantillonnage ne sont pas très nombreuses et ce principalement du fait de leur coût de mise en œuvre lié à la sélection d'échantillons aléatoires selon un processus séquentiel. Cet inventaire est seulement bien adapté lorsque le coût «d'accès» à chaque unité indépendante est faible comparé à celui du coût de mesure [PHILIP, 1994]. Il peut cependant s'avérer utile dans certains problèmes relevant de la gestion forestière où il se limitera à aider à prendre une décision.

Cette problématique peut être illustrée par les quelques exemples suivants :

- à partir de quand une forêt peut-elle être considérée comme suffisamment bien régénérée ?
- la quantité de bois mobilisable dans une région donnée est-elle en adéquation avec la demande industrielle et répond-elle à des contraintes de coût d'exploitation à ne pas dépasser ?
- quelle est la qualité d'une méthode, le degré de qualification d'un opérateur ?

L'échantillonnage séquentiel est avant tout une méthode d'échantillonnage dont la caractéristique principale est que le nombre d'observations dans l'échantillon n'est pas déterminé à l'avance mais que, par contre, les unités d'échantillonnage sont choisies successivement, de manière aléatoire, dans une séquence planifiée jusqu'à ce que l'hypothèse à tester soit, sur un plan des probabilités, ou acceptée ou refusée.

L'avantage de pareille méthode, comparée à d'autres, est que pour arriver à une décision, un nombre significativement plus petit d'observations est requis. Le principal inconvénient est qu'elle suppose habituellement de recourir à un échantillonnage aléatoire et simple, peu aisé à appliquer en inventaire forestier et qu'elle nécessite de connaître la nature de la distribution de la population à échantillonner (distribution de fréquence du caractère à étudier parmi les unités d'échantillonnage).

Nous renvoyons le lecteur soucieux d'en savoir plus à LOETSCH et al. [1973] qui consacrent un assez long chapitre à cette méthode dans leur ouvrage (*Forest Inventory*, Tome 1) tout comme nous recommandons les études menées par ROEDER [1979] et WATERS [1955] et citées par de nombreux auteurs. Celle-ci concerne la stabilité aux vents d'arbres ayant des facteurs d'élanement (h/d) (§ 7.4.4) inférieurs ou supérieurs à une valeur critique préfixée (= 80 ou 90, par exemple). Partant de l'hypothèse que le risque d'observer des arbres chablis est très important si le pourcentage de chablis observé ayant un h/d inférieur à 90 atteint ou dépasse 60%, la question appelant une réponse peut être formulée comme suit : un arbre chablis est-il bien caractérisé ou non par un facteur d'élanement inférieur à 90 ?

• *Planification*

Pour fixer les idées, considérons que l'on veuille tester l'aptitude d'un opérateur à définir le rayon d'une placette circulaire tel que celle-ci comporte 10 arbres et ce dans un nombre élevé de peuplements de différentes tailles, structures et essences. Toute estimation donnant lieu à un rayon incorporant 10 arbres correspond à la ranger dans la catégorie de mesures qualifiant l'opérateur (quantité A) et à l'inverse toutes autres estimations sont à ranger dans la catégorie de celles le disqualifiant (quantité B).

Les risques de se trouver dans ces deux cas de figure sont représentés par des probabilités et, pour établir le plan d'échantillonnage séquentiel, il convient de définir le type de distribution auquel la population de mesures à échantillonner se réfère. Dans le cas particulier de l'exemple ci-dessus, on se trouve en présence d'une distribution binomiale (le rayon estimé se trouve dans la catégorie « acceptable » ou « non acceptable »).

Le premier risque (α) est défini comme étant la probabilité de rejeter une mesure alors qu'elle se situe dans la catégorie « acceptable » (risque du « producteur ») et le second risque (β) correspond à la probabilité d'accepter une mesure située dans la catégorie « inacceptable » (risque du « consommateur »). On peut évidemment exiger des niveaux de risque différents selon la nature de la problématique.

Outre les quantités A , B , α et β , il convient aussi de définir le type de distribution de la population à échantillonner. Nous faisons l'hypothèse que le test d'aptitude a révélé une certaine proportion de mauvaises évaluations du rayon (= P).

Les quatre quantités évoquées ci-avant sont exprimées de la manière suivante :

P_A = quantité considérée comme acceptable et exprimée en proportion de mesures non conformes,

P_B = quantité considérée comme inacceptable et exprimée en proportion de mesures non conformes,

α = probabilité de rejeter une estimation conforme,

β = probabilité d'accepter une estimation non conforme.

La procédure même de conduite du test séquentiel peut être réalisée graphiquement en mettant en relation le nombre cumulé n d'unités de sondage (abscisse) et le nombre cumulé de résultats de mesures non acceptables (ordonnée).

On définit ainsi deux lignes parallèles L_1 et L_2 à partir des relations suivantes :

$$L_1 = a_s + bn \text{ (ligne supérieure matérialisant le niveau de rejet de l'hypothèse testée),}$$

et

$$L_2 = -a_i + bn \text{ (ligne inférieure matérialisant le niveau d'acceptation de l'hypothèse testée).}$$

Les quantités a_s , a_i et b sont liées aux types de distributions : a_s et a_i représentent les ordonnées à l'origine des droites supérieure et inférieure, b représente l'angle de pente de ces mêmes droites.

Cas d'une distribution binomiale :

$$a_s = \frac{\log\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{\log\frac{P_B}{P_A}\left(\frac{1-P_A}{1-P_B}\right)}, \quad a_i = \frac{\log\left(\frac{1-\alpha}{\beta}\right)}{\log\frac{P_B}{P_A}\left(\frac{1-P_A}{1-P_B}\right)}, \quad b = \frac{\log\left(\frac{1-P_A}{1-P_B}\right)}{\log\frac{P_B}{P_A}\left(\frac{1-P_A}{1-P_B}\right)}$$

Cas d'une distribution de Poisson :

$$a_s = \frac{\ln\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{\ln\left(\frac{P_A}{P_B}\right)}, \quad a_i = \frac{\ln\left(\frac{1-\alpha}{\beta}\right)}{\ln\left(\frac{P_A}{P_B}\right)}, \quad b = \frac{P_A - P_B}{\ln\left(\frac{P_B}{P_A}\right)}$$

Cas d'une distribution normale :

$$a_s = \frac{\sigma^2\left(\ln\frac{1-\beta}{\alpha}\right)}{P_A - P_B}, \quad a_i = \frac{\sigma^2\left(\ln\frac{1-\alpha}{\beta}\right)}{P_A - P_B}, \quad b = \frac{P_A + P_B}{2}$$

σ^2 correspondant à la variance de la distribution.

Exemple 13.11.1 — Aptitude à estimer le rayon d'une placette circulaire

Dans le cas évoqué de l'aptitude d'un opérateur à estimer de visu le rayon d'une placette circulaire devant incorporer un nombre estimé de bois, supposons que les paramètres (limites) suivants aient été fixés :

- proportion acceptable de mauvaise évaluation : $P_A = 0,05$;
- proportion inacceptable de mauvaise évaluation : $P_B = 0,10$;
- risque d'acceptation ou de rejet : 10 %, soit $\alpha = \beta = 0,1$.

Dans ces conditions, comme on est typiquement en présence d'une distribution binomiale, on peut écrire que :

$$L_1 = \frac{\log 9}{\log 2(1,056)} + \frac{\log 1,056}{\log 2(1,056)} n$$

$$= 2,939 + 0,073 n$$

et

$$L_2 = - \frac{\log 9}{\log 2(1,056)} + \frac{\log 1,056}{\log 2(1,056)} n$$

$$= -2,939 + 0,073 n$$

Pour n valant respectivement 0 et 150, par exemple, les deux lignes représentées dans la figure 13.11.3 passent par les points +2,939 et +13,889 pour la droite supérieure, et par les points -2,939 et +8,011 pour la droite inférieure. C'est donc le coup d'œil de l'opérateur qui est ainsi ici testé.

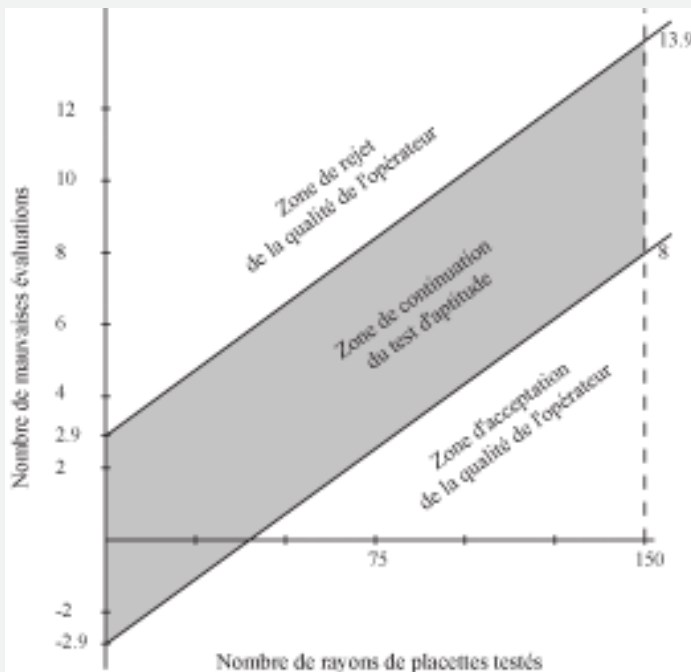


Figure 13.11.3 — Graphique matérialisant un échantillonnage séquentiel ($P_A = 0,05$; $P_B = 0,10$; $\alpha = \beta = 0,1$). Cas d'une distribution binomiale.

13.11.5. Le cas particulier de l'échantillonnage par clusters

On évoque souvent aussi une autre modalité d'échantillonnage portant cette fois sur la *configuration d'unités* au sein d'un schéma dénommé par *clusters* ou en «grappes». Le cluster consiste en un groupe de petites sous-unités ou placettes situées autour d'un point central et qui caractérisent un ensemble formant l'unité d'échantillonnage. Le cluster classique concerne un nombre de sous-unités localisées autour du centre de l'unité selon une configuration dépendant du nombre de sous-unités, de leur distribution géométrique et de la distance entre unités.

L'organisation des sous-unités dans un cluster peut être construite à partir de nombreux schémas tels que [PHILIP, 1994] :

- placettes rectangulaires disposées à intervalles réguliers le long de transects ;
- transects surimposés au périmètre d'une unité d'échantillonnage ;
- placettes à surfaces non définies (relascopiques) réparties à intervalles réguliers sur un périmètre carré.

Des exemples d'organisation géométrique ou de configuration des clusters [PHILIP, 1994 ; TALLENT-HALSELL, 1994] sont proposés dans la figure 13.11.4.

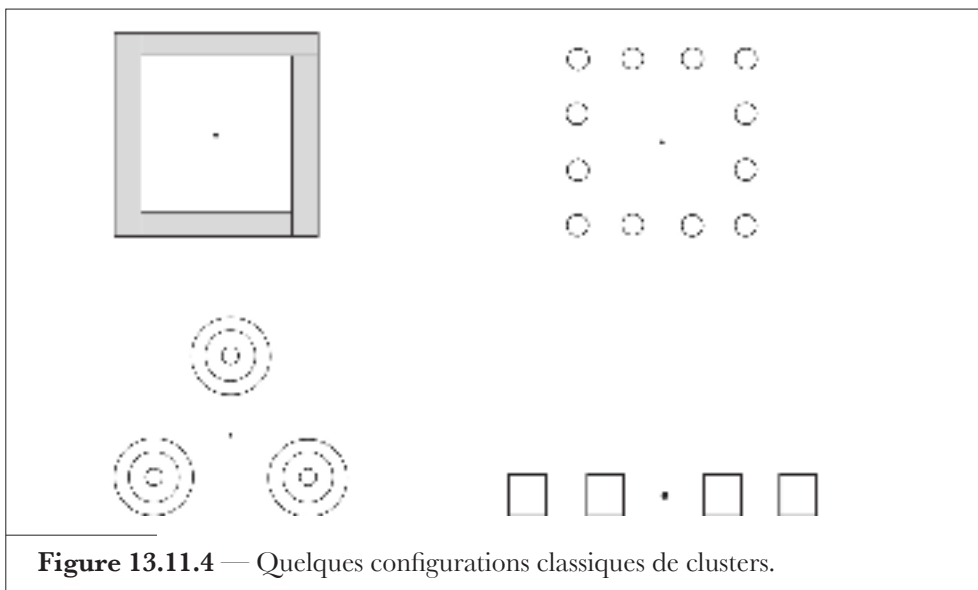


Figure 13.11.4 — Quelques configurations classiques de clusters.

Les clusters sont souvent utilisés dans le cas de grandes aires à échantillonner comme c'est le cas pour des inventaires régionaux ou nationaux et en particulier dans des circonstances où la distance entre unités est grande et leur accessibilité difficile (*cas d'inventaires réalisés en forêts tropicales*). Dans un

échantillonnage en grappes, on utilise moins de points de localisation des échantillons et on se concentre davantage sur la mesure de sous-unités, ce qui réduit les temps de déplacement entre unités classiques et le coût des travaux de terrain.

L'échantillonnage par clusters est réparti en deux catégories :

- à *un degré* : au sein d'un ensemble de localisations de clusters on sélectionne un échantillon de celles-ci et à chaque endroit on mesure un ensemble fixé de sous-unités ;
- à *deux degrés* : au sein d'un ensemble de localisations de clusters, on sélectionne un échantillon de celles-ci et à chaque endroit on mesure un sous-échantillon de clusters sélectionné à partir d'une liste de clusters.

Le lecteur est invité à consulter le paragraphe 13.9 exposant le principe d'un échantillonnage à plusieurs degrés.

On peut aussi imaginer que le nombre de clusters par localisation ne soit pas le même et que les sous-unités individuelles n'aient pas la même taille (exemple d'une sélection basée sur le principe de l'échantillonnage par points horizontal et de l'angle critique).

Dans le cas de l'échantillonnage par clusters à un degré de tailles égales (pour le cas à deux degrés et pour des clusters de tailles inégales, voir COCHRAN [1977]), la variance estimée parmi les sous-unités intègre deux composantes et est estimée au moyen de l'expression :

$$\hat{\sigma}_y^2 = \left[(n-1)\hat{\sigma}_b^2 + n(M-1)\hat{\sigma}_w^2 \right] / (nM-1)$$

où la variation entre clusters $\hat{\sigma}_b^2$ est déduite de la relation :

$$\hat{\sigma}_b^2 = \sum_{i=1}^n (\bar{y}_i - \bar{y} / M)^2 / n-1$$

et la variance à l'intérieur des clusters $\hat{\sigma}_w^2$ (généralement négligée car souvent très faible) est estimée comme suit :

$$\hat{\sigma}_w^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^M (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 / n(M-1)$$

sachant que :

- n = nombre de clusters,
- M = nombre de sous-unités par cluster,
- y_{ij} = valeur de la variable (paramètre) pour la sous-unité j du cluster i ,

$$y_i = \sum_{j=1}^M y_{ij} = \text{total de la variable à estimer pour le cluster } i,$$

$$\bar{y}_i = y_i / M = \text{moyenne de la variable pour les sous-unités du cluster } i,$$

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n = \text{moyenne estimée de la variable pour les clusters,}$$

$$\bar{y} / M = \text{moyenne estimée de la variable par sous-unité.}$$

Si s représente la surface des sous-unités, la surface de chaque cluster est dès lors égale à $M s$ et une estimation de la valeur moyenne de la variable y par unité de surface (par exemple A) est fournie par la relation :

$$\bar{y} / A = A \bar{y} / M s = (A \bar{y} / M) / s$$

soit aussi pour A en hectares (= 10.000 m²) : $(10.000 \bar{y} / M) / s$

13.12. Inventaires par échantillonnages successifs en forêt

13.12.1. Principe

Les échantillonnages réalisés à plusieurs reprises (au moins deux inventaires) au cours du temps visent les objectifs suivants :

- estimer des quantités ou réaliser des observations sur la forêt au premier ou au second inventaire ;
- estimer des quantités ou réaliser des observations durant une période déterminée.

Ces inventaires relevant d'échantillonnages successifs peuvent être réalisés selon plusieurs modalités :

- utiliser des unités différentes à chaque inventaire ;
- s'appuyer sur les mêmes unités remesurées à plusieurs reprises au cours du temps (CFI : *Continuous Forest Inventory*) ;
- procéder à un remplacement partiel d'unités (SPR : *Sampling with Partial Replacement*) ;
- utiliser au second inventaire sur un sous-échantillon d'unités du premier inventaire.

13.12.2. Échantillonnages successifs basés sur le mesurage d'unités différentes

Dans le cas de l'échantillonnage basé sur l'utilisation d'unités *temporaires* installées indépendamment d'un inventaire à l'autre, moyennes, totaux et variances sont calculés séparément. L'accroissement moyen résulte de la différence des moyennes observées aux deux inventaires (en t_1 et t_2 , avec $t_2 > t_1$), soit : $\Delta y = \bar{y}_2 - \bar{y}_1$

La variance de cet accroissement moyen se calcule via l'expression suivante :

$$\hat{\sigma}_{\Delta Y}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{y1}^2}{n_1} + \frac{\hat{\sigma}_{y2}^2}{n_2}$$

où n_1 = nombre d'unités temporaires au 1^{er} inventaire,
 n_2 = nombre d'unités temporaires au 2^e inventaire ($n_2 >$ ou $< n_1$),
 $\hat{\sigma}_{y1}^2$ et $\hat{\sigma}_{y2}^2$ = variances estimées de la caractéristique Y au premier et au second inventaire.

Une question fréquemment soulevée dans cette manière de procéder concerne le choix du type d'unités d'échantillonnage : les unités doivent-elles être temporaires et distribuées indépendamment d'un inventaire à l'autre ; doivent-elles être remesurées à chaque passage, ou est-il préférable de recourir à un procédé intermédiaire associant unités temporaires et unités permanentes ?

Le choix entre unités temporaires et permanentes dépend surtout de l'intensité de la corrélation [FREESE, 1978a] qui existe entre les valeurs estimées en début et en fin de période d'accroissement. Si l'on s'attend à une corrélation faible, voire négative, cas où de fortes variations du volume peuvent être observées suite à une longue période d'accroissement, à des éclaircies ou à des accidents importants, les unités installées à titre temporaire pourraient se justifier. Leur utilisation reste cependant discutable dans des forêts relativement peu homogènes où les comparaisons entre des mesures effectuées sur unités strictement indépendantes n'auraient de sens qu'à la condition d'en installer un nombre anormalement élevé [GRAYET, 1977b].

Il est souvent plus judicieux de préconiser des unités permanentes et de procéder à des comparaisons entre mesures successives comme c'est le cas en matière d'inventaires complets (§ 9.4.3), ce qui s'avère aussi plus adéquat si l'on veut tenter de maîtriser l'impact des éclaircies ou coupes périodiques ainsi que des mortalités.

À la condition de disposer d'informations sur les coûts d'installation et de mesure des unités ainsi que sur la variabilité des mesures effectuées, les avantages respectifs des deux méthodes, sous la contrainte d'une précision fixée, peuvent être appréciés au moyen de la relation générale ci-après qui exprime un coût relatif C_r :

$$C_r = \frac{2C_t(\sigma_1^2 + \sigma_2^2)}{C_p(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12})}$$

où C_t = coût de localisation et de mesure d'une unité temporaire,
 C_p = coût total de localisation et de mesure d'une unité permanente à deux époques,
 σ_1^2, σ_2^2 = variances au sein des unités à l'époque des premières et secondes mesures,
 σ_{12} = covariance entre les premières et les secondes mesures relatives aux unités permanentes.

Pour un coût relatif C_r supérieur à 1, il est plus intéressant d'utiliser des unités permanentes, de même lorsque les mesures doivent être effectuées à plusieurs reprises, le coût moyen par unité permanente diminue.

13.12.3. Échantillonnages successifs basés sur le remesurage des mêmes unités

Pour estimer l'état d'une forêt ou d'un peuplement à un moment donné, un inventaire unique peut suffire. Cependant, si l'on veut suivre la dynamique et l'évolution d'une forêt ou d'un peuplement, y compris en échantillonnage par points [MARTIN, 1982], il est impératif de recourir à des méthodes qui s'inscrivent dans la durée. À cet égard les inventaires forestiers *continus* (CFI) sont recommandés. Ils concernent des estimations réalisées par régression principalement en relation avec une variable à estimer à un moment donné ou avec l'accroissement de cette variable durant une période donnée.

Pour expliciter les méthodes relevant de ce type d'inventaire, par convention, nous adopterons des notations permettant de cibler les unités d'échantillonnage prises en compte et l'époque de l'inventaire.

La variable à estimer est désignée par Y ou ΔY selon qu'elle se réfère à un moment donné (inventaire réalisé au temps t_1 ou t_2) ou à une période d'accroissement $\Delta t = t_2 - t_1$ (avec $t_2 > t_1$). Selon l'époque des inventaires, on considérera des unités temporaires, soit n_1 ou n_2 , et des unités permanentes m . Au premier inventaire, le nombre total d'unités pouvant être pris en compte sera de $N_1 = n_1 + m$ et au second inventaire de $N_2 = n_2 + m$. Enfin, la variable à

estimer se référera à l'époque de l'inventaire et au type d'unité : $\mathcal{Y}_{1(n_1)}, \mathcal{Y}_{2(n_2)}, \mathcal{Y}_{1(m)}, \mathcal{Y}_{2(m)}$.

Pour généraliser la méthode, l'inventaire forestier continu peut être envisagé selon quatre modèles allant du plus général aux plus particuliers :

- *Modèle A* : aux deux inventaires, seules des unités temporaires sont mesurées : n_1 unités au premier et n_2 unités au second (cf § 13.12.2);
- *Modèle B* : aux deux inventaires, seules les unités permanentes m sont prises en compte;
- *Modèle C* : aux deux inventaires, toutes les unités sont mesurées : les temporaires n_1 et n_2 ainsi que les permanentes m ;
- *Modèle D* : au premier inventaire, n_1 unités temporaires et m unités permanentes sont mesurées et seules ces dernières sont remesurées au second inventaire.

Dans la suite de l'exposé nous prendrons le volume sur pied et son accroissement comme expressions de la variable \mathcal{Y} à estimer.

• *Estimation du volume à un moment donné*

La valeur moyenne du volume peut résulter de mesures effectuées soit au premier inventaire, soit au second, soit encore à l'occasion d'inventaires ultérieurs. Le principe du CFI est que, par application de la régression aux échantillons successifs, la taille de l'échantillon et les coûts au second inventaire soient réduits au minimum.

Au premier inventaire, on obtient une estimation de la moyenne du volume soit $\bar{\mathcal{Y}}_{1(n_1)}$ et au second inventaire une estimation $\bar{\mathcal{Y}}_{2(n_2)}$.

La précision de cette estimation est liée au type de modèle utilisé. *L'objectif sera d'estimer le volume moyen présent à l'inventaire le plus récent, soit au deuxième.*

Modèle A

La meilleure estimation de la moyenne, soit $\bar{\mathcal{Y}}_M$, correspond à la moyenne relative aux unités temporaires mesurées lors du second inventaire, celles du premier inventaire n'apportant aucune information de nature à augmenter la précision. Dans ces conditions :

$$\bar{\mathcal{Y}}_M = \bar{\mathcal{Y}}_{2(n_2)}$$

et :

$$\hat{\sigma}_{\bar{\mathcal{Y}}_M}^2 = \hat{\sigma}_{\mathcal{Y}_{2(n_2)}}^2 / n_2$$

Modèle B

La meilleure estimation de la moyenne correspond à la moyenne relative aux unités permanentes mesurées lors du second inventaire, celles du premier inventaire n'apportant aucune information de nature à augmenter la précision :

$$\bar{\mathcal{Y}}_M = \bar{\mathcal{Y}}_{2(m)}$$

et :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2 = \hat{\sigma}_{y2(m)}^2 / m$$

Modèle C

L'estimation de la quantité Y peut aussi être obtenue en tenant le même type de raisonnement au départ des moyennes établies à partir de la *totalité des placettes aussi bien temporaires que permanentes*. On peut écrire que sa meilleure estimation résulte de l'expression suivante :

$$\bar{y}_M = a \bar{y}_{1(n1)} + b \bar{y}_{1(m)} + c \bar{y}_{2(m)} + d \bar{y}_{2(n2)}$$

À l'échelle de la population, sachant que :

$$E(\bar{y}_{1(n1)}) = E(\bar{y}_{1(m)}) = \mu_{y1}$$

$$E(\bar{y}_{2(n2)}) = E(\bar{y}_{2(m)}) = \mu_{y2}$$

il en résulte que (*meilleure estimation de la moyenne basée sur les unités mesurées au second inventaire*) : $a + b = 0$ ou $b = -a$ et que $c + d = 1$ ou $d = 1 - c$, d'où l'on tire que :

$$\bar{y}_M = a(\bar{y}_{1(n1)} - \bar{y}_{1(m)}) + c \bar{y}_{2(m)} + (1 - c) \bar{y}_{2(n2)}$$

et la variance estimée s'écrit :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2 = a^2 \hat{\sigma}_{y1}^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{m} \right) + \frac{c^2 \hat{\sigma}_{y2}^2}{m} - \frac{2ac\rho \hat{\sigma}_{y1} \hat{\sigma}_{y2}}{m} + (1 - c)^2 \frac{\hat{\sigma}_{y2}^2}{n_2}$$

L'estimation la plus efficace est obtenue si les constantes a et c sont déterminées par une méthode qui minimise la variance (annulation des dérivées $\delta \left(\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2 \right) / \delta a$ et $\delta \left(\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2 \right) / \delta b$). Elles valent respectivement :

$$a = \rho \frac{\hat{\sigma}_{y2}}{\hat{\sigma}_{y1}} - \frac{m n_1}{N_1 N_2 - n_1 n_2 \rho^2}$$

$$c = \frac{m N_1}{N_1 N_2 - n_1 n_2 \rho^2}$$

L'estimation la plus efficace de $\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2$ est dans ces conditions égale à :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2 = \hat{\sigma}_{y2}^2 \left(\frac{N_1 - n_1 \rho^2}{N_1 N_2 - n_1 n_2 \rho^2} \right)$$

Modèle D

L'estimation du volume sur pied peut être obtenue au départ des moyennes établies à partir des placettes permanentes mesurées lors des deux inventaires et des placettes temporaires installées lors du premier inventaire :

$$\bar{y}_{1(m)}, \bar{y}_{2(m)}, \bar{y}_{1(nl)}$$

La régression de y_2 en y_1 peut être réalisée en considérant les unités permanentes, la moyenne $\bar{y}_{1(nl)}$ fournissant une information complémentaire (cette régression joue le rôle de facteur correctif à l'instar de ce qui a été présenté dans l'échantillonnage à deux phases, § 13.8.3).

La moyenne calculée sur la base de *la totalité* des unités N_1 du premier inventaire résulte de l'équation :

$$\bar{y} = \frac{m \bar{y}_{1(m)} + n_1 \bar{y}_{1(nl)}}{N_1}$$

et la meilleure estimation de la moyenne de la population \bar{y}_M est réalisée à partir de l'équation de régression suivante qui utilise la relation unissant y_2 à y_1 :

$$\bar{y}_M = \bar{y}_{2(m)} + b_{y_2 y_1} (\bar{y} - \bar{y}_{1(m)})$$

et :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2 = \hat{\sigma}_{y_2(n_2)}^2 \left(\frac{1 - \rho^2}{m} + \frac{\rho^2}{N_1} \right)$$

ρ représentant le coefficient de corrélation entre y_1 et y_2 .

Une autre manière de procéder est de considérer que la meilleure estimation de la moyenne résulte de la combinaison linéaire suivante des moyennes en jeu, soit :

$$\bar{y}_M = a \bar{y}_{2(m)} + b \bar{y}_{1(nl)} + c \bar{y}_{1(m)}$$

a, b, c étant des constantes à estimer. Étant donné que \bar{y}_M et $\bar{y}_{2(m)}$ sont des estimations de la moyenne μ_{y_2} de la population au deuxième inventaire et que $\bar{y}_{1(nl)}$ et $\bar{y}_{1(m)}$ sont des estimations de la moyenne μ_{y_1} de la population au premier inventaire, on peut écrire que :

$$E(\bar{y}_{2(m)}) = \mu_{y_2}$$

$$E(\bar{y}_{1(m)}) = E(\bar{y}_{1(nl)}) = \mu_{y_1}$$

et comme c'est le volume au second inventaire qui est l'objectif recherché, il en résulte pour satisfaire cette égalité que $a = 1$ et que $b + c = 0$ ou $(c = -b)$. Il s'en suit que :

$$\bar{y}_M = \bar{y}_{2(m)} + b \bar{y}_{1(nl)} - b \bar{y}_{1(m)}$$

et :

$$\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2 = \frac{\sigma_{y_2(m)}^2 + b^2 \hat{\sigma}_{y_1(m)}^2 - 2b\rho \hat{\sigma}_{y_2} \hat{\sigma}_{y_1}}{m} + \frac{b^2 \hat{\sigma}_{y_1(nl)}^2}{nl}$$

La constante b est obtenue en annulant la dérivée $\delta(\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2) / \delta b$ pour donner lieu à :

$$b = \frac{n_1}{N_1} \left(\frac{\rho \hat{\sigma}_{y2(n2)}}{\hat{\sigma}_{y1(n1)}} \right)$$

On notera au passage que le terme entre parenthèses n'est rien d'autre que le coefficient de régression de $\bar{y}_{2(n2)}$ en fonction de $\bar{y}_{1(n1)}$. En remplaçant b par sa valeur déduite de la dérivée dans l'équation fournissant $\hat{\sigma}_{\bar{y}_M}^2$ on obtient le même résultat qu'avec la régression proposée ci-avant.

• Estimation de l'accroissement

Nous adopterons la même démarche que celle utilisée pour l'estimation du volume sur pied en analysant les quatre modèles proposés. La meilleure estimation résulte de l'équation générale suivante :

$$\Delta y = a \bar{y}_{2(m)} + b \bar{y}_{2(n_2)} - c \bar{y}_{1(m)} - d \bar{y}_{1(n_1)}$$

a, b, c, d = coefficients à déterminer.

Modèle A

Si l'on ne met en œuvre que des placettes temporaires (dans ce cas $m=0, n_1=N_1, n_2=N_2$) on en déduit que $a=c=0$. De là il vient que :

$$\Delta y = \bar{y}_{n2} - \bar{y}_{n1}$$

et que :

$$\hat{\sigma}_{\Delta y}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{y1}^2}{N_1} + \frac{\hat{\sigma}_{y2}^2}{N_2}$$

Modèle B

Si on ne met en œuvre que des placettes permanentes (dans ce cas $n_1=n_2=0$ et $m=N_1=N_2$), on en déduit que $a=c=1$ et on retrouve bien la formule de la variance de l'accroissement calculé à partir des remesurages successifs d'unités permanentes.

$$\Delta y = \bar{y}_{2(m)} - \bar{y}_{1(m)}$$

et étant donné la corrélation existant entre les valeurs moyennes fournies par les mêmes unités (permanentes), il vient que :

$$\hat{\sigma}_{\Delta y}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{y2(m)}^2 - 2\rho\sigma_{y2(m)y1(m)} + \hat{\sigma}_{y1(m)}^2}{m}$$

Pour autant que la corrélation soit élevée, on peut s'attendre à une variance beaucoup moins importante que dans le cas précédent utilisant des unités temporaires.

Cette méthode est en principe plus cohérente que la précédente, puisque les mesures portent sur les mêmes unités d'échantillonnage. Cependant, on peut aussi objecter qu'au cours du temps, l'évolution de la forêt est mal cernée et correspond de moins en moins à celle constatée très localement dans lesdites unités. C'est la raison pour laquelle, afin de tenter d'y remédier, on préconise l'utilisation de méthodes réalisant un compromis entre la précision des estimations et la représentativité de l'échantillonnage en procédant au remplacement partiel d'unités (SPR) (§ 13.12.4).

Modèle C

Pour rappel, dans ce modèle toutes les unités sont prises en compte. La meilleure estimation de l'accroissement $\Delta y = \bar{y}_2 - \bar{y}_1$ résulte de l'équation générale présentée plus haut dans laquelle Δy est une combinaison linéaire des moyennes d'échantillonnage basées sur les placettes temporaires et permanentes mesurées lors de deux inventaires, soit :

À l'échelle de la population sachant que :

$$E(\Delta y) = \mu_{y_2} - \mu_{y_1}$$

$$E(\bar{y}_{2(m)}) = E(\bar{y}_{2(n_2)}) = \mu_{y_2}$$

$$E(\bar{y}_{1(m)}) = E(\bar{y}_{1(n_1)}) = \mu_{y_1}$$

il vient aussi que :

$$\mu_{y_2} - \mu_{y_1} = (a+b)\mu_{y_2} - (c+d)\mu_{y_1}$$

Pour satisfaire à cette égalité, il faut que $a+b=1$ et que $c+d=1$.

Dans ces conditions, l'équation générale fournissant l'estimation de Δy s'écrit :

$$\Delta y = a\bar{y}_{2(m)} + (1-a)\bar{y}_{2(n_2)} - c\bar{y}_{1(m)} - (1-c)\bar{y}_{1(n_1)}$$

ou encore :

$$\Delta y = \bar{y}_{2(n_2)} - \bar{y}_{1(n_1)} + a\left(\bar{y}_{2(m)} - \bar{y}_{2(n_2)}\right) + c\left(\bar{y}_{1(n_1)} - \bar{y}_{1(m)}\right)$$

On peut démontrer [LOETSCH et al., 1964] que l'estimation de la variance de l'accroissement Δy correspond à l'expression suivante qui constitue d'ailleurs une généralisation de tous les cas évoqués antérieurement :

$$\hat{\sigma}_{\Delta y}^2 = \frac{a^2 \hat{\sigma}_{y_2}^2 + c^2 \hat{\sigma}_{y_1}^2 - 2ac \rho \hat{\sigma}_{y_1} \hat{\sigma}_{y_2}}{m} + \frac{(1-a)^2 \hat{\sigma}_{y_2}^2}{n_2} + \frac{(1-c)^2 \hat{\sigma}_{y_1}^2}{n_1}$$

L'estimateur le plus efficace de $\hat{\sigma}_{\Delta y}^2$ est obtenu si les coefficients a et c sont tels qu'ils minimisent la variance de Δy . Il suffit de les extraire des équations suivantes :

$$\delta\left(\hat{\sigma}_{\Delta y}^2\right)/\delta a = 0$$

et

$$\delta\left(\hat{\sigma}_{\Delta y}^2\right)/\delta c = 0$$

ce qui donne lieu à :

$$a = \frac{m\left(\beta_{y_1 y_2} n_2 + N_1\right)}{N_1 N_2 - n_1 n_2 \rho^2}$$

et

$$c = \frac{m\left(\beta_{y_2 y_1} n_1 + N_2\right)}{N_1 N_2 - n_1 n_2 \rho^2}$$

où N_1 = nombre total d'unités présentes au premier inventaire (m permanentes et n_1 temporaires),

N_2 = nombre total d'unités présentes au second inventaire (m permanentes et n_2 temporaires),

ρ = coefficient de corrélation entre y_1 et y_2 mesurés dans les unités permanentes,

$\beta_{y_1 y_2}$ = coefficient de régression de y_1 en y_2 ,

$\beta_{y_2 y_1}$ = coefficient de régression de y_2 en y_1 .

Dans ces conditions, en remplaçant a et c par les valeurs obtenues ci-avant et compte tenu des relations unissant coefficients de corrélation ρ et coefficients de régression β , on écrira aussi :

$$\hat{\sigma}_{\Delta y}^2 = \frac{m\left(\hat{\sigma}_{y_1}^2 + \hat{\sigma}_{y_2}^2 - 2\rho\hat{\sigma}_{y_1}\hat{\sigma}_{y_2}\right) + (1-\rho^2)\left(n_1\hat{\sigma}_{y_2}^2 + n_2\hat{\sigma}_{y_1}^2\right)}{(m+n_1)(m+n_2) - n_1 n_2 \rho^2}$$

qui correspond à l'estimation la plus efficace de la variance de l'accroissement.

Modèle D

On peut aussi imaginer le cas où l'échantillon relatif au second inventaire correspondrait à un sous-échantillon du premier ; seules les unités temporaires relatives au premier inventaire et les unités permanentes interviendraient dans l'estimation de l'accroissement.

Dans ce cas de figure, on peut écrire que la meilleure estimation de l'accroissement s'écrit sous la forme d'une équation associant les différentes valeurs moyennes comme suit :

$$\Delta_y = a \bar{y}_{2(m)} - b \bar{y}_{1(m)} - c \bar{y}_{1(n1)}$$

Dans pareille hypothèse, on ne dispose d'aucune unité au second inventaire, induisant que : $n_2 = 0$ et $N_2 = m$. De ce fait, la formule exprimant Δy dans le modèle général C ne comporterait plus le terme central et on en déduit que $a = 1$ et que $c = (m + \beta_{y_2 y_1} n_1) / N_1$.

$$\Delta y = \bar{y}_{2(m)} - \left(\frac{m + \beta_{y_2 y_1} n_1}{N_1} \right) \bar{y}_{1(m)} - \frac{n_1 (1 - \beta_{y_2 y_1})}{N_1} \bar{y}_{1(n_1)}$$

De là il vient que :

$$\hat{\sigma}_{\Delta y}^2 = \frac{(\sigma_{y_1} - \rho \sigma_{y_2})^2}{N_1} + \frac{(1 - \rho^2) \sigma_{y_2}^2}{m}$$

13.12.4. Échantillonnages successifs avec remplacement partiel d'unités

Comme déjà évoqué dans les lignes qui précèdent ne considérer que les seules placettes permanentes à comparer au cours du temps peut s'avérer discutable pour suffisamment bien maîtriser l'évolution de la forêt. Une manière de répondre à cette objection est d'utiliser à la fois des placettes permanentes et des placettes temporaires.

Au premier inventaire, les estimations sont réalisées sur la base des données relatives à l'ensemble des unités temporaires et permanentes, soit $n_1 + m$.

Au deuxième inventaire, on peut ne mesurer que les unités permanentes, convenablement identifiées, et mesurer de nouvelles unités localisées à d'autres endroits.

À partir des m unités permanentes mesurées aux deux inventaires, on calcule, par une régression appropriée, la relation unissant les variables estimées. Cette relation est ensuite utilisée pour estimer ce que seraient, au second inventaire, les valeurs présumées de la variable étudiée par l'intermédiaire des n_1 unités temporaires du premier inventaire. De la même manière, on peut estimer quelles auraient été, lors du premier inventaire, les valeurs de cette même variable pour les n_2 unités temporaires installées lors du deuxième inventaire.

Toutes les unités interviennent donc de manière directe ou indirecte, selon les cas, dans le calcul de l'accroissement.

Les inventaires successifs avec remplacement partiel des unités d'échantillonnage sont relativement plus sophistiqués, le principe et les applications de ces types d'inventaires sont exposés de manière détaillée sur le plan statistique dans les articles de CUNIA [1965] ; SCOTT [1984] ; WARE et CUNIA [1962] et de ainsi que dans des ouvrages tels que ceux de HUSCH et al. [2003] ; LOETSCH et HALLER [1964] ; SHIVER et BORDERS [1996].

13.12.5. Échantillonnages s'appuyant sur un sous-échantillon d'unités du premier inventaire

Cette manière de procéder a fait l'objet de la démarche présentée dans le paragraphe 13.12.3 (modèle D). Au premier inventaire l'estimation de la moyenne de la variable étudiée Y est réalisée à partir des données récoltées au sein de l'ensemble des unités (n_1 unités temporaires et m permanentes). Au second inventaire, les mesures concernent seulement les m unités permanentes; on ne dispose pas d'unités temporaires. Pour mettre à profit l'information contenue dans les unités du premier inventaire et augmenter *artificiellement* le nombre d'unités du second, une régression est dès lors établie entre les quantités observées sur ces unités permanentes à la fois au premier et au second inventaire. Le volume moyen estimé au second inventaire est alors déterminé en appliquant la régression évoquée aux valeurs des n_1 unités. Quant à l'accroissement estimé sur une période de temps, il correspond à la différence entre la moyenne résultant du premier inventaire et celle résultant de la régression pour le second inventaire.

13.12.6. Cas particulier de la confiance à accorder à l'évolution de variables qualitatives

L'inventaire par échantillonnage fournit l'évolution de variables aussi bien quantitatives que qualitatives. Une question est de savoir dans quelle mesure les *changements* d'une variable estimée par l'inventaire ou de surfaces boisées, par exemple, peuvent être ou non considérées comme significatives sur le plan statistique. Les observations sont réalisées sur les mêmes points de sondage et c'est à partir du changement constaté que l'on raisonne, soit en valeurs codées (présence/absence) ou en valeurs correspondant à des différences (nombres de bois, surfaces terres, volumes, etc.).

Pour étayer ce propos nous prendrons un exemple qui traduit bien souvent une préoccupation en matière de politique forestière. Il a un sens en présence de données issues d'inventaires réalisés à une échelle régionale. Il concerne l'évolution de la surface boisée entre propriétaires publics et privés. Nous supposons, *à titre purement didactique*, que l'on dispose de 10 unités d'échantillonnage remesurées aux temps A et B (intervalle de 10 ans). Le statut privé est symbolisé par la valeur 1 et le statut public par la valeur 0.

Inventaire A : 1, 0, 0, 1, 0, 0, 0, 1, 1, 1

Inventaire B : 1, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 1

Différence ($B-A$) : 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, -1, -1, 0

Moyenne inventaire A : 0,50 (50%); écart-type estimé : 0,17 (17%)

Moyenne inventaire B : 0,60 (60%); écart-type estimé : 0,16 (16%)

Moyenne différence : 0,10 (10 %); écart-type estimé : 0,23 (23 %) (coefficient de variation : $(100) (0,23)/0,10 = 230\%$)

On observe donc un passage de la surface forestière privée de 50 à 60 %, soit une augmentation de 10 %. Cette différence peut-elle être considérée comme significative ?

Par convention, on peut par exemple accrédi-ter l'hypothèse selon laquelle si l'erreur-standard [en fait = (1,96) (écart-type estimé)] est plus grande que la moitié du changement, celui-ci n'est pas significatif au degré de confiance de 95 % ou, exprimé autrement, si le coefficient de variation de la différence est inférieur à 50 %, alors le changement est jugé significatif.

Dans l'exemple considéré, l'augmentation de 10 % ne serait pas significative dès lors que l'écart-type estimé de la différence entre les deux inventaires est de $\pm 23\%$ (soit aussi 46 % pour un degré de confiance de 95 %).

13.13. Méthodes d'échantillonnage basées sur des mesures de distances

13.13.1. Principe

De manière générale, diverses méthodes basées sur la mesure de distances entre les points de sondage et les arbres les plus proches ont été proposées en vue d'estimer des paramètres fondamentaux tels que la densité ou le nombre d'individus à l'unité de surface, qu'il s'agisse de la densité d'espèces relevant de la faune sauvage ou de populations de plantes ou d'arbres. Ainsi que nous le verrons (§ 13.13.3), elles peuvent être étendues à l'estimation de la surface terrière ou du volume à l'hectare. Ces méthodes ne sont cependant pas exemptes de biais [COX, 1971] et sont largement tributaires du degré d'hétérogénéité de la population à échantillonner ainsi que de la distribution spatiale des arbres.

13.13.2. Estimation du nombre de bois à l'hectare

Une première méthode (*Order method*) (Figure 13.13.1) consiste à mesurer les distances des points de sondage aux six arbres les plus proches et à déterminer la moyenne harmonique qui est égale à l'inverse de la moyenne arithmétique des inverses des distances aux 6^{es} arbres c'est-à-dire aux plus éloignés en chaque point de sondage. La formule à utiliser est :

$$\mathcal{N}/ha = c_0 / \left(n / \sum_{i=1}^n \frac{1}{r_{6i}} \right)^2$$

dans laquelle :

$$c_0 = \frac{\left[(j-1)! 2^{j-1} \right]^4}{\left[\pi (2j-2)! \right]^2} 10.000 \quad (= 16.730 \text{ pour } j=6, \text{ dans le cas d'une distribution théorique de POISSON}),$$

n = nombre total de points de sondage ou de mesures de distance aux 6^{es} arbres,

r_{6i} = distance (en m) du point de sondage i au 6^e arbre.

Cette méthode fournit une bonne estimation du nombre de bois à l'hectare, non seulement dans l'hypothèse de distributions de type aléatoire ou systématique, mais aussi de distributions légèrement groupées.

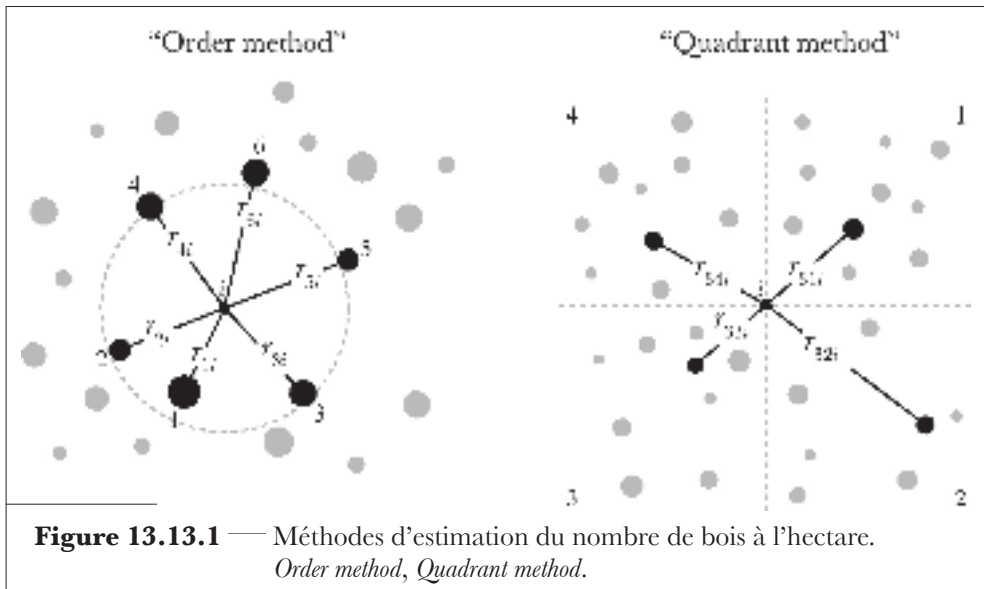
Une seconde méthode (*Quadrant method*) consiste à repérer, dans chacun des quadrants construits autour du point de sondage, la distance au 3^e arbre le plus proche de ce point (Figure 13.13.1). On détermine alors la moyenne harmonique de ces distances et, dans l'hypothèse d'une distribution spatiale des arbres assimilable à la distribution de POISSON, le nombre de bois estimé à l'hectare résulte de l'équation suivante :

$$\mathcal{N}/ha = \frac{1.740 \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^4 \frac{1}{r_{3ji}} \right)^2}{n}$$

dans laquelle :

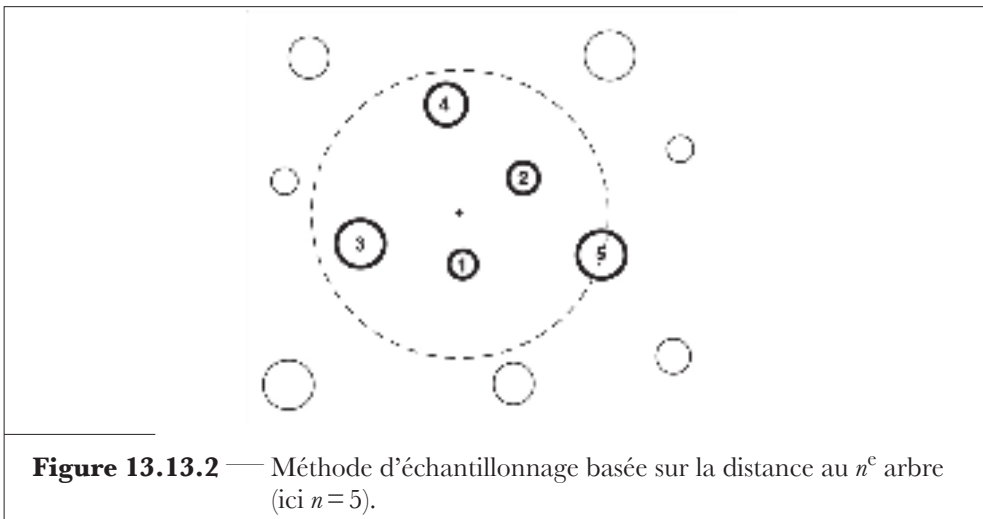
r_{3ji} = distance au 3^e arbre dans le quadrant j ($j=1$ à 4) pour le point de sondage i .

La méthode fournit de bons résultats, y compris dans le cas de structures caractérisées par une plus grande hétérogénéité que celle caractérisée par la distribution de POISSON.



13.13.3. Estimation de caractéristiques dendrométriques à l'hectare

Dans les lignes qui suivent, nous approfondirons les conditions de mise en œuvre de la méthode d'échantillonnage basée sur la distance au n^{e} arbre. Ainsi que présenté dans la figure 13.13.2, dans cette méthode, le nombre n de bois par placette est prédéterminé et le rayon de la placette circulaire r_i définit une surface de référence calculée à partir de la distance au «centre» du 5^{e} arbre.



Cela revient à écrire que, dans le cas de l'estimation du nombre de bois \mathcal{N} ramené à l'unité de surface S , pour une placette i prenant n arbres en compte, le n^c se trouvant exactement sur la limite de la placette, il vient que :

$$\mathcal{N}_i = S(n - 0,5) / \pi r_i^2$$

le n^c arbre intervenant pour moitié dans les calculs [PRODAN, 1968b] afin de réduire le biais résultant du fait que, par rapport à une placette à surface définie incorporant le n^c arbre, on observerait une surestimation des nombres de bois à l'hectare.

Dans le cas de la prise en compte de placettes, en ce qui concerne le nombre de bois moyen (ou la densité moyenne $\bar{\mathcal{N}}$) toujours rapportée à une surface S , il résulte de l'équation :

$$\begin{aligned} \bar{\mathcal{N}} &= \sum_{i=1}^m \mathcal{N}_i / m = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S(n - 0,5)}{\pi r_i^2} \\ &= \frac{S(n - 0,5)}{\pi m} \sum_{i=1}^m 1/r_i^2 \end{aligned}$$

sachant que :

- m = nombre de placettes,
- n = nombre d'arbres fixé par unité d'échantillonnage,
- S = surface unitaire (par exemple $10.000 \text{ m}^2 = 1 \text{ ha}$),
- r_i = rayon de l'unité d'échantillonnage (= distance du centre de la placette au n^c arbre le plus proche).

Si ce n'est pour des peuplements caractérisés par des distributions spatiales aléatoires d'arbres [PAYANDEH et EK, 1986], la méthode donne lieu à un biais lié à la définition même de la surface de l'unité et d'autant plus probable que la distribution des arbres au sein des peuplements est de type agrégatif. Il est dans ces conditions recommandé d'utiliser le facteur correctif $(n-1)/n$ et dans ce cas le nombre de bois moyen est égal à :

$$\begin{aligned} \bar{\mathcal{N}} &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{S n}{\pi r_i^2} \left(\frac{n-1}{n} \right) \\ &= \sum_{i=1}^m S \frac{(n-1)}{\pi r_i^2 m} \end{aligned}$$

le n^c arbre étant ici complètement comptabilisé dans les calculs.

L'estimation d'autres paramètres comme la surface terrière et le volume résulte de l'expression suivante :

$$\begin{aligned}\bar{Y} &= \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{SY_i}{\pi r_i^2} \left(\frac{n-1}{n} \right) \\ &= \frac{S}{\pi m} \sum_{i=1}^m \frac{Y_i}{r_i^2} \left(\frac{n-1}{n} \right)\end{aligned}$$

où Y_i = somme des valeurs de Y (surface terrière, volume, ...) pour les arbres de l'unité d'échantillonnage i , soit aussi $Y_i = \sum_{j=1}^n Y_{ij}$.

L'estimation de la surface terrière ramenée à l'hectare telle que suggérée par PRODAN [1968b] se base sur six arbres. Elle s'écrit dans une version simplifiée :

$$G/\text{ha} = \frac{2.500}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{1}{r_{6i}^2} \left(d_{1i}^2 + \dots + d_{5i}^2 + \frac{d_{6i}^2}{2} \right) \right]$$

où n = nombre de points de sondage,
 r_{6i} = distance (en m) du point de sondage au centre du 6^e arbre,
 $d_{1i} \dots d_{6i}$ = diamètres (en m) des six arbres les plus proches du point de sondage i .

Sur cette base, comme nous l'avons vu précédemment (§ 8.6), l'estimation du volume à l'hectare peut être réalisée à partir de la surface terrière à l'hectare, de hauteurs moyennes et de coefficients de forme.

La surface circulaire de référence est calculée à partir de la distance au «centre» de celui-ci, ce qui justifie d'ailleurs que seule la moitié du 6^e arbre soit prise en considération dans les calculs.

Présentée comme telle, la méthode donne toujours lieu à un biais lié à la définition même de la surface de référence et d'autant plus probable que la distribution des arbres au sein des peuplements est de type agrégatif. Afin de diminuer ce biais, PERROTTE [1976], dans une étude théorique, recommande de ne mesurer que les cinq arbres les plus proches du centre tout en conservant comme rayon la distance au 6^e arbre. LAURENT et RONDEUX [1985b], dans une analyse comparative de précisions d'estimations fournies par plusieurs types d'unités d'échantillonnage, proposent, quant à eux, de mesurer les six arbres les plus proches et de prendre comme rayon du cercle de référence

la moyenne quadratique des distances aux 6^e et 7^e arbres. La placette correspondante est donc bien une placette à nombre de bois fixé (§ 12.3). Si elle présente l'avantage de la rapidité et de la simplicité de mise en œuvre tout en assurant un effort d'échantillonnage beaucoup plus constant, comparé à celui exigé de placettes à surfaces définies et nombres de bois très variables d'un endroit à l'autre, il convient de garder en mémoire qu'une précision satisfaisante ne peut être obtenue que pour un nombre assez élevé de bois (> 10), ce qui rend son application plus laborieuse [DUPLAT et PERROTTE, 1981].

En réalité, comme l'importance du biais relaté dépend de la distribution spatiale et du nombre d'arbres mesurés par placette, plusieurs auteurs outre PRODAN [1968b] ont testé différentes autres modalités. LESSARD et al. [1994] et LYNCH et RUSYDI [1999] travaillant respectivement en peuplements feuillus au Michigan et en teckeraies en Indonésie ont montré qu'un nombre d'individus supérieur ou égal à cinq produisait généralement des résultats satisfaisants à la condition bien évidemment d'utiliser des estimateurs exempts de biais. Quant à PAYANDEH et EK [1986], ils recommandent de considérer sept individus. Pour atteindre des précisions comparables à celles observées dans l'utilisation de placettes à surfaces définies ou non définies, et dans les mêmes conditions, la méthode des distances requiert de se baser sur plus de points d'échantillonnage mais bien évidemment, en contrepartie, elle est plus rapide à installer. LYNCH et RUSYDI [1999] ont pu montrer en plantations de teck que la modalité ($n = 5$) était plus efficace (efficacité mesurée en termes de coefficient de variation et de temps nécessaire aux mesures) que l'échantillonnage par point (avec $FST = 1$ ou 2) et que l'échantillonnage basé sur des placettes définies de 10 ares. Les conditions d'application mêmes de ces méthodes justifient donc des tests préalables avant de fixer le nombre optimal de bois à prendre en considération.

À moins que des questions de temps et de coût ne soient en jeu, il est cependant aussi simple et certainement plus sûr d'installer des placettes à surface définie, bien que la méthode basée sur la distance au n^e arbre ait le grand avantage de tenir compte de la densité du peuplement et d'éviter ainsi que, d'un endroit à l'autre, des placettes de même surface incluent des nombres de bois pouvant être fortement différents (l'effort d'échantillonnage n'étant pas identique). À défaut de pratiquer cette méthode, on peut aussi se rabattre sur un compromis très satisfaisant. On fixe à l'avance le nombre de bois minimum que l'on souhaite voir figurer dans l'unité d'échantillonnage (par exemple 12 ou 15 en raison de sa capacité à maîtriser la variabilité des caractéristiques à estimer : nombre de bois, surface terrière ou volume à l'hectare). Il s'agira alors d'implanter une placette à nombre de bois « minimum » ou « estimé » (§ 13.3), étant entendu que le rayon de la placette est fixé de telle sorte que le nombre de bois à mesurer soit le plus proche possible de celui prévu sans

nécessairement le vérifier à l'arbre près. Le choix du rayon ou de la distance du centre de la placette, du fait de son caractère aléatoire, n'entraîne pas le biais évoqué.

Enfin, une question importante dans le cadre de ces méthodes est d'éviter de vouloir absolument prendre en compte n bois et ce quel que soit la modalité retenue, en considérant par exemple un arbre qui serait très éloigné du centre en raison d'un vide ou de tout autre élément faisant que le peuplement inventorié est très hétérogène. On veillera dans ces cas de figure à choisir un rayon proche de la moyenne de tous ceux utilisés dans les situations normales sans se préoccuper du nombre de bois.

13.14. Les inventaires forestiers nationaux et régionaux

13.14.1. Généralités

Les inventaires par échantillonnage ne sont pas seulement destinés à fournir des informations chiffrées aux gestionnaires des massifs boisés dans une perspective limitée à l'aménagement des forêts. Entreprendre des inventaires à l'échelle des pays et des régions est devenu une nécessité liée à la poursuite d'objectifs bien établis que l'on peut, de manière générale, situer aux niveaux suivants :

- contribuer à la mise en œuvre de politiques forestières et de stratégies de valorisation des ressources boisées ;
- informer l'ensemble des industries de transformation du bois aussi bien en matière de programmation de leurs approvisionnements que d'optimisation de leur localisation ;
- améliorer la gestion des massifs boisés ;
- contrôler, via l'application d'indicateurs appropriés, des principes de la gestion durable des forêts tels que définis, par exemple, par les conférences ministérielles internationales sur la protection des forêts en Europe.

Pour atteindre ces objectifs, il n'existe pas de type unique d'inventaire polyvalent, mais plutôt un contexte relativement large et souple dans lequel divers éléments ou sources d'information ont une importance variable. HUSCH [1971], par exemple, s'appuie sur ces considérations pour distinguer, entre autres, les types d'inventaire suivants :

- *inventaires de reconnaissance* : inventaires rapides, à bas prix de revient, destinés à fournir des informations sur la situation et l'étendue des zones boisées ou d'autres occupations des terres. Ils sont généralement effectués à partir de télédétection aérienne ou spatiale ;

- *inventaires d'exploitation* : inventaires appelés à procurer les données nécessaires à la mise en œuvre d'exploitations et de récoltes de bois impliquant la collecte d'informations sur les volumes sur pied, les classes de grosseur, les qualités technologiques, l'accessibilité des massifs ;
- *inventaires d'estimation du matériel ligneux sur pied* : inventaires s'apparentant aux inventaires d'exploitation mais se préoccupant davantage de la valeur du bois ;
- *inventaires d'approvisionnement* : inventaires s'inscrivant dans un contexte de prévision de récolte et d'évolution de la production ligneuse, ils constituent la base des études de viabilité de l'industrie du bois ;
- *inventaires d'utilisation des terres* : inventaires orientés vers l'occupation des terres et l'aspect plurifonctionnel de celles-ci.

Il est aussi très intéressant de noter que la tendance est de plus en plus d'entreprendre des inventaires intégrés des ressources naturelles⁽³⁰⁾ renouvelables [LUND, 1991] et dépassant le seul cadre de la forêt et des produits forestiers.

En réalité, un inventaire forestier national requiert des informations sur pratiquement tous les éléments constitutifs d'un inventaire. C'est ainsi qu'il devra prendre en compte, avec les inévitables nuances liées aux objectifs poursuivis et aux pays désireux de mieux connaître leur potentiel boisé :

- l'estimation des superficies ;
- la description topographique ;
- les types de propriété ;
- les possibilités d'accès et d'exploitation ;
- l'estimation du volume et d'autres caractéristiques dendrométriques ;
- l'estimation de l'accroissement et de la disponibilité des ressources ligneuses ;
- l'estimation des prélèvements ;
- diverses informations sur les possibilités d'utilisation des milieux ;
- des paramètres de gestion durable (biodiversité).

13.14.2. Inventaires forestiers nationaux et échantillonnage

Les inventaires forestiers nationaux reposent bien évidemment sur des techniques d'échantillonnage. Selon les cas, les échantillonnages recommandés peuvent prendre diverses formes : aléatoire et simple ou systématique, avec ou sans stratification, monophasé ou multiphasé, à plusieurs degrés. Des critères propres à chaque pays (étendue boisée, morcellement, topographie, accessibilité, durée d'exécution, moyens humains et budgétaires disponibles) justifient le choix de l'une ou l'autre méthode.

⁽³⁰⁾ *multiresource inventories.*

L'échantillonnage systématique est largement utilisé et s'accompagne d'une stratification réalisée *a priori* ou plus souvent *a posteriori* [CUNIA, 1978].

L'échantillonnage à deux ou plusieurs phases associant des modalités aléatoires et/ou systématiques de choix d'unités est une des voies les plus empruntées du fait de l'utilisation croissante de sources complémentaires de données associant images satellitaires, photos aériennes et travaux au sol.

Deux grands types d'unités d'échantillonnage sont utilisés, à savoir les placettes «à surface définie» et celles «à surface non définie» (§ 13.3). Une unité d'échantillonnage peut être simple, constituée d'une seule placette ou de plusieurs placettes concentriques, ou par contre être formée de plusieurs placettes. Dans ce dernier cas, d'ailleurs très spécifique aux inventaires nationaux, on parle de «grappes» de placettes ou encore de *trakts*, le long desquels sont réparties les unités de sondage. La configuration d'un *trakt* varie d'un pays à l'autre : dans les inventaires allemand et autrichien, par exemple, ils correspondent à des carrés de 150 et 200 m de côté.

Dans les inventaires de type permanent, les unités sont matérialisées de façon indirecte via un piquet métallique enfoncé au centre ; les arbres sont repérés par la distance qui les sépare du piquet et parfois aussi par l'angle de visée sous lequel ils sont vus à partir du centre.

Quant aux intensités d'échantillonnage adoptées, si l'on analyse l'ensemble des inventaires nationaux européens, elles varient de 0,1 ‰ à 5 ‰.

13.14.3. Nature des données récoltées et mode de récolte

Plusieurs types de données sont récoltées lors de la visite sur le terrain, en complément des informations extraites de documents cartographiques, photographiques ou encore administratifs ; elles concernent la localisation administrative et géographique des unités d'échantillonnage, les milieux de croissance (caractéristiques topographiques, pédologiques, phytosociologiques), le peuplement et les arbres qui le composent. Certains inventaires envisagent la récolte de données beaucoup plus spécifiques telles que : état sanitaire, opportunité de traitement sylvicole, nature d'éventuels dégâts ou défauts, importance de la régénération naturelle. Depuis une vingtaine d'années, sous l'impulsion des Conférences ministérielles européennes sur la protection des forêts pour mettre en place et assurer le suivi de politiques forestières axées sur la gestion durable des forêts, les pays ont largement fait appel aux inventaires forestiers nationaux pour évaluer la biodiversité végétale, estimer les stocks de carbone, les quantités de bois mort, etc. [KOESTEL et al., 1999 ; LECOMTE et al., 1999b ; RONDEUX, 1999 ; SANCHEZ et al., 2007 ; VAN DEN MEERSSCHAUT et VANDEKERKHOVE, 2000].

Les données, qu'elles soient qualitatives ou quantitatives, font de plus en plus l'objet d'encodages sur le terrain au moyen d'encodeurs portables ou de micro-ordinateurs (tablettes) «endurcis» spécialement conçus pour résister aux conditions de travail en milieu extérieur (Figure 13.14.1). On notera que cette modalité n'est pas le seul fait des inventaires nationaux mais qu'elle y retrouve sans doute davantage sa légitimité.



Figure 13.14.1 — Encodeur portable DURABOOK.

Le choix de recourir à l'encodage électronique est, entre autres, dicté par les objectifs suivants [RONDEUX et CAVELIER, 2001] :

- la possibilité de réaliser un gain de temps important au bureau par la suppression de l'encodage manuel et de la vérification subséquente du contenu des formulaires de terrain ;
- l'amélioration de la saisie des données, consécutive à la diminution des erreurs de transcription, à la réduction des oublis et à la mise en place de processus de contrôle de vraisemblance et de détection des erreurs ;
- l'interactivité ordinateur/opérateur permettant d'assister le travail de ce dernier sur le terrain (aide à l'encodage).

Le système en vigueur au sein de l'inventaire forestier régional du Sud de la Belgique [RONDEUX et LECOMTE, 2005] fonctionne sur un micro-ordinateur de terrain.

La conception du logiciel de saisie a été conçue dans l'esprit suivant :

- créer des écrans d'encodage simples, clairs et renfermant chacun un ensemble d'informations aussi spécifiques et homogènes que possible ;
- passer rapidement d'un écran à l'autre en vue d'assurer une concordance optimale entre les opérations de mesure et les observations, d'une part, et l'enregistrement des données, d'autre part ;

- apporter une assistance à l’opérateur pour diverses opérations de calcul, de choix ou de détermination automatique des valeurs ;
- assurer une bonne «ergonomie» au système en facilitant le passage d’une fiche à une autre à tout moment, en proposant des «listes déroulantes», choix multiples, ... ;
- effectuer des contrôles de vraisemblance et de cohérence de valeurs attribuées aux variables, des tests de validité de codes et de détection d’oublis. Des exemples d’écrans de capture de données en vigueur au sein de l’inventaire forestier national du Grand-Duché de Luxembourg [RONDEUX et al., 2014] sont présentés dans la figure 13.14.2.

Des applications complémentaires très intéressantes ont été rendues possibles grâce au soin apporté à la mise au point de l’interface de l’encodeur avec son système de validation et d’assistance à l’utilisateur. À titre d’exemple, on citera :

- la gestion des opérations de remesurage au sein des unités d’échantillonnage (lors de remesurages de placettes déterminées au temps $t + \Delta t$ on transfère dans l’encodeur toutes les données collectées au temps t et l’encodage des nouvelles valeurs se fait en regard des précédentes, ce qui permet la détection rapide de problèmes éventuels, oublis et invraisemblances, ...);
- la connexion de récepteurs GPS et le stockage en mémoire de fonds de cartes topographiques et d’images ou photos facilitent le repérage des points de sondage (via des plans de cheminement).

13.14.4. Traitement et exploitation des données

Le traitement consiste à opérer des réductions de données, des tris ou divers calculs à partir de bases de données. Parmi les opérations les plus importantes, il convient de citer l’estimation des volumes, des accroissements et des surfaces occupées. Dans l’ensemble, l’exploitation des données vise à fournir des informations telles que :

- surfaces couvertes par la forêt et réparties par types de propriétaires, par types de peuplements ou de formations boisées (voire arborées), par classes d’âge, par essences ;
- caractéristiques dendrométriques des peuplements : nombres de tiges, surfaces terrières et volumes à l’hectare, niveaux de productivité, composition des peuplements, accroissements divers ;
- qualités des arbres sur pied, classements par catégories commerciales ;
- etc.

Deux préoccupations essentielles apparaissent nettement chez les responsables d’inventaires nationaux : la présentation sous forme cartographique

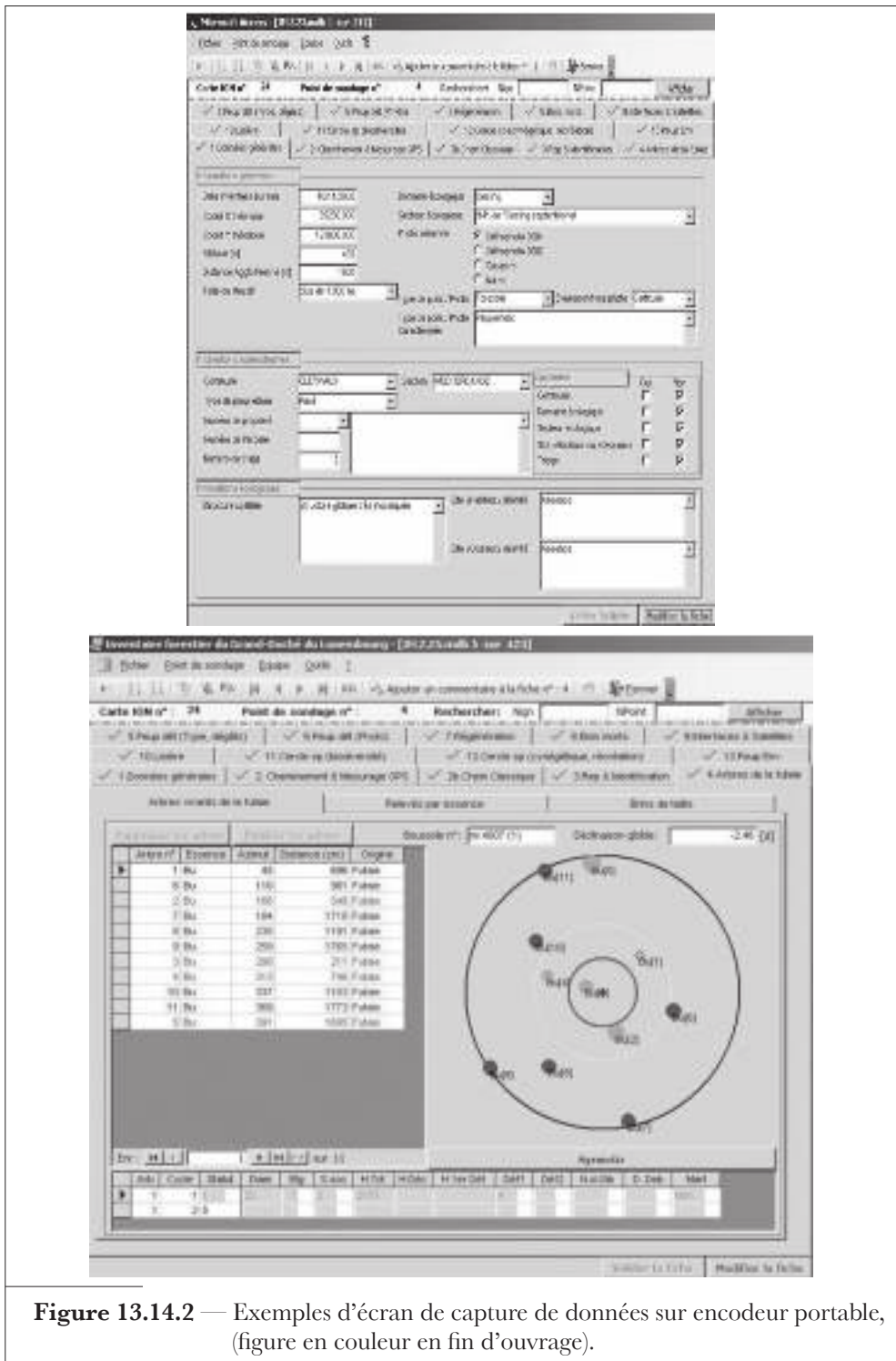


Figure 13.14.2 — Exemples d'écran de capture de données sur encodeur portable, (figure en couleur en fin d'ouvrage).

des résultats et l'exploitation optimale de toute l'information recueillie en vue de chiffrer la disponibilité future en matière ligneuse et d'appréhender son évolution à moyen et long terme (SIG et modèles de simulation permettent de pousser de plus en plus loin les investigations, ce qui est une formidable chance à saisir devant les si nombreux facteurs affectant la croissance et la résilience de la forêt).

13.14.5. Caractéristiques de quelques inventaires forestiers européens

À titre d'exemple, nous envisagerons de manière très synthétique les inventaires forestiers nationaux français et suédois. Ils ont incontestablement marqué, tout comme l'inventaire national autrichien, l'histoire des inventaires forestiers nationaux et servi de référence méthodologique à plusieurs d'entre eux. Nous évoquerons ensuite l'inventaire forestier wallon réalisé dans la partie sud de la Belgique.

L'*inventaire forestier national français* date du début des années 60 et a régulièrement évolué au cours du temps. Il s'appuie sur un échantillonnage à plusieurs phases.

Dans une première phase, on réalise une stratification sur photos aériennes (à partir d'un échantillonnage systématique de points) en vue de définir et d'analyser les formations à inventorier et d'obtenir une première évaluation de leur importance. Depuis 2004, la méthode d'inventaire réalisée jusque là par départements a été remplacée par une méthode de sondage systématique appliquée sur tout le territoire français (<https://inventaire-forestier.ign.fr/>).

Une seconde phase consiste en un échantillonnage aléatoire au sol et est destinée à compléter ou à rectifier l'information acquise lors de la photo-interprétation. Dans la pratique, cette phase se confond toujours avec la troisième phase relative à la récolte de données. Cette dernière se fait à partir de trois placettes circulaires concentriques ayant des rayons respectivement égaux à 6, 9 et 15 m destinés à mesurer les petits, moyens et gros bois.

Un quatrième inventaire portant sur la totalité du pays doit permettre d'identifier les disponibilités forestières régionales.

L'*inventaire forestier national suédois* est beaucoup plus ancien puisque sa première mise en œuvre remonte à une soixantaine d'années [RANNEYBY et al., 1987]. Cet inventaire, à caractère permanent, nécessite un cycle de 10 ans pour couvrir la totalité du territoire. Chaque année voit 1/10 de l'étendue réinventoriée.

Il repose sur un échantillonnage systématique mettant en œuvre des placettes disposées sur le périmètre de carrés (= *trakts*) ayant de 1,2 à 1,8 km de côté et répartis tous les 6.400 m le long de lignes de progression distantes les unes des autres de plusieurs kilomètres et disposées perpendiculairement à l'orientation des vallées. Le taux d'échantillonnage varie selon les régions (0,04‰ à 0,3‰); quant à la surface des placettes, elle est en moyenne d'environ 3 ares.

Cet inventaire a pris un virage méthodologique capital en adoptant le principe de l'échantillonnage avec remplacement partiel des unités (§ 13.12.4).

L'*inventaire forestier régional de Wallonie* (partie sud de la Belgique) dont les bases ont été jetées dans les années 80 et qui sert aujourd'hui d'assise à la mise en œuvre d'un inventaire permanent, visait à fournir en un minimum de temps une image aussi fidèle que possible de plus de 500.000 hectares de forêts caractérisées par un grand morcellement [RONDEUX, 1983b; 1983c].

L'objectif recherché était d'estimer les volumes du matériel ligneux sur pied sans préoccupation de l'accroissement et des disponibilités futures, de caractériser les surfaces occupées (types de peuplement, essences, âges, conditions écologiques) et de compléter les statistiques décennales peu utilisées et dont l'objectif principal était de fournir des indications sur l'évolution des surfaces boisées à partir des seules matrices cadastrales.

Cet inventaire à une phase (travail au sol) fait appel à l'échantillonnage systématique simple. Une grille de points placée sur cartes IGN au 1/25.000 fixe l'emplacement des unités de sondage distantes de 1.000 m dans la direction est-ouest et de 500 m dans la direction nord-sud. Chaque intersection de la maille comporte une placette unique (futaie, taillis) ou deux placettes concentriques (taillis sous futaie), à surface définie de 10 ares en peuplements feuillus et 2 ares en taillis, ou à nombre minimum de bois estimé (15 à 20) en peuplements résineux.

L'estimation des surfaces est réalisée par comptage de points (§ 8.2.3), les volumes sont calculés à partir de tarifs de cubage existants et valables pour toute la région concernée.

Les résultats obtenus en termes de surfaces et de volumes (à différentes coupes) sont fournis par entités administratives, par structures et types de peuplements, par classes d'âge ou, à la demande, selon de nombreux autres critères.

Une nouvelle méthodologie est en vigueur depuis 1994 [RONDEUX et LECOMTE, 2010]. L'inventaire Permanent des Ressources Forestières de Wallonie (IPRFW), ainsi dénommé, s'appuie sur un échantillonnage systématique au sol. En chaque point défini par la grille déjà évoquée, on installe une unité d'échantillonnage (Figure 13.14.3) dont le centre est matérialisé au

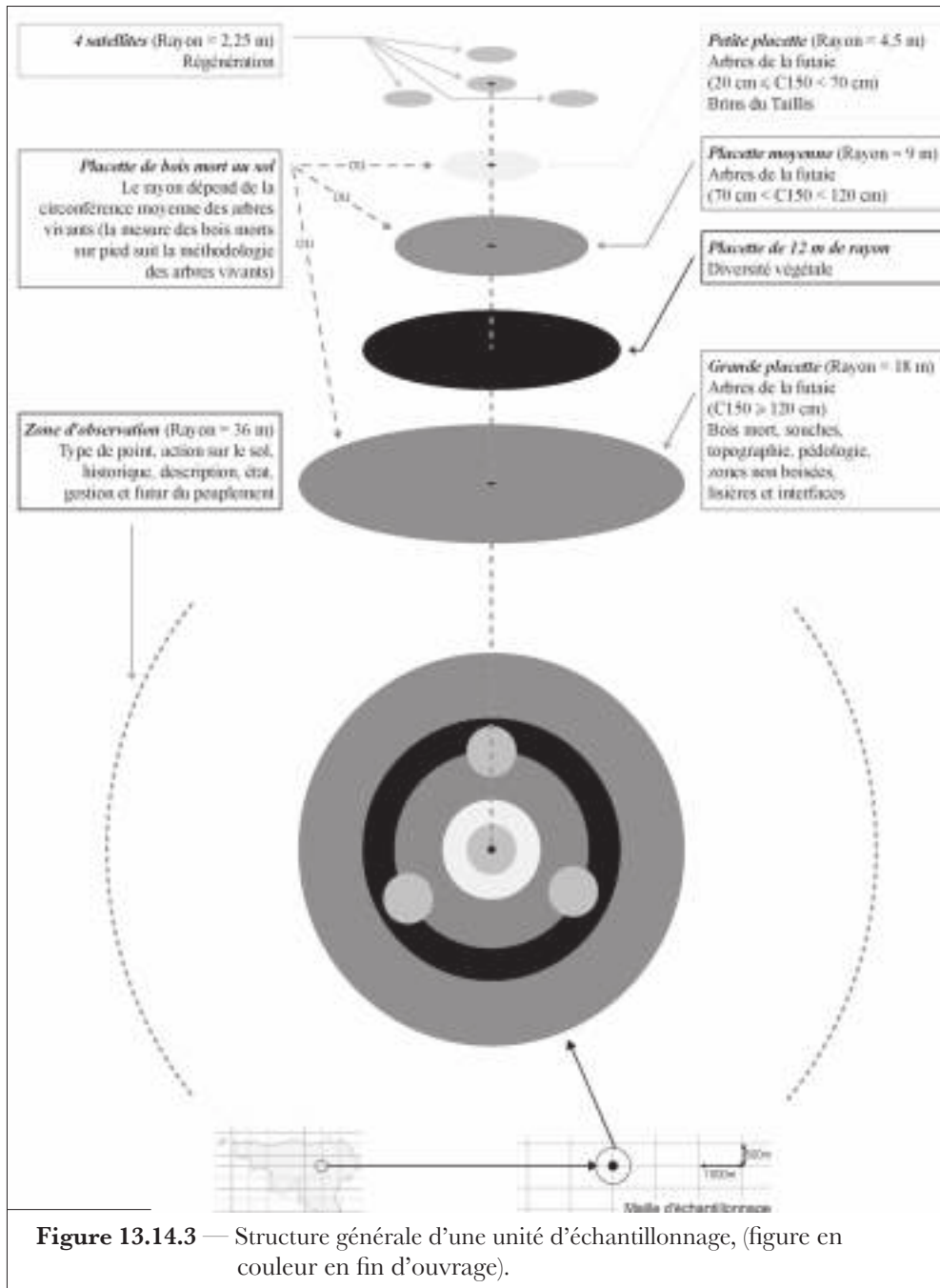


Figure 13.14.3 — Structure générale d'une unité d'échantillonnage, (figure en couleur en fin d'ouvrage).

moyen d'un piquet métallique. Cette unité est constituée de plusieurs placettes concentriques :

- une placette de 18 m de rayon (~ 10 ares) où sont sélectionnés tous les arbres de la futaie qui ont une circonférence supérieure ou égale à 120 cm ;
- une placette dont le rayon est égal à 9 m ($\sim 2,5$ ares) et à l'intérieur de laquelle on mesure tous les arbres dont la circonférence est comprise entre 70 et 119 cm ;
- une placette de 4,5 m de rayon ($\sim 0,63$ are) concernant les tiges dont la circonférence est comprise entre le seuil d'inventaire (20 cm) et 69 cm et servant également à inventorier le taillis ;
- quatre placettes de 2,25 m de rayon ($\sim 0,16$ are) – une au centre, les trois autres à une distance de 9 m du centre et à des orientations de 0° , 120° et 240° – dont l'objectif est l'étude de la régénération naturelle des peuplements selon des techniques adaptées à son stade de développement :
 - . pour les semis (hauteur inférieure à 1,50 m) on estime la surface occupée par la régénération,
 - . pour les fourrés (hauteur supérieure à 1,50 m et circonférence à 1,50 m inférieure à 10 cm) on procède à l'estimation de la surface occupée et au comptage des brins,
 - . pour les gaulis (circonférence à 1,50 m supérieure à 10 cm mais inférieure à 20 cm) on procède à l'estimation de la surface occupée et au comptage des brins.

En outre, sont aussi prises en compte :

- une placette de 9 m de rayon ($\sim 2,5$ ares) pour la mesure de bois morts au sol (contraintes : au moins 1 m de long et 20 cm de circonférence) ;
- une placette de 12 m de rayon ($\sim 4,5$ ares) destinée aux relevés de végétation ;
- une placette de 36 m de rayon (soit près de 41 ares), qualifiée de zone d'observation, au sein de laquelle on peut préciser la structure du peuplement, réaliser des observations sur l'état sanitaire des arbres et procéder à des observations plus générales en matière sylvicole et écologique.

Dans cet inventaire qui a une vocation permanente, tous les arbres sont repérés en orientation (azimut) et fixation (distance au centre). La périodicité de remesurage est d'environ 10 ans. Chaque année, un dixième du nombre total de placettes doit faire l'objet de nouveaux mesurages. Ce dixième est réparti systématiquement sur tout le territoire régional de sorte qu'il n'est pas nécessaire d'attendre la fin d'un cycle de mesures pour disposer de résultats pour l'ensemble. En outre, l'inventaire incorpore des observations et des mesures visant à intégrer des paramètres relevant du développement durable et plus particulièrement de la biodiversité (tapis herbacé, bois mort, ...) au tra-

vers de nouvelles variables ou de variables déduites, voire calculées, et s'adressant à des étendues pouvant dépasser le cadre de l'unité d'échantillonnage.

À la suite de l'étude méthodologique destinée à doter la Wallonie d'un inventaire forestier permanent, LECOMTE et RONDEUX [1992] ont analysé les méthodes d'inventaire actuellement en vigueur dans huit pays européens.

Il en ressort les quelques éléments suivants :

- l'inventaire adopté est le plus souvent du type systématique simple à maille carrée, à une phase ;
- une cartographie relative aux types de peuplements, au potentiel de production ou à tout élément facilitant l'interprétation des résultats est fréquemment réalisée ;
- les unités d'échantillonnage diffèrent d'un pays à l'autre : elles sont isolées ou regroupées en *trakts*, uniques ou multiples et concentriques, à surface définie, à surface non définie, à rayon variable ;
- les données récoltées sont souvent très complètes et concernent la situation de la placette, le milieu (topographie, sol, végétation), le peuplement (composition, aspect, couvert, état sanitaire, ...), les arbres (diamètres à différents niveaux, hauteurs, forme du houppier, épaisseur d'écorce, ...), les qualités des grumes, les accroissements, les coupes pratiquées, la biodiversité (importance du bois mort, strate herbacée, régénération, ...), le stock de carbone ;
- la permanence de l'inventaire est un fait acquis dans de nombreux pays et l'élargissement de l'inventaire forestier à un inventaire intégré des ressources est un souci de plus en plus apparent.

Le lecteur souhaitant avoir davantage d'informations sur les inventaires forestiers nationaux européens consultera avantageusement les remarquables synthèses élaborées à la suite de l'action COST E43-Harmonisation of National Forest Inventories in Europe : Techniques for Common Reporting au travers de deux ouvrages : «*National Forest Inventories. Pathways for Common Reporting*» [TOMPPPO et al., 2010] et «*National Forest Inventories : Contributions to Forest Biodiversity Assessments*» [CHIRICI et al., 2011].

INVENTAIRES RELATIFS À D'AUTRES PARAMÈTRES QUE LE BOIS

14.1. Introduction

Pour répondre aux besoins d'une gestion forestière appelée de plus en plus à tenir compte du rôle multifonctionnel de la forêt, le champ d'investigation des inventaires forestiers a largement dépassé celui de l'évaluation traditionnelle des ressources ligneuses liée à la fonction de production. C'est donc aussi à la connaissance et à la mesure d'éléments relevant des ressources forestières et de l'état de la forêt au sens large que beaucoup d'inventaires s'adressent également aujourd'hui. Ces inventaires peuvent être conçus pour évaluer tel ou tel élément de manière ciblée ou porter sur plusieurs d'entre eux, raison pour laquelle on les qualifie souvent de «multi-ressources».

Les sujets sont évidemment très diversifiés : ils peuvent concerner la végétation forestière, le sol, l'eau ou encore la vie animale. Nous nous limiterons volontairement ici à quelques aspects parmi les plus évoqués au contact de la dendrométrie et de la gestion des ressources forestières végétales, et dont une meilleure connaissance peut contribuer à affiner certaines prises de décision.

Nous envisagerons sur le plan méthodologique des inventaires visant à estimer la végétation basse (§ 14.2), les débris de bois à terre (§ 14.3) ainsi que le stock de carbone (§ 14.4). Nous reviendrons aussi sur l'estimation de la bio-

masse (§ 14.5) en complément de ce qui a déjà été sommairement présenté à ce sujet (§ 5.3).

14.2. Estimation de la végétation basse

Dans un inventaire forestier portant sur la végétation, on peut aussi s'intéresser aux espèces sans valeur marchande mais importantes à identifier quant à la qualité biologique d'un milieu : lichens, mousses, végétation herbacée, régénération, strate buissonnante. De même, une information quantitative sur ces éléments peut être utilisée en vue de mieux intégrer des paramètres écologiques dans les décisions d'aménagement au travers de mesures de protection/conservation ou encore, entre autres, de l'évaluation de la biomasse végétale et de la quantité de carbone stockée.

De nombreuses modalités d'échantillonnage sont disponibles pour couvrir toutes les matières évoquées. Elles peuvent évidemment se différencier selon les caractéristiques à estimer et qui concernent le plus généralement :

- la composition botanique ;
- la densité (nombre de sujets à l'unité de surface) ;
- le degré de recouvrement par espèces ou groupes d'espèces ;
- la fréquence (proportion d'échantillons au sein desquels une espèce est présente), et l'abondance (nombre de sujets par échantillon) ainsi que divers paramètres concernant plus spécifiquement la régénération (grosesse, hauteur, mortalité).

Pour des questions d'efficacité, il se justifie que ces inventaires soient intégrés à d'autres ou à des processus d'échantillonnage existants dans un contexte « multi-ressources ». Il est important qu'ils soient basés sur des mesures les plus objectives possibles et à la portée de personnes n'ayant pas nécessairement des connaissances approfondies en matière de systématique végétale. Ils devraient être appliqués durant la saison de végétation et ne devraient pas perturber la végétation dans le cas de placettes permanentes [O'BRIEN et VANHOOSER, 1983].

14.2.1. Estimation de la fréquence et de la densité d'espèces

La méthode la plus courante destinée à estimer la fréquence ou la densité de la végétation basse ou du sous-étage s'appuie sur des unités d'échantillonnage à surface définie de forme carrée ou circulaire et variable selon le type de végétation [BONHAM, 1989]. Pour fixer les idées quant à la taille de ces unités, les chiffres suivants peuvent servir de guides :

- tapis de mousse (0,01 à 0,1 m²);
- tapis herbacé et petits semis (1 à 2 m²);
- strate herbacée élevée et buissons de petite taille (4 m²);
- buissons de grande taille et petits arbres (10 m²);
- arbres (100 m²).

Il faut cependant garder à l'esprit que ce choix reste malgré tout assez subjectif. La dimension des individus et leur densité à l'unité de surface sont des critères importants à considérer [BONHAM, 1989; VAN DYNE et al., 1963], sans compter les éventuelles exigences de précision et/ou de temps.

14.2.2. Estimation de la couverture végétale

On peut s'intéresser au couvert d'un peuplement assimilé, par convention, à la surface du sol couverte par la végétation ou par une espèce végétale. Généralement ce recouvrement est exprimé par un pourcentage de surface qui suppose la connaissance d'une projection horizontale. Elle peut concerner différentes formes végétales appartenant à divers étages : plantes herbacées, mousses, buissons, arbres.

En fonction de celles-ci, différentes modalités d'estimation peuvent être appliquées. Pour un arbre, par exemple, on s'appuiera sur des mesures de houppier (moyenne de plusieurs rayons) et on l'assimilera à un cercle en projection au sol (§ 3.4.1). En ce qui concerne la végétation au sol, on peut procéder à une estimation visuelle portant sur de petites unités à surface fixe représentées par un maillage posé sur le sol (cadre en bois divisé en 100 loges carrées, par exemple) ou par une grille reportée sur photographies prises à une hauteur fixée constante au-dessus du sol. L'utilisation d'appareils photographiques digitaux et de logiciels d'analyses d'image permettent de réaliser ces estimations rapidement et facilement.

Il est évident que la disposition et la densité du maillage de ces grilles sur le sol ou sur des images sont fonction de la précision que l'on souhaite atteindre et de la variabilité de la variable (élément) pour laquelle une estimation du recouvrement est réalisée. Si l'on procède à des estimations visuelles, celles-ci présentent évidemment des inconvénients liés à l'observateur (source de biais) et à la variabilité observée entre différentes observations.

Plusieurs techniques basées sur «l'interception» des éléments à mesurer permettent de fortement réduire ces inconvénients.

- L'interception par *points* peut être réalisée en utilisant un système de tiges métalliques (aiguilles) verticales équidistantes montées sur un support posé sur le sol. Dans le cas d'un système comportant 10 aiguilles, pour une espèce

végétale X , le nombre d'interceptions ou de points de contact est exprimé en pourcentage de couvert (rapport entre le nombre d'interceptions et le nombre total d'aiguilles) qui peut être réparti par espèces. On peut évidemment, de la même manière, appliquer sur une photographie un quadrillage comportant, par exemple, 100 points disposés selon une maille carrée et utiliser le principe de l'estimation d'une surface par comptage de points (§ 8.2.3).

- La technique d'interception par *ligne* ou par *transect* porte sur la mesure de la longueur du transect intercepté par la projection horizontale d'une espèce. Le pourcentage de couverture PC est dès lors estimé par le rapport entre la somme des longueurs interceptées (l_i) et la longueur totale du transect (L).

Il s'écrit :

$$PC = 100 \frac{\sum l_i}{L}$$

Lorsqu'il s'agit d'arbres et d'éléments buissonnants larges et diffus, l'estimation de la longueur interceptée peut être malaisée et source de nombreux biais. On lui préfère alors une technique combinant transects et points. Les observations sont réalisées en regard de points équidistants sur le transect, ce qui revient à adopter le même principe que dans la méthode de l'interception par points.

- Une autre technique dérivée de la *méthode d'échantillonnage à probabilité proportionnelle à la dimension* est décrite par BONHAM [1989]. On se rappellera que la valeur de la constante C du relascope de BITTERLICH ou de tout autre matériel matérialisant l'angle critique (§ 8.7.2) résulte du rapport

$$C = a/b = d_i/R_i$$

a = largeur d'un élément vu à une distance d'éloignement b ,
 d_i = diamètre de l'espèce végétale i (ici arbre ou arbuste) visée,
 R_i = rayon critique.

On peut écrire que le pourcentage de couverture de chaque espèce végétale interceptée par la jauge d'angle est égal au rapport entre la surface du cercle dont le diamètre correspond à la longueur a et la surface du cercle dont le rayon correspond à la longueur b :

$$100 \frac{\pi(a/2)^2}{\pi b^2} = 100 \frac{\pi(d_i/2)^2}{\pi R_i^2} = 25 \frac{d_i^2}{R_i^2} = \frac{25}{K^2}$$

et si $K = 1/C = b/a = R_i/d_i$ est choisi comme étant égal à 5, alors chaque espèce intervient pour 1% de couverture. La couverture totale estimée résulte de comptages effectués sur un tour d'horizon complet.

14.2.3. Estimation de la régénération

En matière de gestion forestière, l'information relative à la régénération, en particulier naturelle, à son état et à son avenir est essentielle si l'on veut simuler l'évolution d'un peuplement ou des scénarios sylvicoles, déterminer des normes en futaies naturelles irrégulières ou encore estimer leur potentiel de production. Encore faut-il définir ce que l'on entend par régénération de manière à en fixer les conventions de mesure, d'autant que sa prise en compte peut relever d'objectifs parfois fort différents justifiant des modes d'inventaire adaptés.

Les éléments à inventorier peuvent être de jeunes plants, des semis issus de régénération naturelle, des pousses ou rejets, voire des jeunes arbres n'ayant pas encore atteint des dimensions mesurables.

Dans le cas de plantations, l'importance de la régénération est établie en se basant sur la densité de plantation à l'origine, soit :

$$N = X / L_1 L_2$$

- si N = nombre de plants à l'hectare,
 X = unité de surface = 10.000 m²,
 L_1 = distance entre plants dans une même ligne (en m),
 L_2 = distance entre lignes (en m).

De nombreuses définitions ou conventions existent. Dans la littérature américaine, par exemple, on réserve le vocable de semis aux sujets d'au moins 30 cm (1.0 ft) de hauteur, voire inférieure à 91,4 cm (3.0 ft) et n'atteignant pas 2,5 cm (1 in) de diamètre à 1,3 m et les jeunes recrues s'échelonnent de 2,5 cm à 12,4 cm (4,9 in), voire à 12,7 cm (5,0 in) de diamètre. Les variables récoltées portent généralement sur la hauteur, la grosseur, la vitalité, l'état sanitaire, le statut de la régénération (acquise ou non, soumise à la pression du gibier, etc.).

Quant aux méthodes d'échantillonnage développées, elles se réfèrent généralement aux modalités suivantes :

- comptage par placettes ;
- échantillonnage vertical ;
- méthode par quadrats.

- La méthode de *comptage par placettes* utilise de petites placettes à surfaces définies (circulaires ou carrées). Les placettes circulaires sont les plus utilisées, leur dimension varie avec la densité de la régénération et la quantité de la végétation compétitrice. On adopte généralement de très petites dimensions (moins d'un are) pour des raisons d'efficacité, car l'opération même de comptage et de repérage des sujets peut s'avérer très vite fastidieuse.

Le comptage réalisé placette par placette est une procédure expéditive. On peut en déduire le nombre moyen de sujets à l'hectare relevant d'une régénération acquise, mais elle ne permet pas de fournir la distribution de ces sujets par catégories de grosseur ou de hauteur, par exemple. Une manière d'y remédier est d'effectuer des mesures sur un sous-échantillon. L'analyse statistique des comptages moyens par localisation permet tout au plus de fournir des informations sur l'uniformité ou non de la distribution des individus à l'hectare, mesurée par le coefficient de variation.

Les comptages d'individus sont effectués par espèces et types de régénération. Quand les dimensions le justifient, des mesures de diamètres et de hauteurs sont également effectuées. Les densités sont ramenées à l'hectare via le facteur d'extension approprié (§ 13.3.5). Les seuls comptages sont souvent, afin d'enrichir l'information sur la régénération, complétés par l'estimation d'un indice d'hétérogénéité IH , assimilé au rapport de la variance à la moyenne estimée de la population de semis, soit :

$$IH = \delta^2/m$$

δ^2 et m représentant la variance et la moyenne du nombre d'individus comptabilisés par placette.

Plus cet indice qui exprime une distribution spatiale est faible, plus la répartition est régulière. Il est égal à 1 si les individus sont répartis aléatoirement et il est supérieur à 1 dans le cas d'une répartition par groupes.

- La méthode par *échantillonnage vertical* relève du principe de l'échantillonnage par point [EICHENBERGER et al., 1982]. À partir d'un point d'observation donné, il est réalisé par la projection d'un angle vertical sur les arbres situés dans un tour d'horizon de 360°. Les arbres faisant partie de l'échantillon sont ceux pour lequel l'angle de visée vers le sommet est plus élevé que l'angle projeté. Plus d'informations sur cette méthode et la manière de l'appliquer dans le cas de régénérations peuvent aussi être trouvées dans HUSCH et al. [2003].

- La méthode par *quadrats* se base sur l'évaluation de la distribution des sujets plutôt que sur la densité de ceux-ci. Le principe est de diviser une zone en petits carrés de dimensions telles qu'un arbre (semis acquis) par carré le couvre entièrement à maturité. Cela revient à faire l'hypothèse que, si la densité complète (à saturation) est de 2.500 sujets à l'hectare, la dimension de placette devrait être de $1/2.500 \text{ ha} = 0,04 \text{ ares}$ (4 m^2); l'espacement idéal (théorique) entre sujets étant alors de $\sqrt{10.000/2.500} = \sqrt{4} = 2 \text{ m}$. Dans l'hypothèse de quadrats «circulaires» dont la dimension serait aussi déterminée par l'inverse du nombre de tiges correspondant à la couverture complète par unité de surface, il est recommandé pour éviter tout biais (sous-estimation du pourcentage du couvert) de prendre comme rayon la valeur correspondant à la moitié de la diagonale d'un carré figurant la position des semis (e = espacement ou côté du carré).

Le nombre de quadrats à couverture « saturée » par rapport au nombre total de quadrats fournit le pourcentage de couverture (*stocking percentage*). Pour estimer le nombre de semis par unité de surface (Y) on peut ensuite utiliser une équation de régression de la forme :

$$Y = a_0 + a_1 X^2$$

où X = pourcentage de couverture.

Dans la pratique d'inventaires de gestion ou d'inventaires nationaux basés le plus souvent sur un maillage de points de sondage, l'utilisation de placettes concentriques est une alternative qui trouve tout son sens dans le cas de l'estimation de la régénération. Le recours à des placettes à surfaces définies s'avère mieux adapté à la maîtrise de la variabilité de la distribution très irrégulière de semis, car elle met en œuvre une probabilité de sélection proportionnelle à la densité. Dans une expérience relative à l'estimation de semis de genévrier en Oregon (USA) AZUMA et BEDNAR [2002] ont simulé un grand nombre de dimensions de placettes en faisant l'hypothèse d'une distribution de Poisson de la population des semis à inventorier. Ils ont montré que pour quatre rayons (2,1 ; 2,41 ; 3,37 et 5 m) et trois densités de semis (0,01 ; 0,02 et 0,03 sujets/m²), dans le cas d'une placette de 5 m de rayon, la probabilité de ne mesurer aucun semis est inférieure à 5 % et elle atteint 33 % pour une placette de 2,1 m de rayon.

D'autres méthodes consistent à utiliser des échantillonnages ne se référant plus à des surfaces définies mais à des distances (§ 13.13) exprimées comme suit :

- la distance d'un point choisi aléatoirement à l'arbre le plus proche ;
- la distance d'un arbre choisi aléatoirement à son plus proche voisin ;
- les distances d'un point choisi aléatoirement au premier, deuxième, ..., i^e arbre le plus proche.

Cette manière de procéder conduit à estimer le nombre de sujets à l'unité de surface et à caractériser leur distribution spatiale.

14.3. Estimation de débris de bois à terre

L'importance et la nature des débris de bois, y compris morts, sont utiles à estimer à divers titres : qualité et degré de conservation des habitats pour la vie faunique, diversité structurale d'une forêt, quantité de carbone stockée dans le bois mort, disponibilité pour des usages commerciaux [WADDELL, 2002].

HARMON et SEXTON [1996] suggèrent d'entendre par débris et détritux ligneux toutes les formes de bois mort sur le sol et dans le sol (souvent bois de racines ou brûlé). Le bois mort à la surface du sol peut évidemment être couché sur celui-ci et se présenter sous la forme de fractions fines ou grossières, ces

dernières étant représentées autant par du bois couché que par du bois sur pied (par convention la limite entre les deux étant fixée par un angle d'inclinaison de 45° par rapport au sol). Les souches peuvent aussi être prises en compte. Quant aux fractions fines, elles peuvent à leur tour concerner des éléments morts au sol ou présents sur arbres vivants ou morts (branches).

Les débris grossiers sont habituellement caractérisés par les dimensions minimales de 10 cm de diamètre au gros bout et de 1,5 m, voire 1 m de longueur [RONDEUX et al., 2012]. Quant aux débris plus fins, il est recommandé d'utiliser le seuil de 1 cm de diamètre comme limite inférieure pour estimer branches, racines et autres débris ligneux.

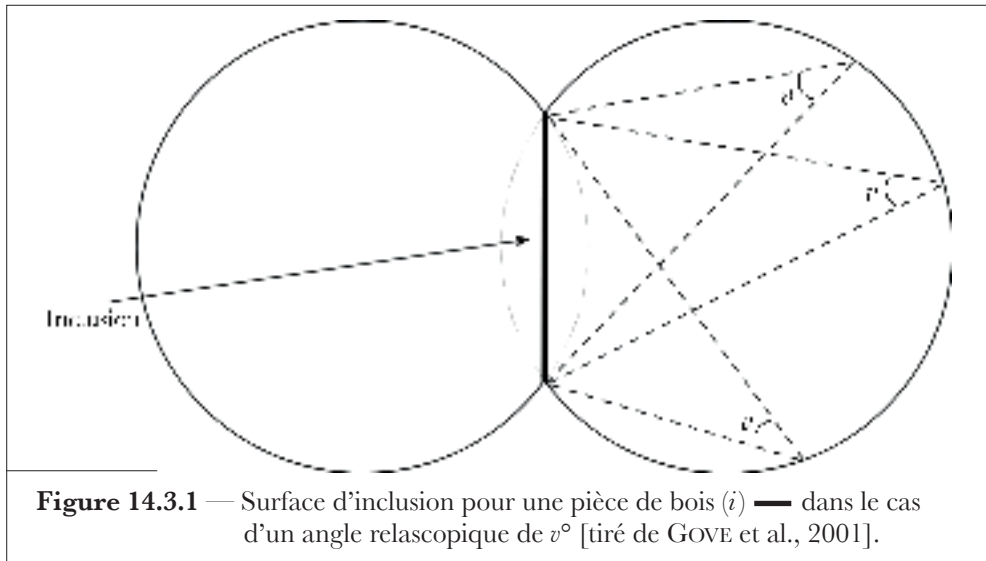
• *Quelques méthodes d'estimation*

Une *première méthode*, la plus simple et la plus expéditive, est de recourir aux placettes à surface définie. En fonction du type de forêt, celles-ci peuvent varier de 0,05 à 0,20 ha. Le volume des tiges à terre est calculé à partir des diamètres mesurés aux deux extrémités et de leur longueur (§ 4.4). Le volume des chandelles (arbres morts ou cassés sur pied et incomplets) est aussi estimé par cette voie ou via une formule basée sur la forme (décroissance, défilement) (§ 4.5.2) du morceau de fût. En ce qui concerne les fins débris, on peut procéder à des pesées afin de déterminer leur masse.

Une *seconde méthode* explicitée au paragraphe 13.11.3 et basée sur l'utilisation de transects linéaires est aussi envisageable. Elle a, par exemple, été mise à profit dans l'inventaire national suisse [BÖHL et BRÄNDLI, 2007] qui utilise trois transects de 10 m de long, décalés en orientation de 120° , partant du centre d'une placette circulaire de 5 ares et limités au périmètre de celle-ci.

D'autres méthodes mettant en œuvre le principe du relascope de BITTERLICH ont également vu le jour pour évaluer l'importance du bois mort jonchant le sol. GOVE et al. [2001] et STAHL [1998] détaillent une méthode appelée «Point Relaskop Sampling» (PRS), analogue à celle de l'échantillonnage horizontal par point (HPS) (§ 13.10.3). Dans le PRS, la jauge d'angle sert à viser des longueurs de bois à terre et à déterminer si elles font partie de l'échantillon ou non. L'angle de la jauge détermine un «facteur de carré de longueur» L de sorte que chaque pièce de bois retenue représente L «unités carrés» de carrés de longueur à l'unité de surface. Les pièces de bois sont sélectionnées avec une probabilité proportionnelle au carré de leur longueur, c'est comparable au cas de l'échantillonnage horizontal par point où les arbres sont sélectionnés avec une probabilité proportionnelle à leur surface terrière (soit aussi au carré du diamètre). Dans ce type d'échantillonnage, chaque pièce de bois a aussi une surface imaginaire qui lui est associée. Les raisonnements qui suivent partent de l'existence d'une *surface d'inclusion* matérialisée par l'inter-

section de deux cercles de même rayon construits sur la base de visées réalisées avec un angle v à partir de deux zones opposées par rapport à la pièce de bois i jusqu'à exactement « saisir » la longueur de cette pièce qui constitue en fait la corde commune aux deux cercles. La *surface d'inclusion* (Figure 14.3.1) est équivalente aux deux arcs correspondants. De la même manière que pour l'échantillonnage HPS, chaque point de sondage tombant dans l'aire d'inclusion, ici de la pièce de bois X , détermine la prise en compte de cette dernière.



L'estimation de la quantité de bois \hat{y} par unité de surface à partir d'un point d'échantillonnage où m pièces de bois ont été identifiées s'écrit :

$$\hat{y} = L \sum_{i=1}^m y_i / l_i^2$$

où :

- L = facteur de carré de longueur (tel que chaque pièce de bois échantillonnée représente $L \text{ m}^2$ ou carrés de longueur/ha) pour la jauge d'angle,
- y_i = quantité concernée (volume, nombre, biomasse, ...) de la pièce de bois i ,
- l_i = longueur (m) de la pièce de bois i .

Le principe relascope (jauge d'angle) peut être mis en œuvre (Figure 14.3.2) en utilisant une latte de bois et deux fils. Cette latte comporte deux clous espacés d'une longueur déterminée $2a$ telle que vue à une distance b , on réalise un angle α ($0^\circ < \alpha \leq 90^\circ$).

En un tour d'horizon complet, l'opérateur vise toutes les pièces de bois identifiables. Si leur longueur est supérieure à la largeur projetée de la jauge d'angle, elles sont retenues dans l'échantillon.

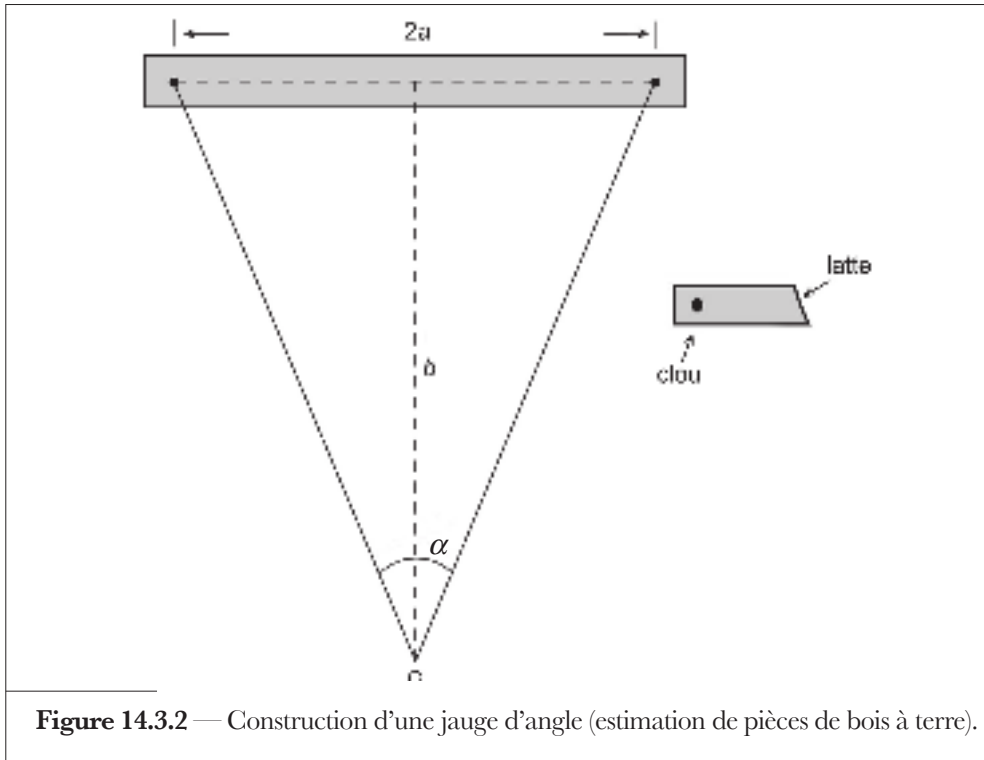


Figure 14.3.2 — Construction d'une jauge d'angle (estimation de pièces de bois à terre).

La surface d'inclusion S_i d'une pièce de bois i , pour une constante liée à la jauge d'angle θ , est déterminée par les relations suivantes :

$$\theta = \frac{\pi(1 - \alpha/180) + \sin \alpha \cos \alpha}{2 \sin^2 \alpha}$$

et

$$S_i = \theta l_i^2$$

Quant au facteur de carré de longueur par unité de surface (L_i , en m^2/ha) pour la pièce de bois i , il résulte de l'application d'un facteur d'extension égal à $10.000/\text{surface d'inclusion}$ et s'écrit :

$$L_i = l_i^2 \frac{10.000}{S_i} = l_i^2 \frac{10.000}{\theta l_i^2} = \frac{10.000}{\theta}$$

qui est une constante indépendante de la longueur de la pièce de bois. Dès lors, toutes les pièces de bois ont le même facteur de carré de longueur L dépendant de la valeur de la jauge d'angle.

Exemple 14.3.1 — Calcul du volume de pièces de bois au sol

En un tour d'horizon, quatre pièces de bois ont été identifiées comme faisant partie de l'échantillon PRS. Les mesures de leurs longueurs l_i (en m) et diamètres aux extrémités d_0 et d_f (en m) correspondent aux valeurs suivantes :

	l_i	d_0	d_f	v_i (m ³)
1	3,5	0,15	0,04	0,028
2	1,1	0,20	0,16	0,028
3	7,8	0,13	0,05	0,053
4	4,5	0,14	0,06	0,037

Les volumes v_i de ces pièces calculés à partir de la formule du tronc de cône (§ 4.4.1 et 4.4.2) font l'objet de la cinquième colonne du tableau ci-dessus.

Dans l'hypothèse d'une jauge d'angle construite sur le rapport $a/b = 1/4$ il vient que :

$$\alpha = 28,07 \text{ degrés}$$

$$\text{et } \theta = \frac{\pi \left(1 - \frac{28,07}{180} \right) + (\sin 28,07)(\cos 28,07)}{2 \sin^2 28,07}$$

$$= \frac{2,6517 + (0,4705)(0,8824)}{0,4428} = \frac{3,0669}{0,4428} = 6,9256$$

$$L = \frac{10.000}{6,9256} = 1.444 \text{ m}^2/\text{ha}$$

L'estimation du nombre de pièces de bois/ha résulte de l'expression :

$$\hat{N} = L \sum \frac{n_i}{l_i^2} = L \sum \frac{1}{l_i^2} = 1.444 (0,974) = 1.406$$

Quant au volume estimé par hectare, il est égal à :

$$\hat{V} = L \sum \frac{v_i}{l_i^2} = (1.444) (0,028) = 40,4 \text{ m}^3/\text{ha}$$

14.4. Estimation du stock de carbone

Compte tenu de l'importance de l'élévation du dioxyde de carbone contribuant au réchauffement de la planète, une attention particulière est de plus en plus portée aux mécanismes d'émission et de séquestration du carbone (HARMON, 2001 ; JOHNSEN et al., 2001). Les écosystèmes forestiers sont évidemment largement concernés. En conséquence, l'estimation du stock de carbone

incluant des mesures de la biomasse vivante (§ 5.3.2 et 5.3.3) ou morte (§ 14.3), sans compter le carbone présent dans le sol et dans la biomasse ligneuse souterraine, est devenue une préoccupation qui ne peut laisser indifférent.

Dans les lignes qui suivent, il sera surtout question de méthodes *indirectes* d'estimation au départ de données résultant d'inventaires par échantillonnage classiques et relatives à la biomasse et au bois mort. Pour fixer les idées, les estimations du stock de carbone nécessitent de réaliser une série de mesures telles que :

- estimation de la biomasse aérienne ligneuse à partir d'inventaires fournissant des volumes les plus totaux possibles (bois de tiges et de branches) obtenus via des équations de cubage appropriées et ensuite « transformés » en masses, de même pour les couvertures foliaires (§ 5.3.2) ;
- inventaire de la masse ligneuse constituée des souches et des racines ;
- estimation de la quantité de bois mort (§ 14.3) ;
- estimation du carbone du sol.

C'est bien évidemment les mesures relatives aux souches et aux racines ainsi que le carbone du sol qui posent le plus de problèmes.

Pour ce qui concerne les souches et les racines, seules des mesures beaucoup plus laborieuses portant sur l'analyse d'échantillons d'arbres de diverses dimensions, en ce compris sur leurs composantes souterraines, permettent d'étudier des relations entre la partie aérienne et la partie enfouie. La littérature fait état de nombreuses expérimentations [PARRESOL, 1999] où il s'avère que la biomasse ligneuse totale d'un arbre serait assez étroitement liée au diamètre à 1,3 m d selon l'équation allométrique classique (§ 5.3.3) qui s'écrit :

$$B = a_0 d^{a_1}$$

Une partie de la biomasse enfouie peut cependant aussi être estimée directement en prenant des carottes de sol pour évaluer l'importance des racelles et en creusant le sol pour échantillonner les racines les plus grossières.

Les racines de diamètres supérieurs à 5 mm peuvent ainsi être échantillonnées sur des volumes déterminés de sol et leur masse peut être extrapolée à l'unité de surface en notant toutefois qu'une sous-estimation notoire est observée faute de pouvoir effectuer des prélèvements sous la souche. Cette technique est complémentaire à l'extraction de la souche et des racines maîtresses, ce qui nécessite de devoir procéder à de véritables excavations.

Pour ce qui concerne le carbone du sol, le lecteur consultera entre autres les travaux de POST et al. [1999].

L'estimation du stock de carbone à partir d'inventaires forestiers [LATTE et al., 2013] implique donc de procéder à une série d'estimations issues de

relations entre volume de matière ligneuse et masse, d'une part, et entre masse et quantité de carbone, d'autre part.

Il convient donc de convertir tout d'abord le volume de bois frais (vert) en poids anhydre (§ 5.2.2 et 5.3.2). Ce poids anhydre (en kg/m³) est fourni par l'expression :

$$PA = \frac{100 \text{ (poids frais)}}{100 + (\% \text{ humidité})}$$

La quantité de carbone est obtenue en multipliant le poids de la biomasse par un facteur variant entre 0,45 et 0,55. En l'absence d'informations plus précises (par essence, par exemple), on utilisera le plus fréquemment le facteur de conversion de 0,50.

De très nombreuses études concernant le stock total de carbone en forêt ont été réalisées depuis les années 2000. Elles utilisent des «facteurs d'expansion de la biomasse» [BROWN, 2002 ; GRACIA et SABATÉ, 2002]. Le plus souvent, ce vocable intègre à la fois des facteurs de conversion du volume en quantités de masse sèche ou encore des quantités de masse sèche en quantités de carbone. Des facteurs d'expansion permettent d'extrapoler par exemple des volumes d'arbres à des volumes aériens ou souterrains ou encore des volumes de bois sec à la masse de matière sèche au-dessus du niveau du sol, etc.

À titre d'exemple, le raisonnement adopté par VANDE WALLE et al. [2005] pour estimer le stock de carbone (aérien et souterrain) des forêts belges au départ d'inventaires régionaux fournissant le volume de bois sur pied est le suivant.

Le carbone total CT (biomasse ligneuse aérienne et souterraine) est déterminé via la relation :

$$CT = (VT)(ID)(BEF1)(1 + BEF2)(CC)$$

VT = volume total sur pied (m³) fourni par les inventaires (généralement en bois fort tige ou bois fort total),

ID = infra-densité (t/m³) ou masse sèche de bois MSB (état anhydre) par unité de volume de bois frais (état saturé) (§ 5.2.2),

$BEF1$ = rapport entre la masse sèche aérienne (feuillage inclus) et la masse sèche totale de bois,

$BEF2$ = rapport entre la masse sèche aérienne et souterraine et la masse sèche aérienne,

CC = facteur permettant de passer de la biomasse à la masse totale (C) de carbone.

Cette formule peut évidemment être simplifiée pour s'écrire :

$$CT = (VT)(ID)(BEF3)(CC)$$

BEF^3 représentant le rapport entre la masse sèche aérienne et souterraine globalisée (MST) d'une part, et la masse sèche de bois (MSB), d'autre part.

À titre d'information, ces divers facteurs relatifs aux trois grandes essences que sont épicéa, hêtre et chênes sont repris dans le tableau 14.4.1.

Tableau 14.4.1 — Valeurs de ID , BEF^3 et CC pour épicéa, hêtre et chênes.

	ID (t MSB m ⁻³)			BEF^3 (t MST t ⁻¹ MSB)			CC (t C t ⁻¹ MST)		
	min	max	moy	min	max	moy	min	max	moy
Épicéa	0,34	0,45	0,38	1,50	2,00	1,75	0,40	0,51	0,50
Hêtre	0,55	0,72	0,56	1,50	1,75	1,67	0,44	0,51	0,49
Chênes	0,50	0,72	0,60	1,50	1,50	1,50	0,45	0,50	0,50

Si l'on souhaite inclure d'autres composantes de la biomasse telles que branches, racines, végétation herbacée, détritux divers, le poids du volume estimé par l'inventaire doit être multiplié par un facteur d'expansion sous peine d'avoir à analyser individuellement les quantités évoquées, ce qui est un travail irréaliste. Plusieurs études ont montré qu'en général des relations allométriques permettent d'estimer des facteurs d'expansion variant de 1,3 à 2,5 en fonction des espèces ligneuses, de l'âge des forêts, de l'arbre moyen des peuplements, etc.

Enfin, on peut aussi s'intéresser au carbone lié au bois mort et à celui contenu dans le sol (stock de carbone présent dans la litière (en relation avec les types d'humus) ainsi que dans le sol organique), soit la densité de carbone dans les horizons (DCH , en g m⁻²) impliquant de connaître la concentration de carbone dans les horizons (CCH en g g⁻¹) [COLINET et al., 2010], l'épaisseur (EH) et la pierrosité des horizons (PH) ainsi que la densité apparente des horizons (DAH en g m⁻³) [RAWLS, 1983].

La densité de carbone par horizon peut être estimée via la relation :

$$DCH = (CCH)(EH)(DAH)(1-PH)$$

14.5. Estimation de la biomasse du feuillage, des branches, de la souche et des racines

L'approche la plus directe pour évaluer la biomasse végétale aérienne est évidemment d'utiliser les données fournies par les inventaires relatifs à la matière ligneuse, même s'ils ne considèrent pas tous les compartiments de l'arbre. Ces inventaires ne peuvent répondre à toutes les questions inhérentes à l'estimation de la biomasse pour des raisons telles que [BROWN, 1997] :

- seuil d’inventaire souvent beaucoup trop élevé et excluant la prise en compte de petits bois pouvant représenter une part importante de la biomasse ;
- non-prise en compte d’essences non commerciales ou de sujets peu intéressants en matière de production ;
- absence de tables ou d’équations de cubage permettant de déterminer le volume total (grosesse fin bout de «zéro»).

Considérant par ailleurs que des composantes comme branches, ramilles, écorces, souches, feuillages, semis, rejets sont généralement exclus des estimations, le recours à des facteurs de correction s’avèrent indispensable. Ils résultent, le plus souvent dans ce cas, d’études ciblées [IPCC, 2006] et très lourdes à mener sur le plan opérationnel (abattages, déracinements, pesées, ...) en temps et mesures.

Des études spécifiques mettent, par exemple, en évidence sous forme d’équations de régression les relations entre la biomasse (masse à l’état anhydre) correspondant au feuillage, aux ramilles, voire aux parties souterraines d’un élément ligneux (arbre), et des variables explicatives telles que la grosesse à hauteur d’homme, la hauteur totale. Les équations sont une alternative aux relations utilisées pour convertir des résultats d’inventaire (exprimés en volumes) en kilos ou tonnes de biomasses. LANDIS et MORGEN [1975] utilisent une équation très simple du type :

$$B = a_0 + a_1 d^2$$

appliquée aux composantes tige, écorce, feuillage, branches du *Picea Engelman* et pour laquelle les coefficients de détermination sont supérieurs à 0,88.

SCHROEDER et al. [1997] ont développé des modèles destinés à l’estimation de la biomasse de feuillus et de conifères aux USA. Ils se présentent sous la forme suivante :

$$B = k_1 + [k_2 d^{k_3} / (d^{k_3} + a_1)]$$

où B = quantité totale de biomasse relative aux tiges, souches, branches, écorce et feuillage ;

k_1 = constante représentant une biomasse minimale par arbre ;

k_2 = constante représentant une biomasse maximale (asymptote) par arbre ;

k_3 = constante dans le cas des feuillus et un coefficient à estimer dans le cas des résineux.

L’approche est intéressante, d’autant que ces équations généralisées aux conifères et aux feuillus sont appliquées à des bases de données d’inventaires de services forestiers américains (est des USA) comportant des volumes estimés de matériel sur pied par classes diamétrales de sorte qu’il a aussi été possible de calculer des facteurs de conversion (rapports biomasse aérienne en arbres par hectare/volume sur pied) pour divers types de forêts.

WHARTON et GRIFFITH [1998] ont traduit les biomasses de ces composantes en pourcentages de la biomasse ligneuse totale d'un arbre (soit celle de la tige augmentée de celles relatives à l'écorce, aux branches, au feuillage, à la souche et aux racines).

Le tableau 14.5.1 fournit quelques-unes de ces valeurs moyennes [*in* HUSCH et al., 2003] pour des essences résineuses et feuillues par classes de dimensions (stades de développement).

Tableau 14.5.1 — Pourcentages (base poids sec) de biomasse feuillage, branches, souche, racines par rapport à la biomasse de l'arbre complet (*P*= arbres à feuillage persistant ; *C*= arbres à feuillage caduque).

Classes	Feuillage		Branches		Souches, racines	
	<i>P</i>	<i>C</i>	<i>P</i>	<i>C</i>	<i>P</i>	<i>C</i>
Perches	11,26	3,48	14,02	10,93	20,83	21,09
Petits sciages	9,60	2,68	14,10	9,91	20,30	20,13
Gros sciages						
≤ 53 cm diam.	8,60	2,24	14,27	9,32	20,32	19,43
≥ 53 cm diam.	7,68	1,75	14,57	8,60	20,40	18,44

Le volume *total* de l'arbre (tige + branches) est souvent à la base de l'estimation de la biomasse anhydre aérienne et souterraine via l'utilisation pour les feuillus et les résineux de coefficients de conversion tels que ceux préconisés par la CEE-ONU [1986]. Le tableau 14.5.2 présente les coefficients de passage entre volumes totaux, d'une part, et volumes ainsi que biomasses anhydres correspondant à diverses composantes des arbres, d'autre part.

Tableau 14.5.2 — Coefficients de conversion du volume total vers d'autres composantes exprimées en volume et en biomasse anhydre.

Composantes	Coefficients de conversion			
	Volume total ↓ Divers volumes (m ³ /m ³)		Volume total ↓ Biomasse (m ³ /t)	
	Résineux	Feuillus	Résineux	Feuillus
	Bois sous écorce	0,86	0,87	0,40
Écorce	0,14	0,13	0,35	0,35
Autres biomasses au-dessus du sol	0,30	0,40	0,40	0,55
Souches et racines	0,20	0,20	0,40	0,50

Des informations sur la masse volumique et la quantité de carbone ainsi que divers facteurs d'expansion sont aussi fournis par VANDE WALLE et al. [2005] pour diverses essences résineuses et feuillues permettant de passer de la biomasse totale à une autre, partielle. Le tableau 14.5.3 donne quelques valeurs moyennes pour les essences résineuses (pins, douglas, mélèzes, épicéas et autres résineux) et feuillues (hêtres, chênes, feuillus nobles, peupliers et autres feuillus). Ce tableau comporte les variables suivantes :

- D = masse volumique,
- MS = matière sèche,
- BT = biomasse totale,
- BA = biomasse aérienne,
- BS = biomasse souterraine.

Tableau 14.5.3 — Masses volumiques et rapports de biomasse moyens pour essences résineuses et feuillues.

	D (t MS m ⁻³)	BA/BT (t MS t ⁻¹ MS)	BS/BA (t MS t ⁻¹ MS)	$(BA + BS)/BT$ (t MS t ⁻¹ MS)
Résineux	0,44	1,30	0,18	1,69
Feuillus	0,54	1,32	0,23	1,53

APPORT DE LA TÉLÉDÉTECTION EN DENDROMÉTRIE

15.1. Introduction

La télédétection consiste principalement à acquérir des données provenant d'avions ou de satellites et de les interpréter en vue d'obtenir des informations aussi pertinentes et fiables que possible dans de nombreux domaines relevant de l'occupation de la couche terrestre. En matière forestière, elle sera mise à profit pour caractériser la végétation, décrire les surfaces forestières (statut, étendue, composition), les peuplements et quantité d'autres éléments y compris dendrométriques et ainsi permettre d'améliorer la gestion des forêts [ONF, 2011]. Les images aériennes et satellitaires, produits classiques de la télédétection, sont largement utilisées par les gestionnaires forestiers et popularisées par des applications telles que *Google Earth*. Leur qualité ne cesse de s'améliorer pour envisager, dans des limites réalistes, de supplanter certaines observations ou mesures effectuées au sol et de dépasser ainsi le rôle habituel d'aide en matière d'investigations relevant des seules approches réalisées sur le terrain.

L'évolution de la technologie est à ce point rapide que nous n'avons évidemment pas la prétention d'être en phase avec les dernières applications en cours ou prévues. Tout au plus souhaitons-nous sensibiliser le lecteur à l'extraordinaire potentiel que revêtira de plus en plus cette technique pour donner une nouvelle dimension à la mesure des arbres et des peuplements et à leur caractérisation.

La télédétection présente incontestablement un nombre d'avantages significatifs non remplis par les échantillonnages au sol pour ce qui concerne l'inventaire et le monitoring. Elle se caractérise par une acquisition très rapide d'observations, une mise à jour aisée des données, la production de très nombreuses cartes thématiques et la possibilité d'études d'étendues très vastes ou d'accès difficile. Elle fournit une vue d'ensemble des zones étudiées et des données pouvant être rapidement récoltées et relatives à la couverture d'un territoire dans des portions visibles et non visibles du spectre électromagnétique [SCHREUDER et al., 2004]. Les techniques de télédétection connaissent un développement spectaculaire et offrent un large panel de possibilités en matière de caractérisation de la ressource allant de la photo-interprétation (interprétation visuelle d'images/photos aériennes) à des techniques avancées d'analyse automatisée ou semi-automatisée d'images et de traitements statistiques [KÖHL et al., 2006]. La télédétection fait de plus en plus partie intégrante de la boîte à outils des concepteurs et des gestionnaires d'inventaires forestiers [NAESSET, 2002].

De manière très globale, nous tenterons de voir quelles sont les avancées dans le domaine de la télédétection et en quoi celle-ci peut aider le dendrométricien, étant entendu qu'elle ne remet nullement en question toutes les méthodes d'investigation au sol car la «vérité terrain» garde toute sa raison d'être. Pour traiter de cette matière, nous avons délibérément choisi de nous appuyer principalement sur un nombre limité de documents tels que ceux produits par BONNET et al. [2011 ; 2013] et DEDRY et al. [2015] ou accessibles par le biais de nombreux sites internet et dont la teneur correspond particulièrement bien à l'esprit de ce que nous souhaitons présenter.

Nous aborderons successivement et dans les grandes lignes les plateformes d'acquisition de données de télédétection (§ 15.2), les principes de base de la télédétection incluant les capteurs et les modalités d'utilisation des données de la télédétection (§ 15.3), avant de proposer un exemple d'application d'utilisation de données LiDAR (§ 15.4).

15.2. Les plateformes d'acquisition de données de télédétection

Les plateformes terrestres (voiture, quad, vélo et piéton) sont généralement limitées pour parcourir en continu, sur une période de temps restreinte, de grandes étendues. En revanche, les plateformes aériennes et spatiales répondent à cette exigence. Dans les lignes qui suivent, nous nous limiterons

donc aux applications de la télédétection à partir d'observations des forêts vues du ciel (« *bird's eye* »).

Le choix du type de plateforme aérienne ou satellitaire (drone, ULM, hélicoptère, avion et satellite) est quant à lui avant tout guidé par l'ampleur de la zone à étudier. Cette échelle d'investigation, qui va du local au global, peut être caractérisée sur le plan de l'espace forestier par des zones de plus en plus étendues : parcelle, unité de gestion, unité d'aménagement, région, pays, biome, globe. La plateforme à utiliser dépendra aussi de paramètres tels que : le type d'information à collecter, la résolution spatiale souhaitée (soit la taille des éléments de base d'une image = *pixel*), la fréquence de renouvellement de l'information, le coût d'acquisition et le traitement des données. Pour fixer les idées, la figure 15.2.1 présente la relation entre la résolution spatiale et l'échelle de la zone d'étude.

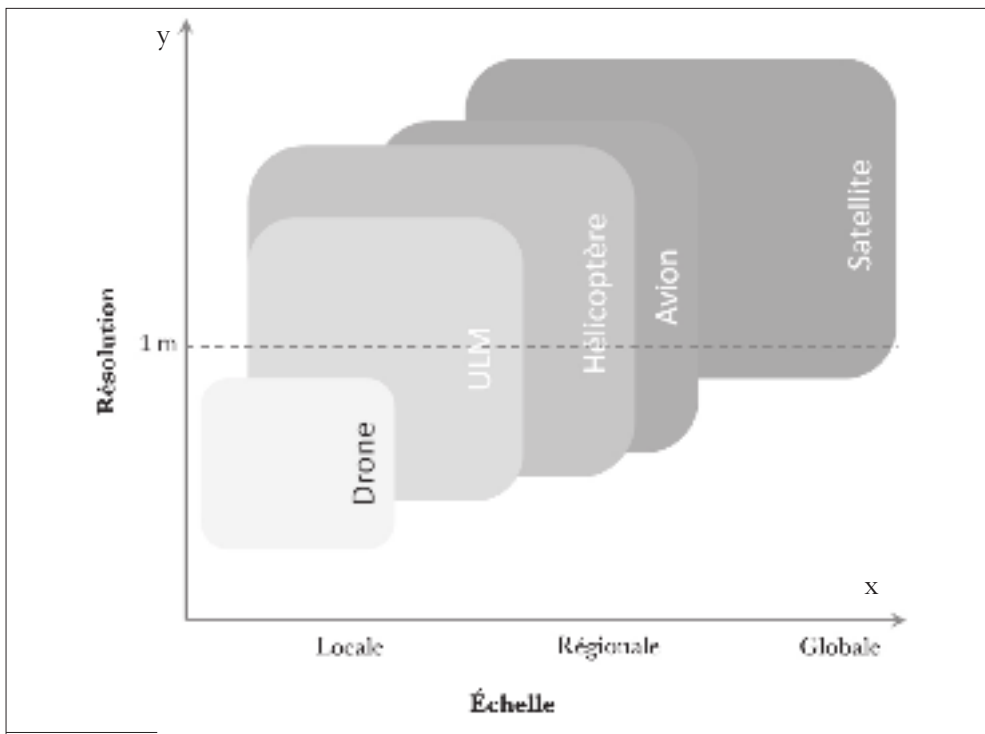


Figure 15.2.1 — Type de plateforme en fonction de l'échelle spatiale de la zone d'étude concernée ainsi que de la résolution (taille des pixels souhaitée). Les axes sont logarithmiques : plusieurs cm au début de l'axe y à plusieurs centaines de mètres à la fin de ce même axe.

15.3. Les principes de base de la télédétection

La télédétection permet d'obtenir à distance des images décrivant de manière assez détaillée des portions de la surface terrestre. Ces images ont la particularité d'être captées, transmises, stockées et analysées sous forme numérique. Dans les lignes qui suivent, nous considérerons successivement les types de capteurs, instruments de base de la télédétection enregistrant le rayonnement électromagnétique émis ou réfléchi par la surface du globe et les principales modalités d'utilisation des données télédéteectées.

15.3.1. Les capteurs

Les capteurs envisagés ci-après opèrent à partir de plateformes aériennes ou satellitaires. On distingue des systèmes de capteurs *passifs* et *actifs*.

Les capteurs *passifs* enregistrent le rayonnement naturel émis ou réfléchi par l'objet étudié suite à l'éclairement par le soleil. Ils acquièrent une information spécifique sur l'objet télédéteecté par la mesure de l'énergie électromagnétique qu'il émet ou réfléchit [JENSEN, 2007]. Le capteur ou senseur est un élément sensible qui recueille le rayonnement électromagnétique, il fournit un signal électrique proportionnel qui peut être mesuré. Les capteurs sont sensibles à des portions du spectre électromagnétique de longueurs d'ondes déterminées appelées «bandes spectrales». Certaines bandes spectrales ont plus d'intérêt que d'autres pour démarquer les objets télédéteectés. Pour la végétation, par exemple, l'énergie réfléchie est élevée dans le proche infrarouge suite à la structure interne des feuilles (épaisseur de la couche de cellules du mésophile lacuneux) qui influence le comportement des végétaux par rapport au rayonnement.

Les capteurs *actifs* ne dépendent pas de l'ensoleillement, il y a émission artificielle d'énergie ou d'un signal connu par le capteur lui-même vers l'objet et enregistrement du signal réfléchi (et émis) par la cible. Leur avantage est d'être moins dépendant des conditions météorologiques. En matière de caractérisation dendrométrique, les technologies RaDAR (Radio Detection and Ranging) et LiDAR (Light Detection and Ranging) sont en plein essor et donnent lieu à des applications de plus en plus ciblées et utiles.

15.3.2. La télédétection à l'aide de capteurs passifs

1° En quelques mots, on peut cataloguer les images numériques en termes de résolution spatiale et spectrale. À l'instar de l'échelle des photos aériennes, la résolution spatiale (aussi appelée *définition*) des images de télédétection numérique est un facteur important car, outre le type, la qualité et la quantité d'in-

formations pouvant être extraites, elle détermine aussi les outils numériques à employer. La résolution spatiale correspond à la dimension des pixels, unités qui déterminent les éléments de base d'une image numérique matricielle. Généralement, les images aériennes ont une résolution spatiale plus fine que les images satellitaires (Figure 15.3.1). Il va de soi que l'approche de niveaux de détails est d'autant plus grande que les pixels sont petits.

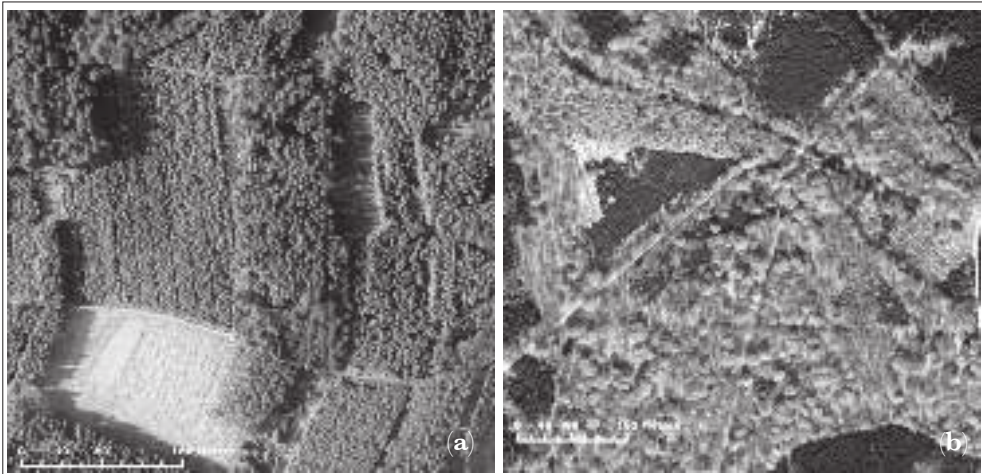


Figure 15.3.1 — Exemples d'interprétation de photos aériennes [tiré de BONNET et al., 2011]. (a) Image aérienne infrarouge fausses couleurs illustrant le contraste entre mises à blanc, plantations résineuses et peuplements feuillus. (b) Image aérienne vraies couleurs illustrant peuplements feuillus (vert clair) et résineux (vert foncé), (figure en couleur en fin d'ouvrage).

2° Les images peuvent aussi être distinguées en fonction des portions du spectre (décomposition du rayonnement électromagnétique en termes de longueur d'ondes associée, de fréquence ou encore d'énergie). Celui-ci enregistre le rayonnement émis ou réfléchi par la surface terrestre pour certaines gammes de longueurs d'ondes (une bande spectrale étant une portion déterminée du spectre électromagnétique). On identifie ainsi des images panchromatiques, multispectrales et hyperspectrales.

Les images panchromatiques ne comportent qu'une seule bande couvrant généralement le spectre visible et une partie de l'infrarouge ; elles sont affichées en noir et blanc ou niveaux de gris. Les images multispectrales sont constituées d'au moins trois bandes spectrales comprises dans le spectre du visible et éventuellement une ou plusieurs bandes dans le domaine du proche infrarouge. Les images hyperspectrales sont composées d'un grand nombre de bandes (généralement plus d'une centaine), étroites (≤ 10 nm) et contiguës.

En appliquant les trois couleurs de base (rouge, vert et bleu) sur les bandes spectrales qui leur correspondent, la composition de l'image affichée est dite de couleur réelle, sinon on parle d'image fausse couleur. Par exemple, une image «infrarouge fausse couleur» associe les bandes proche infrarouge, rouge et verte du capteur aux couleurs rouge, verte et bleue d'affichage. Cette composition colorée est régulièrement utilisée pour visualiser et interpréter la structure des peuplements forestiers.

15.3.3. La télédétection à l'aide de capteurs actifs

Nous envisagerons successivement les systèmes RaDAR et LiDAR en ce qui concerne leur principe de fonctionnement et cadre d'utilisation.

• *Le RaDAR*

Le système RaDAR qui nous intéresse ici est le RaDAR «imageur», c'est-à-dire un système qui émet des impulsions dans des longueurs d'ondes radio (longueur d'onde centimétrique) et qui mesure l'énergie rétrodiffusée. Ce système se distingue des systèmes RaDAR qui mesurent la vitesse ou la position d'éléments à un moment donné. Généralement embarqué sur un satellite, il est actif étant donné qu'il émet lui-même les ondes. Les avantages du RaDAR par rapport à l'imagerie optique sont :

- sa capacité à acquérir de l'information aussi bien la nuit que le jour et sous couvert nuageux ;
- sa capacité à pénétrer le couvert forestier ;
- sa sensibilité à la rugosité de la surface et aux propriétés diélectriques et d'humidités des objets.

L'information brute du RaDAR nécessite des prétraitements complexes avant l'obtention d'un produit géométriquement et radiométriquement exploitable pour l'extraction d'informations qualitatives et quantitatives de la forêt (par exemple : prise en compte de l'angle d'incidence de l'onde RaDAR et de la topographie du milieu). Le type d'information qui peut en être extrait dépend de la longueur d'onde λ émise par le système RaDAR (bande X : 2,5-4 cm, C : 4-7,5 cm, L : 15-30 cm, P : 30-100 cm) ainsi que de la capacité des antennes à émettre des ondes «polarisées» horizontale (H) et/ou verticale (V) et à distinguer l'information retour horizontale et/ou verticale.

L'estimation d'attributs dendrométriques est limitée par la saturation de la réponse du signal RaDAR. En effet, au-delà d'une certaine densité de biomasse aérienne de la forêt, la sensibilité du signal RaDAR diminue. Cette diminution de sensibilité est également fonction du type et de la structure des forêts étudiées.

• *Le LiDAR*

Le système LiDAR abordé ici est le système LiDAR aérien. C'est une technologie de télédétection active qui permet de caractériser la structure verticale de la forêt à des échelles allant de l'arbre individuel à d'immenses couvertures forestières. De ce fait, elle se caractérise par un haut potentiel d'utilisation en matière d'aménagement des forêts et de la mesure d'arbres ou de peuplements [EVANS et al., 2006; LIM et al., 2003; MCCOMBS et al., 2003].

Les premiers développements de ces systèmes lasers aéroportés datent des années 1970 (essais de la NASA). Le produit brut d'un survol avec un système LiDAR est un nuage de points en 3D. L'acquisition est réalisée par avion ou hélicoptère à une altitude souvent située entre 200 et 1.000 mètres, et dont la finesse est notamment liée aux caractéristiques techniques du vol et du capteur lui-même.

Dès les années 1990, les premiers systèmes LiDAR ont été utilisés en forêt pour déterminer des modèles numériques de terrain (§ 15.4) avec, par la suite, des préoccupations axées sur la classification des essences et la détermination de hauteurs moyennes de peuplements [PERSSON et al., 2002].

Leur principe de fonctionnement s'appuie sur la mesure du temps mis par une impulsion laser pour parcourir la distance aller-retour entre une plateforme aéroportée portant l'émetteur et le terrain représenté par la canopée par exemple. L'interaction entre les propriétés de la canopée (hauteur, densité) et les impulsions laser est gérée par le LiDAR de manière à décrire la structure 3D du couvert forestier. Chaque point du nuage correspond au point d'impact d'une impulsion laser avec un objet et est défini par ses coordonnées x, y, z . Les systèmes de mesure sont couplés à un mécanisme de balayage du faisceau laser de sorte qu'il est possible de couvrir très rapidement de très grandes étendues de territoire avec une densité élevée de points (de 1 à plus de 10 par mètre carré). En outre, la grande précision planimétrique et altimétrique (environ 30 cm) couplée au grand nombre d'outils informatiques capables de les traiter sont la source de beaucoup d'applications utiles en matière forestière. En tant que capteur actif, les capteurs LiDAR sont peu sensibles aux conditions météorologiques et peuvent opérer la nuit.

Principe d'acquisition des données

Le système comporte une unité de mesure, une centrale inertielle (IMU) et un GPS. Un scanner laser émet des impulsions, plus particulièrement dans le proche infrarouge, qui sont réfléchies ou partiellement absorbées en fonction de la nature du point de contact [GACHET et JUNOD, 2008]. La distance entre la source de laser et tout objet cible (sol, maison, arbre, ...) est déterminée

par le temps mis par chaque impulsion laser à effectuer le chemin aller-retour. À partir du temps ainsi mesuré il est facile de déterminer la distance L de la cible (une impulsion lumineuse se déplace à la vitesse V de 3.10^8 m/seconde et $L = V/\text{temps}$).

Connaissant la localisation précise de la source laser au moyen du GPS et la correction de son inclinaison grâce à la centrale inertielle, on peut calculer une position et une altitude pour chaque écho. Un fichier de coordonnées est alors produit. En forêt, du fait de sa structure, plusieurs échos sont enregistrés (canopée, sous-étage, sol, ...). En milieu boisé précisément, une toute première réflexion se fera sur la canopée, les autres sur les arbres du sous-étage et lorsqu'une partie du faisceau atteindra le sol. Selon les systèmes mis en œuvre, on pourra enregistrer le premier ou le dernier écho ou plusieurs à la fois jusqu'à aussi pouvoir obtenir plus de cinq retours pour une même impulsion.

Traitement des données

Les fichiers de données brutes comportent de très volumineux nuages de points qui peuvent être transformés en données *raster* (grilles régulières) (§ 8.4.1). Une méthode de classification des points bruts permet de séparer les échos au sol des échos sur les objets interceptés, de sorte que l'on peut générer un modèle numérique de terrain (basé sur les échos sol) et un modèle numérique de surface (basé sur les échos canopée, par exemple).

Apports pour la dendrométrie

Les apports pour la dendrométrie et la gestion forestière, au stade actuel des performances technologiques, concernent des éléments globaux parfois obtenus, selon les cas, via des relations appropriées entre éléments mesurables sur les sous-produits dérivés du nuage de points et éléments mesurables au sol. Les données LiDAR délivrent des informations forestières dans une gamme d'échelles allant de la résolution kilométrique à la résolution submétrique. En plus d'une modélisation du relief, ils fournissent une représentation de la structure de la végétation à différentes échelles spatiales et en trois dimensions.

Une très abondante littérature concerne les potentialités forestières actuelles et futures de cette technologie qui ouvrent des perspectives particulièrement intéressantes dans des domaines tels que :

- positionnement des lisières forestières ;
- délimitation de peuplements ;
- extraction des sommets et des longueurs de houppiers ;
- localisation et détermination de la hauteur d'arbres isolés ;
- approximation du volume et de la biomasse ;

- détermination de variables statistiques et d’indicateurs tels que : taux de boisement, longueur de lisières ;
- estimation de hauteurs d’arbres, de surfaces de couvert et de hauteurs moyennes des peuplements [ANDERSEN et al., 2006 ; BRANDTBERG et al., 2003 ; ROBERTS et al., 2005] ;
- analyse de la structure forestière et des types forestiers [DOUGLAS et al., 2003] ;
- classification de types d’essences (proportion feuillus/résineux) ;
- recensement et quantification de trouées au sein de peuplements [MATHYS, 2005] ;
- assistance à la mise en œuvre de protocoles d’inventaire, par exemple : échantillonnage à plusieurs phases (§ 13.8) [PARKER et EVANS, 2004] ;
- étude et quantification des flux de carbone en forêt [PANIZO et al., 2016].

En matière d’évaluation des ressources forestières, compte tenu du temps et des coûts consacrés et aussi du degré grandissant de finesse de certaines observations ou mesures à réaliser, il est évident que toutes les avancées technologiques de mises à disposition d’informations géoréférencées numérisées peuvent grandement contribuer à aider le gestionnaire dans ses démarches d’inventaire. Elles suggèrent d’aborder autrement la collecte de diverses caractéristiques dendrométriques au sol, eu égard à la nécessité de relier les observations effectuées sur images à la *réalité terrain*. La technologie LiDAR couplée à de nouvelles études dendrométriques réalisées *in situ* est à ce titre prometteuse. Ses coûts d’acquisition représentent cependant actuellement la principale limitation du développement de son usage à large échelle.

En ce qui concerne plus particulièrement les estimations de volume, elles peuvent être réalisées à partir de données de hauteurs d’arbres ou de peuplements se rapportant à une zone de l’image ou placette au sol pour autant que l’on ait préalablement établi une relation entre ces variables ou que l’on dispose de tables de cubage adaptées. On peut aussi imaginer d’inclure une autre variable explicative caractérisant la densité du peuplement exprimée par exemple par le taux de fermeture de la canopée [STEIMANN et al., 2013] ou encore la surface des cimes [NAKAI et al., 2010] issus de l’analyse de groupes de pixels contigus.

La capacité du LiDAR à capter la structure tridimensionnelle du couvert végétal a ouvert la voie à de nombreuses recherches portant sur la description et la quantification des milieux forestiers. En particulier, l’exploitation de données de LiDAR aéroporté a permis de fournir une réponse aux coûts importants inhérents à l’acquisition de données sur le terrain. La précision de variables dendrométriques dérivées de données LiDAR (principalement la hauteur) peut être considérée comme comparable, voire meilleure précisément dans le cas de la hauteur, à celle obtenue par des méthodes d’inventaire au sol [MALTAMO et al., 2009 ; NAESSET, 2002 ; SIBONA et al., 2016].

15.3.4. Modalités d'utilisation des données de la télédétection

De manière générale, les données télédéteçtées peuvent être utilisées en se basant principalement sur les trois grandes approches que sont : la photo-interprétation, la photogrammétrie et la classification numérique d'images.

La photo-interprétation relève de l'interprétation visuelle effectuée par un opérateur disposant de beaucoup d'expertise et d'entraînement à l'observation d'images aériennes ou satellitaires. Elle concerne l'occupation du sol et dans le domaine forestier l'identification, via des clés ou des nomenclatures appropriées, de types de peuplement, de structures, d'essences, de classes d'âge ou encore de stades de développement.

La photogrammétrie consiste en la mesure de distances basées sur le principe de la stéréoscopie. Elle s'appuie sur des logiciels permettant de produire entre autres des ortho-images et des modèles numériques de surface (MNS). Une ortho-image est une image qui a été corrigée pour éliminer les déformations liées à la prise de vue et au relief. En outre, comme elle est géoréférencée dans un système de projection défini, elle peut être superposée à d'autres cartes. Les MNS se présentent généralement sous forme d'images géoréférencées au sein desquelles chaque pixel contient l'altitude de l'enveloppe de l'objet (ou des objets) présent(s) au niveau du pixel. On les distingue ainsi des modèles numériques de terrain (MNT) dont les pixels comportent la valeur de l'altitude du sol.

La classification numérique a pour objectif d'exploiter toute l'information d'une image (homogénéité statistique de groupes de pixels) pour définir des classes d'une carte thématique. Plusieurs types de classification, opérée par ordinateur, sont à mettre en relation avec les différentes manières statistiques de regrouper les pixels en classes. Deux grands types sortent du lot : la classification *supervisée* (dirigée) et la classification *non supervisée* (non dirigée). Le processus de classification supervisée implique une plus grande intervention de l'utilisateur et suppose une connaissance (végétation, sol) *a priori* de certaines zones de référence, tandis que la classification non supervisée est le résultat d'une approche entièrement automatisée consistant à diviser l'image en classes statistiquement distinctives. Elle résulte d'une succession de classifications de plus en plus fines (processus itératifs d'affinage de zones échantillons) utilisant des algorithmes de classification.

Une fois les classifications d'images réalisées, il est important de procéder à un contrôle de leur qualité, c'est-à-dire aussi à la vérité terrain (observations effectuées au sol). On utilise aussi une «matrice de confusion» construite à partir de la confrontation des classes résultant de la classification automatisée avec celles correspondant à des données de référence.

15.4. Exemple d'utilisation des données LiDAR

À partir de données photographiques numériques à très haute résolution ayant subi un traitement destiné à éliminer les déformations d'une image (orthorectification), il est possible de construire une couche de référence au sein de SIG dans de nombreux domaines.

La production de ces photographies numériques corrigées génère une couche d'informations MNS, soit une couche raster constituée de pixels fournissant l'altitude du toit du couvert ou de la canopée d'une forêt. Le MNS est à la base de très nombreuses applications. Par exemple, il est possible de générer un MNC (Modèle Numérique de Canopée) par combinaison du MNS avec un MNT (Modèle Numérique de Terrain, soit une couche raster définissant l'altitude au niveau du sol) (Figure 15.4.1).

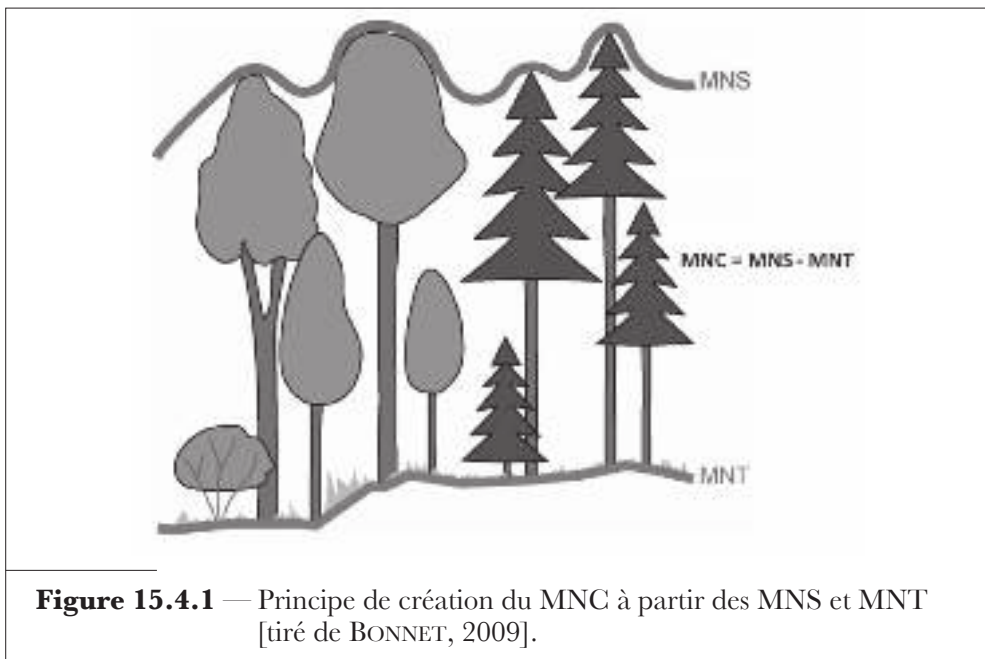


Figure 15.4.1 — Principe de création du MNC à partir des MNS et MNT [tiré de BONNET, 2009].

DEDRY et al. [2015] ont mis au point une méthode d'estimation de la hauteur dominante et du site index (§ 10.4.2) de peuplements résineux à partir du LiDAR aérien. Ils ont utilisé une couverture LiDAR basse densité (0,8 point/m² au sol) couvrant tout le territoire de la Wallonie (partie méridionale de la Belgique). Les produits utilisés à cette fin correspondaient à un modèle numérique de terrain et à un modèle numérique de surface qui, par soustraction, ont produit un modèle numérique de canopée correspondant à la hauteur des éléments télédétectés par rapport à la surface du sol.

Les données utilisées pour construire des modèles d'estimation de la hauteur dominante à partir de données LiDAR ont été extraites de la base de données de l'Inventaire Permanent des Ressources Forestières de Wallonie (plusieurs milliers de placettes) (§ 13.14.5). Pour chaque placette comportant des résineux d'âge connu, les arbres dominants ont été détectés à l'aide de la fonction *Canopy Maxima* du logiciel FUSION [McGAUGHEY, 2013] sur le MNC partant de l'hypothèse que les maxima locaux d'un MNC correspondent généralement aux apex des arbres.

Il est apparu que le LiDAR sous-estimait de manière significative la hauteur dominante (1,0 m pour l'épicéa et 1,3 m pour le douglas). Une hauteur dominante LiDAR a été calculée pour les différentes placettes, elle se réfère à la moyenne arithmétique des 100 plus hauts maxima par hectare.

Pour permettre une utilisation plus large des estimations fournies, les auteurs ont aussi mis en œuvre un *plugin* d'extraction automatique de données dans le système d'information géographique *open source* QGIS®. Celui-ci réalise de manière automatique une estimation de la hauteur dominante en appliquant la modalité d'estimation des hauteurs dominantes à des polygones définis par l'utilisateur, ces derniers étant censés correspondre à des limites de parcelles ou de peuplements (stockées sous format *shapefile*).

L'interface de l'outil comporte une liste déroulante d'options permettant d'affiner les estimations de hauteur et de fournir le site index en utilisant une équation mise au point par PERIN et al. [2013] et faisant intervenir la hauteur dominante estimée à partir du LiDAR ainsi que l'âge des arbres constituant le peuplement à la date d'acquisition des données LiDAR.

Cet exemple décrit comment un jeu de données LiDAR basse densité, acquis à une échelle régionale, peut être exploité pour caractériser la productivité de peuplements résineux équiennes. Dans cette application, l'intérêt du LiDAR aérien réside dans sa capacité à délivrer facilement des indicateurs utiles et à une échelle adaptée à la gestion des peuplements. Ce type d'approche devient un complément crédible aux inventaires par échantillonnage classiquement réalisés sur le terrain. Dans certains pays, le LiDAR est d'ailleurs déjà utilisé de manière opérationnelle pour des inventaires forestiers [MALTAMO et al., 2011 ; NÆSSET, 2007 ; WHITE et al., 2013 ; WOODS et al., 2011].

Outre les références bibliographiques auxquelles renvoie ce chapitre, le lecteur intéressé est aussi invité à consulter les documents de synthèse de GIRARD et GIRARD [1999] et de BOUREAU [2008] qui traitent de télédétection et d'interprétation de photographies aériennes.

EN GUISE DE CONCLUSION

Écrire un livre, c'est accepter à la fois, de vivre continuellement dans le doute et d'éprouver sa capacité à réaliser une synthèse portant sur un sujet alimenté non seulement par la littérature existante mais aussi par ses propres réflexions et son expertise personnelle. Le rééditer, c'est accepter d'être encore plus dans le doute, celui de ne pas décevoir et de remettre sans cesse l'ouvrage sur le métier. C'est de mesurer le temps qu'il faudra lui consacrer et se poser la question concomitante de la vitesse de vieillissement de la matière telle que présentée. C'est aussi accepter de voir à quel point internet a colonisé le monde, est rentré dans notre culture et aussi dans l'apprentissage du savoir et du rafraîchissement de nos connaissances. Et c'est, d'une certaine manière, enfin se poser la question de la pertinence d'une réédition. Nous avons été tiraillés par ce sentiment générateur d'inquiétude, pour finalement faire le choix de la réédition un peu par défi, mais aussi et surtout, pour guider et débroussailler le chemin de ceux qui ont une relation très étroite avec les nouvelles technologies de l'information. Notre souci a été d'accompagner ceux qui ont l'ambition de disposer de fondements utiles à la pratique d'une dendrométrie utile à toute perspective de gestion des ressources forestières.

Nous avons donc repris la trame des éditions précédentes, en les enrichissant de nouveaux chapitres et en privilégiant une approche «bottom-up» pour des raisons purement didactiques.

L'expérience engrangée au fil du temps nous a poussé à réviser un ouvrage abordant une grande diversité de thématiques, c'est-à-dire aussi un manuel destiné à appréhender un problème avec méthode, en suggérant des alternatives, et en aidant à gagner du temps ou à éviter de commettre des erreurs grossières.

* * *

La dendrométrie, science qui vise principalement à mesurer des arbres, ne se résume évidemment pas à ce seul aspect. Elle a pris au cours du temps de nouvelles orientations par le fait de la variété des sujets traités et des disciplines mises en œuvre, ainsi que par le haut degré de sophistication des techniques utilisées. Elle bénéficie des progrès technologiques non seulement en matière de récolte mais aussi d'exploitation des données. Elle participe également beaucoup plus des objectifs de la gestion et de la planification forestières et utilise à cette fin, les ressources extraordinaires de la télédétection aérienne et spatiale. Elle valorise la cartographie automatique et se préoccupe aussi de la modélisation de phénomènes liés à de nombreux compartiments de l'écosystème forestier et de sa dynamique. Ces différents points sont autant d'éléments porteurs de la dendrométrie de ce début de siècle, raison pour laquelle il nous a paru opportun de tenter d'établir un nouvel état des lieux et de partager un certain nombre de réflexions, que nous inspiront à la fois notre expérience personnelle et l'examen d'une littérature portant, pour l'essentiel, sur les 40 dernières années.

* * *

La récolte traditionnelle de données purement dendrométriques, telles que le diamètre et la hauteur ou d'autres composantes de l'arbre (Chapitres 1, 2, 3), a été au cours du temps l'objet de considérables développements liés à une instrumentation de plus en plus fine. Cependant, le fossé qui s'était creusé entre l'exploitation des données et leur collecte proprement dite s'est considérablement comblé avec l'émergence d'encodeurs portables, de dendromètres «all-in-one» et de systèmes automatisés (Chapitres 1, 2, 3, 4, 8, 9). Cette évolution ne s'arrêtera pas là et trouvera un champ d'activités allant de l'expérimentation très localisée à la gestion de plus en plus fouillée des peuplements forestiers ainsi qu'à la pratique d'inventaires forestiers ciblés, ce compris régionaux ou nationaux multiressources (Chapitre 13, 14, 15).

* * *

Après la récolte des données de base vient leur exploitation. Elle conduit à la construction de tarifs de cubage (Chapitre 6) en s'appuyant sur la détermination préalable de volumes d'arbres abattus (Chapitre 4). Elle concerne aussi l'estimation de biomasses (Chapitre 5), la caractérisation des peuplements et l'estimation de leur volume (Chapitres 7 et 8). Elle même enfin à l'élaboration de tables de production à sylvicultures variables (Chapitre 11), ayant laissé progressivement la place à de très nombreuses variantes de modèles (Chapitre 12). Ces différentes approches bénéficient de l'extraordinaire développement de l'informatique de même que, pour certaines d'entre elles, de l'utilisation des ressources de la télédétection (Chapitres 13 et 15).

Court-circuiter le temps ou le long terme, caractérisant la plupart des spéculations sylvicoles est, dans beaucoup de situations, et sous certaines conditions, rendu possible par la modélisation de la gestion et de l'évolution de la production des peuplements. Dans ce contexte, un des soucis majeurs du forestier, qui est de maîtriser le développement des peuplements inéquiennes mélangés, trouve aujourd'hui des ébauches de solution par la mise en œuvre de modèles d'arbres. Les différents modèles actuellement disponibles s'adressent à différents niveaux, qu'il s'agisse de l'arbre dans ses aspects qualitatifs très particuliers (modèles architecturaux) et quantitatifs (dépendants ou indépendants des distances), ou qu'il s'agisse de peuplements et de massifs forestiers à l'échelle régionale ou nationale dans le contexte de l'évaluation des ressources (Chapitres 7, 11 et 12). La recherche devra sans doute beaucoup plus se préoccuper de jeter des ponts entre ces divers niveaux de telle manière que le développement et la croissance des forêts, c'est-à-dire d'ensembles parfois hétérogènes de peuplements, puissent être plus complètement modélisés. Les modèles constituent indéniablement de remarquables outils d'aide à la gestion forestière, mais les méthodes et les hypothèses mises en œuvre pour les construire nécessitent encore d'être approfondies. Ils devront toujours réussir l'épreuve difficile de validation avant de pouvoir être transposés sur le terrain.

À côté de ces évolutions notoires, la mesure en forêt s'est aussi très largement intéressée à des composantes autres que les arbres et la matière ligneuse. Changements climatiques, biodiversité, stockage du carbone, approche multifonctionnelle de la gestion forestière ont depuis la fin du siècle dernier fait une apparition en force dans les préoccupations du dendrométricien dès lors porté à élargir son champ de réflexion à d'autres domaines, soit en transposant des techniques éprouvées, soit en innovant et surtout en jetant des ponts avec d'autres disciplines.

* * *

Qu'il nous soit permis de rappeler ici que la philosophie de conception et de contenu de «*La mesure des arbres et des peuplements forestiers*» privilégie une approche «bottom-up», partant de tous les éléments concernant l'objet à mesurer, soit l'arbre et le peuplement, pour les situer ensuite dans un cadre spatio-temporel de plus en plus large ainsi que dans une optique relevant de la «gestion des ressources».

La manière d'organiser et de hiérarchiser les chapitres proposés participe d'une volonté assumée d'aborder les sujets qu'ils traitent de manière progressive. Partir de l'arbre et de ses caractéristiques, les définir et proposer des méthodes argumentées de mesure (récolte de données), le suivre ensuite

au cours du temps, puis transposer au peuplement en suivant la même logique : approche statique ou caractérisation d'un état à un moment donné (Chapitres 7, 8) puis approche dynamique ou évolution au cours du temps (Chapitre 9). Une fois ces éléments identifiés et les modalités d'investigation explicitées vient l'évidente connexion avec l'utilisation des données pour voir comment on peut déterminer l'évolution d'un ensemble, organisé ou non, d'arbres au travers de modèles impliquant une très bonne connaissance de l'organisation et de la dynamique des peuplements (Chapitres 7, 10, 11 et 12).

Quitter la sphère classique de l'arbre, en tant qu'élément principal de l'écosystème forestier, oblige par conséquent à considérer d'autres composantes, à identifier la manière de les qualifier et de les quantifier : la végétation basse, le sol, la biomasse, la biodiversité végétale, le carbone stocké, etc. (Chapitres 5 et 14). Et enfin, pour être complet, un changement d'échelle s'impose (cas des inventaires nationaux), à savoir analyser la forêt sur des dizaines ou milliers d'hectares, car si l'on se réfère aux enjeux sociétaux impliquant la forêt, il convient de pouvoir analyser celle-ci et appréhender, au travers de techniques au sol ou issues de la télédétection, son état et surtout son évolution (Chapitre 13). Sur ce dernier point, que le lecteur plus exigeant nous pardonne. L'utilisation de la télédétection et des ressources de cet important levier de connaissances n'a été qu'effleurée (Chapitre 15). C'est un autre domaine en soi qui demande une autre expertise et un très grand suivi tant cette problématique est en continuelle et prodigieuse évolution.

Si la dendrométrie occupait une place assez strictement définie au service de la mesure des arbres, qu'il s'agisse de leur volume ou de leur accroissement, elle a progressivement été mise à contribution pour aider à résoudre d'autres problèmes relevant par exemple beaucoup plus de l'écologie, de la gestion des peuplements forestiers, de l'économie et de la génétique forestière. Elle reste un allié précieux pour affiner de nombreuses démarches ou caractériser des opérations sylvicoles, en particulier dans le cadre de sylvicultures intensives.

La dendrométrie est, par exemple, de plus en plus impliquée dans les autres disciplines forestières chaque fois qu'il est question de la production et de son estimation, mais aussi d'aménagement, de gestion des ressources et de réalisation d'inventaires à diverses échelles. C'est ainsi que ces derniers, qu'ils soient de gestion, locaux ou nationaux, s'inscrivent parfaitement dans une démarche plus générale: celle de l'extraordinaire apport d'imageries du type LiDAR, de l'exploitation des SIG («Systèmes d'Information Géographique») renforcés par l'utilisation courante de GPS («Global Positioning System») (Chapitres 8, 13 et 15) qui apportent la composante spatiale à des systèmes

informatisés de gestion de l'information complètement intégrés et optimisés pour stocker, retrouver et mettre à jour des données utiles aux prises de décision.

* * *

La dendrométrie met en œuvre un ensemble de plus en plus diversifié de méthodes et de techniques parmi lesquelles nous avons opéré des choix dictés par les types de problèmes ou de questions auxquels les gestionnaires et chercheurs forestiers sont le plus souvent confrontés. Les choix retenus sont présentés de manière à concerner le plus grand nombre possible d'utilisateurs et d'une certaine manière aussi à orienter leurs recherches dans le labyrinthe des ressources internet.

De par l'ampleur du sujet qu'il a l'ambition d'aborder, le contenu du manuel est forcément incomplet et peut parfois s'avérer souffrir d'un manque de mises à jour, plus particulièrement pour les matières les plus spécialisées évoluant très rapidement, à l'instar des modèles de croissance et de gestion ou encore de l'exploitation de données issues de la télédétection spatiale, complétant et enrichissant une dendrométrie basée sur des observations et mesures réalisées au sol. Aussi notre souci constant a-t-il été de nous focaliser sur tout ce qui pouvait permettre de comprendre la philosophie même de l'utilisation d'une technique ou d'une méthode et d'autant plus si elle s'appuyait sur des algorithmes ou applications informatiques pas toujours transparents.

Il est donc très important que l'utilisateur identifie ou fixe clairement les objectifs à poursuivre et qu'il emprunte les chemins les plus pertinents pour arriver à trouver les solutions les plus appropriées aux questions posées.

Puisse le présent ouvrage, bâti sur la trame des éditions précédentes, l'aider dans cette voie et lui permettre de mieux comprendre et de résoudre nombre de problèmes relevant de ce que nous avons continué d'appeler « *La mesure des arbres et des peuplements forestiers* » mais qui dans les faits couvre bien d'autres thématiques directement ou non liées.

Jacques Rondeux
jrondeux@uliege.be

INDEX BIBLIOGRAPHIQUE

Nota – Toutes les publications de l’auteur sont accessibles via le site :
orbi.uliege.be

A

- ABADIE J. & AYRAL P. [1956]. Méthode de calcul du volume des peuplements sur pied dans les places d’essais de sylviculture. *Ann. Ec. Natl. Eaux Forêts*, **15**, 1-135.
- ABETZ P. & MERKEL O. [1962]. Zur Genauigkeit der Baumhöhenmessung mit dem Höhenmesser von Blume-Leiss. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **133**, 277-285.
- ADAMS D.M. & EK A.R. [1974]. Optimizing the management of unevenaged forest stands. *Can. J. Forest Res.*, **4**, 274-287.
- ALDER D. [1980]. *Estimation des volumes et accroissements des peuplements forestiers. Vol. 2 : Étude et prévision de la production.* Forêts 22/2, Rome, FAO, 229 p.
- ALDERWEIRELD M. [2008]. Accord cadre : Recherche et Vulgarisation forestières 2004-2009. Thème 3 : Outils d’aide à la décision et à la gestion forestière. Rapport annuel détaillé – Juin 2008. Faculté universitaire des Sciences agronomiques de Gembloux, 56 p.
- ALEMDAG I.S. [1978a]. *An analytical look at the log volume formulas.* Ottawa, Ontario, Forest Management Institute, Canadian Forestry Service, 17 p.
- ALEMDAG I.S. [1978b]. *Evaluation of some competition indices for the prediction of diameter increment in planted white spruce.* Information Report FMR-X-108. Ottawa, Ontario, Forest Management Institute, Canadian Forestry Service, 39 p.
- ALEMDAG I.S. [1980]. *Manuel de collecte et de traitement des données pour l’établissement des relations de la biomasse forestière.* Rapport d’information PI-X-4. Institut forestier national de Petawawa, Service canadien des forêts, 40 p.
- ALEMDAG I.S. [1983]. *Biomasse des parties marchandes et non marchandes de la tige.* Rapport d’information PI-X-20F. Institut forestier national de Petawawa, Service canadien des forêts, 20 p.
- ALEMDAG I.S. [1988]. A ratio method for calculating stem volume to variable merchantable limits and associated taper equations. *For. Chron.*, **64**, 18-26.
- ALTHERR E. [1960]. Die Genauigkeit verschiedener Verfahren der Sektionierung in absoluten und relativen Schaftlängen. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **131**, 226-236.
- ANDERSEN H.E, REUTEBUCH S.E. & MCGAUGHEY R.J. [2006]. A rigorous assessment of tree height measurements obtained using airborne LiDAR and conventional field methods. *Canadian Journal of Remote Sensing*, **32**, 355-366.

- ANDREASSEN K. & TOMTER S.M. [2003]. Basal area growth models for individual trees of Norway spruce, Scots pine, birch and other broadleaves in Norway. *For. Ecol. Manag.*, **180**, 11-24.
- ARNEY J. [1972]. *Computer simulation of douglas-fir tree and stand growth*. Ph. D. Thesis. Oregon State University, 79 p.
- ARONOFF S. [1989]. *Geographic information systems: A management perspective*. Ontario, Ottawa, WDL Publications, 294 p.
- ASRAR G., FUCHS M., KANEMASU E.T. & HATFIELD J.L. [1984]. Estimating absorbed photosynthetic radiation and leaf area index from spectral reflectance in wheat. *Agron. Journal.*, **76**, 300-306.
- ASSMANN E. [1959]. Höhenbonität und wirkliche Ertragsleistung. *Forstwiss. Centralbl.*, **78**, 1-64.
- ASSMANN E. [1961]. *Waldetragskunde*. München, BLV Verlagsgesellschaft, 490 p.
- ASSMANN E. [1970]. *The principles of yield study*. Oxford, Pergamon Press, 506 p.
- ASSMANN E. & FRANZ F. [1965]. Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. *Forstwiss. Centralbl.*, **84**, 13-43.
- ASSMANN E. & FRANZ F. [1972]. *Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern*. 1963.2. Aufl.-Forstl. Forschungsanst., Inst. für Ertragskunde, 104 p.
- AUBRY S., BRUCIAMACCHIE M. & DRUELLE P. [1990]. L'inventaire typologique : un outil performant pour l'élaboration des aménagements ou plans simples de gestion. *Rev. For. Fr.*, **62**, 429-444.
- AUCLAIR D. & METAYER S. [1980]. Méthodologie de l'évaluation de la biomasse aérienne sur pied et de la production en biomasse de taillis. *Acta Oecol. Oecol. Appl.*, **1**, 357-377.
- EVERY T.E. [1975]. *Natural resources measurements*. 2nd ed. New York, McGraw-Hill, 339 p.
- EVERY T.E. & BURKHART H.E. [1983]. *Forest measurements*. 3rd ed. New York, McGraw-Hill, 331 p.
- EVERY T.E. & BURKHART H.E. [2002]. *Forest measurements*. 5th ed. Boston, McGraw-Hill, 456 p.
- AZUMA D.L. & BEDNAR L. [2002]. A method for evaluating fixed-radius plot size when sampling western Juniper seedlings and saplings. *West. J. Appl. For.*, **17**, 207-208.

B

- BADOUX E. [1939]. De l'influence de divers modes et degrés d'éclaircie dans les hêtraies pures. *Mitt. Schweiz. Anst. Forstl. Versuchswes.*, **21**, 59-146.
- BAILEY G.F. [1970]. A simplified method of sampling logging residues. *For. Chron.*, **46**, 288-294.
- BAILEY R.L. & DELL T.R. [1973]. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. *For. Sci.*, **19**, 97-104.
- BAILEY R.L. & CLUTTER J.L. [1974]. Base-age invariant polymorphic site curves. *For. Sci.*, **20**, 155-159.
- BARTET J.H. [1976]. *Construction de tables de production à sylviculture variable pour l'épicéa dans les Alpes du Nord*. Document n° 76-2. Fontainebleau, Office National des Forêts, Section Technique, 145 p.
- BARTET J.H. & PLEINES W. [1972]. Simulation de l'évolution de forêts régulières en fonction du traitement sylvicole. *J. For. Suisse*, **123**, 667-695.

- BARTET J.H. & BOLLIET R. [1976]. *Méthode utilisée pour la construction de tables de production à sylviculture variable*. Document n° 76-9. Fontainebleau, Office National des Forêts, Section Technique, 90 p.
- BARY-LENGER A., EVRARD R., GATHY P. & KIMUS J. [1983]. *L'expertise et la gestion financière des propriétés forestières*. Liège, Vaillant-Carmanne, 192 p.
- BASKERVILLE G.L. [1972]. Use of logarithmic expression in the estimation of plant biomass. *Can. J. Forest Res.*, **2**, 49-53.
- BATTAGLIA M. & SANDS P.J. [1998]. Process-based forest productivity models and their application in forest management. *For. Ecol. Manag.*, **102**, 13-32.
- BAUMANN H. [1955]. Rationele Stichprobenverfahren in der Forsteinrichtung. *Allg. Forst-Jagdztg.*, **126**, 11-22.
- BAUWENS S., BARTHOLOMEUS H., CALDERS K. & LEJEUNE P. [2016]. Forest inventory with terrestrial LiDAR: a comparison of static and hand-held mobile laser scanning. *Forests*, **7**(127), 17 p. (doi: 10.3390/f7060127).
- BEERS T.W. [1969]. Slope correction in horizontal point sampling. *J. For.*, **67**, 188-192.
- BEERS T.W. [1977]. Practical correction for boundary overlap. *South. J. Appl. For.*, **1**, 16-18.
- BEERS T.W., DRESS P.E. & WENSEL L.C. [1966]. Aspect transformation in site productivity research. *J. For.*, **64**, 691-692.
- BEHRE C.E. [1927]. Form-class taper curves and volume tables and their applications. *J. Agric. Res.*, **35**, 673-744.
- BELLA I.E. [1971]. A new competition model for individual trees. *For. Sci.*, **17**, 364-372.
- BENNETT F.A. [1970]. *Variable density yield tables for managed stands of natural slash pine*. Research Note SE-141. USDA Forest Service, 7 p.
- BENSON L.R. [1950]. *The Benson area computer*. Woodland Sect. Can. Pulp and Paper Assoc., 1126 (A-2-b). Cité par : LOETSCH F. et al. [1973].
- BESLEY L. [1967]. Importance, variation and measurement of density and moisture. *In: Wood Measurement Conference Proceedings*. Technical Report n°7. University of Toronto, Faculty of Forestry, 112-142.
- BI H. [2000]. Trigonometric variable-form taper equations for Australian eucalyptus. *For. Sci.*, **46**, 397-409.
- BI H. et al. [2001]. Converting stem volume to biomass with additivity, bias correction, and confidence bands for two Australian tree species. *New Zealand J. For. Sci.*, **31**, 298-319.
- BI H. et LONG Y. [2001]. Flexible taper equation for site-specific management of *Pinus radiata* in New South Wales, Australia. *For. Ecol. Manag.*, **148**, 79-91.
- BIENERT A. et al. [2007]. *Tree detection and diameter estimations by analysis of forest terrestrial laser scanner point clouds*. ISPRS Workshop on Laser Scanning 2007 and SilviLaser 2007, Espoo, September 12-14, 2007, Finland. ISPRS Volume 36,3/W52, 2007, 50-55.
- BIGING G.S. & DOBBERTIN M. [1995]. Evaluation of competition indices in individual tree growth models. *For. Sci.*, **41**, 360-377.
- BIGING G.S. & WENSEL L.C. [1988]. The effect of eccentricity on the estimation of basal area and basal area increment of coniferous trees. *For. Sci.*, **34**, 621-633.
- BIGING G.S. & WENSEL L.C. [1990]. Estimation of crown factor for six conifer species of northern California. *Can. J. For. Res.*, **20**, 1137-1142.

- BIOLLEY H.E. [1920]. *L'aménagement des forêts par la méthode expérimentale et spécialement la méthode du contrôle*. Neuchâtel et Paris, Attinger Frères, 90 p.
- BITTERLICH W. [1948]. Die Winkelzählprobe. *Allg. Forst Holzwirtsch. Ztg.*, **59**, 4-5.
- BITTERLICH W. [1952]. Das Spiegelrelaskop. *Osterreichs Forst Holzwirtsch.*, **7**, 3-7.
- BITTERLICH W. [1958]. Das neue Relaskop. *Allg. Forstztg.*, **69**, 295-299.
- BITTERLICH W. [1959]. Pressler's Richthöhe in neuem Licht. *Allg. Forstztg.*, **70**, 47-49.
- BITTERLICH W. [1962]. Genauere Umrechnungsfaktoren Raummass – Festmass durch Winkelzählprobe. *Holzkurier*, **17**, 11-12.
- BITTERLICH W. [1967]. Anwendung und Weiterentwicklung der Winkelzählprobe – ein Literaturüberblick. *Wiss. Z. Techn. Univ. Dresden*, **16**, 541-544.
- BITTERLICH W. [1972]. Das neue Telereaskop. *Forstarchiv*, **43**, 106-108.
- BITTERLICH W. [1984]. *The relascope idea. Relative measurements in Forestry*. Slough, Commonwealth Agricultural Bureaux, 242 p.
- BLUTEL Y. [1960]. Mesures de volumes au relascope de BITTERLICH. *Rev. For. Fr.*, **12**, 775-788.
- BÖHL J. & BRÄNDLI U.B. [2007]. Deadwood volume assessment in the third Swiss national forest inventory: method and first results. *Europ. J. For. Res.*, **126**, 449-457.
- BOLSTAD P.V. [1993]. GPS basics: Forestry applications. *The Compiler*, **11**, 4-8.
- BOLSTAD P.V. et SMITH J.L. [1992]. Errors in GIS. Assessing spatial data accuracy. *J. For.*, **90**, 21-31.
- BONHAM C.D. [1989]. *Measurements for terrestrial vegetation*. New York, Wiley & Sons, 352 p.
- BONNEMANN A., GARTNER E. & WEIMANN H.J. [1966]. Die Inventur Gahrenberg 1960. *Schriften. Forstl. Fak. Univ. Göttingen*, **36**, 77 p.
- BONNET S. [2009]. Un modèle numérique de canopée pour l'estimation de la hauteur dominante des peuplements résineux en Région wallonne. *Forêt Wallonne*, **98**, 53-59.
- BONNET S., TOROMANOFF F., FOURNEAU F. & LEJEUNE P. [2011]. Principes de base de la télédétection et ses potentialités comme outil de caractérisation de la ressource forestière I. Images aériennes et satellitaires. *Forêt Wallonne*, **114**, 45-56.
- BONNET S. et al. [2013]. Principes de base de la télédétection et ses potentialités comme outil de caractérisation de la ressource forestière. Partie 2. Le LiDAR aérien. *Forêt Wallonne*, **124**, 28-41.
- BOUCHON J. [1966]. Pour la détermination rapide du facteur d'espacement de Hart-Becking. *Rev. For. Fr.*, **18**, 731-733.
- BOUCHON J. [1967]. Comparaison de cinq dendromètres pour les mesures de hauteurs d'arbres. *Rev. For. Fr.*, **19**, 256-278.
- BOUCHON J. [1973]. Biomass studies in a biological reserve. I. Estimation of branch volume. In: YOUNG H.E. (ed.). *IUFRO Biomass Studies*. Orono, University of Maine, College of Life Sciences and Agriculture, 251-257.
- BOUCHON J. [1974]. *Les tarifs de cubage*. Nancy, Institut National de Recherches Forestières et École Nationale du Génie Rural, des Eaux et Forêts, 135 p.
- BOUCHON J. & TOMIMURA S. [1979]. Comparaison des mesures de surface par comptage de points. *Ann. Sci. For.*, **36**, 321-330.
- BOURGENOT L. [1964]. *Manuel pratique d'aménagement*. Paris, Ministère de l'Agriculture, Office National des Forêts, 263 p.
- BOUSSON E., LEJEUNE P. & RONDEUX J. [1998]. Application d'un SIG à la révision du parcellaire forestier dans le cadre d'aménagements forestiers intégrés. *Base*, **2**, 271-278.

- BOUSSON E., LEJEUNE P. & RONDEUX J. [2002]. L'inventaire par évaluation visuelle. Une nouvelle méthode adaptée à la description de peuplements hétérogènes. *Forêt Wallonne*, **58**, Cahier technique n° 20, 6-12.
- BOWER D.R. & BLOCKER W.W. [1966]. Accuracy of bands and tape for measuring diameter increments. *J. For.*, **64**, 21-22.
- BRACE L.G. & MAGAR K.M. [1968]. *Automated computation and plotting of stem-analysis data*. Ottawa, Canada, Departmental Publication n° 1209. Minister of Forestry and Rural Development. Forestry Branch, 8 p.
- BRANDTBERG T., WARNER T.A., LANDENBERGER R.E. & MCGRAW J.B. [2003]. Detection and analysis of individual leaf-off tree crowns in small footprint, high sampling density LiDAR data from the eastern deciduous forest in North America. *Remote Sens. Environ.*, **85**(2003), 209-303.
- BRAUN R. [1969]. Österreichische Forstinventur. Methodik der Auswertung und Standardfehlerberechnung. *Mitt. Forstl. Bundes-Vers.anst. Wien*, **84**, 60 p.
- BREDA N. [1999]. L'indice foliaire des couverts forestiers : mesure, variabilité et rôle fonctionnel. *Rev. For. Fr.*, **51**(2), 135-150.
- BREDA N. [2003]. Ground-based measurements of leaf area index: a review of methods, instruments and current controversies. *J. Exp. Bot.*, **54**(392), 2403-2417. (doi: 10.1093/jxb/erg263).
- BREDEKAMP B.V. & BURKHART H.E. [1990]. An examination of spacing indices for *Eucalyptus grandis*. *Can. J. For. Res.*, **20**, 909-916.
- BRENAC L. [1979]. L'inventaire forestier national français. *Rev. For. Fr.*, **31**, 253-267.
- BRICKELL J.E. [1968]. *A method for constructing site index curves from measurements of tree age and height. Its application to inland douglas-fir*. Research Paper INT-47. US Forest Service, 23 p.
- BROWN J.K. [1976]. Evaluating shrub biomass from basal stem diameters. *Can. J. Forest Res.*, **6**, 153-158.
- BROWN S. [1997]. *Estimating biomass and biomass change of tropical forests*. FAO For. Pap. 134. FAO, Rome.
- BROWN S. [2002]. Measuring carbon in forests: current status and future challenges. *Environ. Pollut.*, **116**(2003), 363-372, (doi: 10.1016/S0269-7491(01)00212-3).
- BRUCE D. [1920]. A proposed standardization of the checking of volume tables. *J. For.*, **18**, 544-548.
- BRUCHIAMACCHIE M., GROUALLE C. & MINOT P. [1991]. Modèle d'évaluation des peuplements en futaie jardinée. *Ann. Sci. For.*, **48**, 215-224.
- BRUNER H.D. & MOSER J.W. Jr. [1973]. A Markov chain approach to the prediction of diameter distributions in uneven-aged forest stands. *Can. J. Forest Res.*, **3**, 409-417.
- BUCKMAN R.E. [1962]. *Growth and yield of red pine in Minnesota*. Technical Bulletin 1272. USDA Forest Service, 50 p.
- BURK T.E. & NEWBERRY J.D. [1984]. A simple algorithm for moment-based recovery of Weibull distribution parameters. *For. Sci.*, **30**, 329-332.
- BURKHART H.E. [1977]. Cubic-foot volume of loblolly pine to any merchantable top limit. *South. J. Appl. For.*, **1**, 7-9.
- BURNHAM K.P. & ANDERSON D.R. [1998]. *Model selection and inference. A practical formation-theoretic approach*. Springer-Verlag, New York, 353 p.
- BURNS G.H. [1951]. A new method of volume regulation. *J. For.*, **49**, 272-277.

C

- CAILLIEZ F. [1980]. *Estimation des volumes et accroissement des peuplements forestiers (avec référence particulière aux forêts tropicales). Vol. 1 : Estimation des volumes.* Forêts 22/1. Rome, FAO, 229 p.
- CAJANDER A.K. [1926]. The theory of forest types. *Acta For. Fenn.*, **29**, 1-108.
- CAMPBELL R.B. [1981]. *Field and laboratory methods for age determination of quaking aspen.* Research Note INT-314. USDA Forest Service, 5 p.
- CAMPBELL B. (ed.) [1996]. *The Miombo in transition: woodlands and welfare in Africa.* CIFOR, 266 p.
- CAO Q.V. & PEPPER W.D. [1986]. Predicting inside bark diameter for shortleaf, loblolly, and longleaf pines. *South. J. Appl. For.*, **25**, 318-327.
- CARBONNIER C.H. [1975]. Produktionen i kulturbestand av ek i södra Sverige. *Sud. For. Suec.*, **125**, 89 p.
- CARMEAN W.H. [1971]. *Site index curves for black, white, scarlet and chestnut oaks in the Central States.* Research Paper NC-62. USDA Forest Service, 8 p.
- CARR B. [1992]. Using laser technology for forestry and engineering applications. *Compiler*, **10**, 5-16.
- CARRE J. [1978]. Caractéristiques technologiques des bois feuillus de petite dimension. *In : Rapport d'activité.* Gembloux, Station de Technologie forestière, 8-92.
- CEE-ONU [1986]. The forest resources of the ECE Region (Europe, USSR, North America) 152 p.
- CHACKO V.J. [1965]. *A manual on sampling techniques for forest surveys.* Delhi, Manager of Publication, 172 p.
- CHEN J.M. et al. [1997]. Leaf area index of boreal forests: theory, techniques and measurements. *J. Geophys. Res.*, **102**(29), 429-443.
- CHEVROU R.B. [1993]. La placette sol d'inventaire formée de plusieurs cercles concentriques. *Schweiz. Z. Forstwes.*, **144**, 271-296.
- CHIANUCCI F. & CUTINI A. [2012]. Digital hemispherical photography for estimating forest canopy properties: current controversies and opportunities. *Forest-Biogeosciences and Forestry*, Review Paper. (doi: 3832/ifer0775-005).
- CHIRICI G., WINTER S. & MCROBERTS R.E. (eds.) [2011]. *National Forest Inventories: Contributions to Forest Biodiversity Assessments.* Managing Forest Ecosystems, Vol. 30. Springer Dordrecht, Heidelberg, London, New York, 206 p.
- CHISMAN H.H. & SCHUMACHER F.X. [1940]. On the tree-area ratio and certain of its applications. *J. For.*, **38**, 311-317.
- CHOJNACKY D.C. [1994]. *Volume equations for New Mexico's pinyon juniper dryland forests.* Research Paper INT 471. Ogden, UT, U.S Dep. Agric. Forest Service, Intermountain Research Experiment Station, 10 p.
- CHRISTIE J.M. [1972]. *The characterization of the relationship between basic crop parameters in yield table construction.* In: *IUFRO 3rd Conference Advisory Group of Forest Statisticians, Section 25.* Publication 1972-3. Jouy-en-Josas, INRA, 37-54.
- CHRISTIE J.M. & LINES R. [1975]. *A comparison of forest productivity in Britain and Europe in relation to climatic factors.* Forestry Commission of Great Britain, 34 p.
- CIENCIALA E. et al. [2013]. Estimation of stem and tree level biomass models for *Prosopis juliflora/pallida* applicable to multi-stemmed tree species. *Trees*, **27**, 1061-1070.

- CLUTTER J.L. [1963]. Compatible growth and yield models for loblolly pine. *For. Sci.*, **9**, 354-371.
- COCHRAN W.G. [1963]. *Sampling techniques*. 2nd ed. John Wiley & Sons, New York, 413 p.
- COCHRAN W.G. [1977]. *Sampling techniques*. 3rd ed. John Wiley & Sons, New York, 413 p.
- COILE T.S. [1952]. Soil and growth of forest. *Adv. Agron.*, **4**, 330-398.
- COILE T.S. & SCHUMACHER F.X. [1953]. Relation of soil properties to soil site index of loblolly and shortleaf pine in the Piedmont Region of Carolinas, Georgia and Alabama. *J. For.*, **51**, 739-744.
- COLE D.M. [1977]. *Protecting and storing increment cores in plastic straws*. Research Note INT-216. USDA Forest Service, 3 p.
- COLINET G., WEISSEN F. & BOCK L. [2010]. *Suivi pédologique dans le cadre de l'inventaire permanent des ressources ligneuses de Wallonie*. Rapport technique. ULg, Gembloux Agro-Bio Tech., 42 p.
- CONGALTON R.G. & GREEN K. [1992]. The ABCs of G.I.S. An introduction to geographic information systems. *J. For.*, **90**, 13-20.
- CONSTANT T., DASSOT M. & PIBOULE A. [2013]. Le LiDAR terrestre : vers un inventaire en volume. *RDV techniques ONF*, **39**(40), 74-78.
- COOK E.R. & KAIRIUKSTIS L.A. (eds.) [1990]. *Methods of dendrochronology: application in the environment sciences*. International Institute for Applied Systems Analysis. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 394 p.
- COOPS N.C., WARING R.H. & LANSBERG J.J. [1998]. Assessing forest productivity in Australia and New Zealand using a physiologically-based model driven with averaged monthly weather data and satellite imagery. *For. Ecol. Manag.*, **104**, 113-127.
- COTTA H. [1817]. *Hilfstaffeln für Forstwirte und Forsttaxatoren*. Dresde, 82 p.
- COX F. [1971]. *Dichtebestimmung und Strukturanalyse von Pflanzenpopulationen mit Hilfe von Abstandsmessungen*. Mitt. Bundesforsch.anst. Forst-u. Holzwirtsch., Reinbek/Hamburg, **87**, 161 p.
- CUNIA T. [1959]. Notes on cruising intensity by the BITTERLICH method. *J. For.*, **57**, 849-850.
- CUNIA T. [1964]. Weighted least squares method and construction of volume tables. *For. Sci.*, **10**, 180-191.
- CUNIA T. [1965]. Continuous forest inventory, partial replacement of samples and multiple regression. *For. Sci.*, **11**, 480-502.
- CUNIA T. [1978]. On the objectives and methodology of national forest inventories. In: *Inventaire forestier national*. Joint Meeting of IUFRO groups S4.02 and S4.04. June, 18-26, 1978. Bucuresti, Institutul de Cercetari si Amenageri Silvice, 11-29.
- CURTIS R.O. [1964]. A stem-analysis approach to site-index curves. *For. Sci.*, **10**, 241-256.
- CURTIS R.O. [1967]. Height-diameter and height-diameter-age equations for second-growth douglas-fir. *For. Sci.*, **13**, 365-375.
- CURTIS R.O. [1970]. Stand density measures and interpretation. *For. Sci.*, **16**, 403-414.
- CURTIS R.O. [1976]. Growth and yield in uneven-aged stands. In: *Uneven-aged silviculture and management in the United States. Proceedings in-service workshops. Morgantown, West Virginia, July 15-17, 1975; Redding, California, October 19-21, 1976*. Timber Management Research, Forest Service, USDA, Washington D.C., 186-201.
- CURTIS R.O. & BRUCE D. [1968]. Tree heights without a tape. *J. For.*, **66**, 60-61.

- CURTIS R.O., CLENDENEN G.W. & DE MARS D.J. [1981]. *A new stand simulator for coast douglas-fir*. General Technical Report PNW-128. USDA Forest Service, 79 p.
- CURTIS R.O. & MARSHALL D.D. [2000]. Why quadratic mean diameter? *West. J. Appl. For.*, **15**, 137-139.

D

- DAGNELIE P. [1956]. Recherches sur la productivité des hêtraies d'Ardenne en relation avec les types phytosociologiques et les facteurs écologiques. *Bull. Inst. Agron. Stn Rech. Gembloux*, **24**, 249-284; 369-410.
- DAGNELIE P. [1957]. Recherches sur la productivité des hêtraies d'Ardenne en relation avec les types phytosociologiques et les facteurs écologiques. *Bull. Inst. Agron. Stn Rech. Gembloux*, **25**, 44-94.
- DAGNELIE P. [1973]. *Théorie et méthodes statistiques. Applications agronomiques*. Vol. 1. 2^e éd. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 378 p.
- DAGNELIE P. [1975a]. *Théorie et méthodes statistiques. Applications agronomiques*. Vol. 2. 2^e éd. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 463 p.
- DAGNELIE P. [1976]. L'emploi d'équations de régression simultanées dans le calcul de tables de production forestières. In: ZIEGLER W.J. (ed.). *Contributions to applied statistics dedicated to Prof. A. LINDER.*, Springer, Basel AG, 203-208.
- DAGNELIE P. [1975c]. *Analyse statistique à plusieurs variables*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 362 p.
- DAGNELIE P. [1992]. *Statistique théorique et appliquée*. Tome 1. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 492 p.
- DAGNELIE P. [1998]. *Statistique théorique et appliquée. Tome 2. Inférence statistique à une et à deux dimensions*. De Boeck & Larcier s.a. Département De Boeck Université. Paris, Bruxelles, 659 p.
- DAGNELIE P., RONDEUX J. & THILL A. [1969]. Étude dendrométrique du frêne commun (*Fraxinus excelsior* L.). *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **4**, 378-410.
- DAGNELIE P., RONDEUX J. & THILL A. [1976]. *Tables dendrométriques*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 128 p.
- DAGNELIE P., PALM R. & RONDEUX J. [2013]. *Cubage des arbres et des peuplements forestiers. Tables et équations*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 176 p.
- DAGNELIE P., PALM R., RONDEUX J. & THILL A. [1988]. *Tables de production relatives à l'épicéa commun*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 123 p.
- DAGNELIE P., PALM R., RONDEUX J. & THILL A. [1999]. *Tables de cubage des arbres et des peuplements forestiers*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 148 p.
- DANGERMOND J. [1991]. Where is the technology leading us? *For. Chron.*, **67**, 599-602.
- DANIELS R.F. [1976]. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. *For. Sci.*, **22**, 454-456.
- DANIELS A.N. & BURKHART H.E. [1975]. *Simulation of individual tree growth and development in managed loblolly plantations*. Publication FWS-5-75. Blacksburg, Virginia Polytechnic Institute and State University, 69 p.
- DANIELS R.F., BURKHART H.E. & CLASON T.R. [1986]. A comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. *Can. J. For. Res.*, **16**, 1230-1237.

- DANSON F.M., GIACOSA C. & ARMITAGE R.P. [2007]. Two-dimensional forest canopy architecture from terrestrial laser scanning. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, **36**, 1682-1777.
- DASSOT M., CONSTANT T. & FOURNIER M. [2011]. The use of terrestrial LiDAR technology in forest science: application fields, benefits and challenges. *Ann. For. Sci.*, **68**, 959-974.
- DAVIS L.S. & JOHNSON K.N. [1987]. *Forest management*. 3rd ed. New York, McGraw-Hill, 790 p.
- DAY M.W., BEY C.F. & RUDOLPH U.J. [1960]. Site index for planted Red Pine by the 5 year growth intercept method. *J. For.*, **58**, 198-202.
- DE LIOCOURT F. [1898]. De l'aménagement des sapinières. *Bull. Trimest. Soc. For. Franche-Comté Prov. Est*, **4**, 396-409 ; 645-647.
- DE VRIES P.G. [1973]. *A general theory on line-intersect sampling with application to logging residual inventory*. Wageningen, The Netherlands, Mededelingen Landbouw Hogeschool, **73**(11), 23 p.
- DEAN T.J. & LONG J.N. [1986]. Variation in sapwood area-leaf area relationships within two stands of lodgepole pine. *For. Sci.*, **32**, 749-758.
- DEAN T.J., LONG J.N. & SMITH F.W. [1988]. Bias in leaf area-sapwood area ratios and its impact on growth analysis in *Pinus contorta*. *Trees*, **2**, 104-109.
- DECOURT N. [1964a]. Remarques sur la relation entre les circonférences à hauteur d'homme et les circonférences à hauteur de souche dans les peuplements forestiers. *Rev. For. Fr.*, **16**, 216-224.
- DECOURT N. [1964b]. Les tables de production, leurs limites et leur utilité. *Rev. For. Fr.*, **16**, 640-657.
- DECOURT N. [1965]. Le pin sylvestre et le pin laricio de Corse en Sologne. Tables de production provisoires et méthodes utilisées pour les construire. *Ann. Sci. For.*, **22**, 259-318.
- DECOURT N. [1967]. Le douglas dans le Nord-Est du Massif Central. Tables de production provisoires. *Ann. Sci. For.*, **24**, 45-84.
- DECOURT N. [1971]. Comparaison des équations de régression. Application au cubage des peuplements d'épicéa commun. *Ann. Sci. For.*, **28**, 51-58.
- DECOURT N. [1972a]. Méthode utilisée pour la construction rapide de tables de production provisoires en France. *Ann. Sci. For.*, **29**, 35-48.
- DECOURT N. [1972b]. Tables de production provisoires pour l'épicéa commun dans le Nord-Est de la France. *Ann. Sci. For.*, **29**, 49-65.
- DECOURT N. [1973]. Production primaire, production utile : méthodes d'évaluation, indices de productivité. *Ann. Sci. For.*, **30**, 219-238.
- DEDRY L. et al.. [2015]. FORESTIMATOR : un plugin QGIS d'estimation de la hauteur dominante et du site index de peuplements résineux à partir de LiDAR aérien. (<https://www.researchgate.net/publication/301556687>).
- DEL HODGE J. [1965]. Variable plot cruising. A short-cut slope correction method. *J. Forestry*, **63**, 176-180.
- DELEVOY G. [1936]. Considérations sur le cubage sur pied des peuplements de chênes de taillis sous futaie. *Bull. Soc. Cent. For. Belg.*, **39**, 129-141 ; 198-216.
- DE LIOCOURT F. [1898]. De l'aménagement des sapinières. *Bull. Trimest. Soc. For. Franche-Comté Prov. Est*, **4**, 396-409 ; 645-647.

- DELVAUX J. [1968]. *L'éclaircie. Définitions et points de vue*. Note interne. Groenendaal-Hoeilaart, Station de Recherches des Eaux et Forêts, 16 p.
- DELVAUX J. [1974]. *Contribution à l'étude de l'éducation des peuplements XIII. Tables pour les éclaircies numériques*. Travaux-Série B, n° 38, Groenendaal-Hoeilaart, Station de Recherches des Eaux et Forêts, 31 p.
- DELVAUX J. [1975]. *Contribution à l'étude de l'éducation des peuplements. XVI. L'éclaircie du mélèze d'Europe (Larix decidua Mill.). Étude miniaturisée de l'intensité de l'éclaircie et de la rotation des coupes d'amélioration, de la révolution de 6 ans (1968-1973)*. IUFRO Group S4.01, 22-26 septembre 1975, Varsovie-Augustow-Bialowieza. Groenendaal-Hoeilaart, Station de Recherches des Eaux et Forêts, H.S., **78**, 18 p.
- DELVAUX J. [1978]. Accroissement des arbres et des peuplements forestiers, questions de vocabulaire. *Ann. Gembloux*, **84**, 129-142.
- DELVAUX J. & RONDEUX J. [1982]. Gestion «à la carte» de l'épicéa, un cas d'espèce : planter à l'écartement de 3 mètres. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **89**, 17-28.
- DEMAERSCHALK J.P. [1972]. Integrated systems for the estimation of tree taper and volume. *Can. J. Forest Res.*, **3**, 90-94.
- DENZIN A. [1929]. Schätzung der Masse stehender Waldbäume. *Forstarchiv*, **5**, 382-384.
- DIEGUEZ-ARANDA U., BURKHART H.E. & AMATEIS R.L. [2006]. Dynamic site model for loblolly pine (*Pinus taeda* L.). Plantations in the United States. *For. Sci.*, **52**, 262-272.
- DOUGLAS T.E., EVANS D.L., BELLI K.L. & ROBERTS S.D. [2003]. Classification of pine and hardwood by distribution and intensity of LiDAR returns. *Proceedings of ISPRS Workshop on Three-dimensional Mapping from InSAR and LiDAR*. International Society for Photogrammetry and Remote Sensing, Working Groups I/3 and II/2. 2003, June 16-20. Portland, OR. CD-ROM.
- DRAPER N. & SMITH H. [1966]. *Applied regression analysis*. New York, Wiley, 407 p.
- DREW T.J. & FLEWELLING J.W. [1977]. Some recent Japanese theories of yield density relationships and their application to Monterey pine plantations. *For. Sci.*, **23**, 517-534.
- DUBOURDIEU J. [1997]. *Manuel d'aménagement forestier. Gestion durable et intégrée des écosystèmes forestiers*. Paris, Lavoisier, Office National des Forêts. Technique et Documentation, 244 p.
- DUFRENE E. & BRED A. [1995]. Estimation of deciduous forest leaf area index using direct and indirect methods. *Oecologia*, **104**, 156-162.
- DUNN W.H. [1973]. *How to measure tree crown widths*. Research Note RM-229. USDA Forest Service, 5 p.
- DUPLAT P. & TRAN-HA M. [1974]. Tarifs de cubage pour l'estimation des sapins et des épicéas dans les Alpes du Nord. *Bull. Tech. Off. Natl. Forêts*, **6**, 3-18.
- DUPLAT P. & PERROTTE G. [1981]. *Inventaire et estimation de l'accroissement des peuplements forestiers*. Fontainebleau, Office National des Forêts, Section Technique, 432 p.
- DUPLAT P. & TRAN-HA M. [1986]. *Modèles de croissance en hauteur dominante pour le hêtre, le sapin pectiné et le pin sylvestre (dans le massif de l'Aigoual)*. Document 86/1. Fontainebleau, Office National des Forêts, Section Technique, 34 p.
- DUPLAT P. & TRAN-HA M. [1997]. Modélisation de la croissance en hauteur dominante du chêne sessile (*Quercus patraea* L.) en France. Variabilité inter-régionale et effet de la période récente (1959-1993). *Ann. Sci. For.*, **54**, 611-634.

- DUVIGNEAUD P. & KESTEMONT P. [1977]. *Productivité biologique en Belgique*. Gembloux, Duculot, 617 p.
- DYER M.E. & BAILEY R.L. [1987]. A test of six methods for estimating true heights from stem analysis data. *For. Sci.*, **33**, 3-13.

E

- ECHOLS R.M. [1969]. Powered drive for large increment borers. *J. For.*, **67**, 123-125.
- EDMINSTER C.B. et al. [1991]. *GENGYM: a variable density table projection system calibrated for mixed conifer and ponderosa pine stands in the Southwest*. Research Paper RM-297. USDA Forest Service, 32 p.
- EDWARDS J. [1981]. *Yield models for forest management*. Forestry Commission Booklet, **48**, London, HMSO, 32 p.
- EICHENBERGER J.K., PARKER G.R. & BEERS T.W. [1982]. *A method for ecological forest sampling*. Agric. Exp. Sta. Res. Bull. 969. Purdue University, West Lafayette. IN, 10 p.
- EK A.R. [1974]. Non linear models for stand table projection in northern hardwood stands. *Can. J. Forest Res.*, **4**, 23-27.
- EK A.R. & MONSERUD R.A. [1974]. *FOREST: a computer model for simulating the growth and reproduction of mixed species forest stands*. Research Report A 2635. University of Wisconsin, School of Natural Resources, 13 p.
- EKLUND B. [1951]. Investigation on shrinkage and swelling in increment cores of pine and spruce. *Medd. Skogsforskn. Inst., Stockh.*, **39**, 59 p.
- EMLÉN J.E. [1967]. A rapid method for measuring arboreal canopy cover. *Ecology*, **48**, 158-159.
- ETTER H. [1949]. Über die Ertragsfähigkeit verschiedener Standortstypen. *Mitt. Schweiz. Anst. Forstl. Versuchswe.*, **24**, 91-152.
- EVANS D.L., CARRAWAY R.W. & SIMMONS G.T. [1992]. Use of global positioning system (GPS) for forest plot locations. *Soc. J. Appl. For.*, **16**, 67-70.
- EVANS D.L., ROBERTS S.D. & PARKER R.C. [2006]. LiDAR – A new tool for forest measurements? *For. Chron.*, **82**(2), 211-218.
- EVERT F. [1969]. Use of form factor in tree volume estimation. *J. For.*, **67**, 126-128.
- EVERT F. [1976]. Compatible systems for the estimation of tree and stand volume. *For. Chron.*, **52**, 15-16.

F

- FERGUSON D.E. & CROOKSTON N.L. [1991]. *User's guide to version 2 of the regeneration establishment model: part of the Prognosis model*. General Technical Report INT-279. USDA Forest Service, 34 p.
- FERMENT A., PICARD N., GOURLET-FLEURY S. & BARALOTO C. [2001]. A comparison of five indirect methods for characterizing the light environment in a tropical forest. *Ann. For. Sci.*, **58**, 877-891.
- FINCH H.D.S. [1957]. *New ways of using the general tariff tables for conifers*. Forest Record n° 32. London, Forestry Commission, 11 p.
- FITJE A. [1967]. Examples for errors committed in stand inventory by means of the relascope. *Norg. Landbruksk. Inst. Skogstaks. Vollebakk Meld.*, **8**, 17-23.

- FLEWELLING J.W. [1981]. Compatible estimates of basal area and basal area growth from remeasured point samples. *For. Sci.*, **27**, 191-203.
- FLURY P. [1897]. Berechnung der Holzmasse eines stehenden Bestandes mit dem Massenfaktor V/G. *Mitt. Schweiz. Anst. Forstl. Versuchswes.*, **5**, 191-202.
- FOSTER R.W. [1959]. Relation between site indexes of eastern white pine and red maple. *For. Sci.*, **5**, 279-291.
- FOURNIER R., BLANCHETTE D. & TARDIF P. [2014]. *Étude de la faisabilité du LiDAR terrestre pour l'inventaire forestier*. Université de Sherbrooke. Département de Géomatique appliquée, 90 p.
- FRAPONT L., CULOT A., GODEFROID J.M. & LECOMTE H. [1986]. Étude de la densité du bois par radiodensitométrie. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **93**, 118-126.
- FRANCIS J.K. [1986]. *The relationship of bole diameters and crown widths of seven bottomland hardwood species*. South. For. Exp. Sta. Res. Note SO-328. USDA Forest Service, 3 p.
- FRANCOIS D. [1992]. Un décamètre électronique. Le télémètre "SONIN 250". *Bull. Tech. Off. Natl. Forêts*, **24**, 56-58.
- FRAYER W.E. [1966]. Weighted regression in successive forest inventories. *For. Sci.*, **12**, 464-472.
- FREEDMAN B. [1984]. The relationship between the above-ground dry weight and diameter for a wide range of erect land plants. *Can. J. Forest Res.*, **62**, 2370-2374.
- FRESE F. [1961]. Relation of plot size to variability: an approximation. *J. For.*, **59**, 679.
- FRESE F. [1964]. *Linear regression methods for forest research*. Research Paper FPL-17. USDA Forest Service, 137 p.
- FRESE F. [1978a]. *Elementary forest sampling*. Agriculture Handbook n° 232. USDA Forest Service, 91 p.
- FRESE F. [1978b]. *Elementary statistical methods for foresters*. Agriculture Handbook n° 317. USDA Forest Service, 87 p.
- FRONTIER S. [1983]. *Stratégies d'échantillonnage en écologie*. Collection d'Écologie n° 17. Paris, Masson, 494 p.
- FURNIVAL G.M. [1961]. An index for comparing equations used in constructing volume tables. *For. Sci.*, **7**, 337-341.

G

- GACHET G. & JUNOD P. [2008]. Apports et perspectives de la technologie LiDAR aéroporté pour la pratique forestière. *Schweiz. Z. Forstwes.*, **159**, 19-30.
- GAISER R.N. & MERZ R.W. [1951]. Stand density as a factor in measuring white oak site index. *J. For.*, **49**, 572-574.
- GALOUX A. [1981]. La production ligneuse totale. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **88**, 85-96.
- GAMBILL C.W., WIANT H.V. & YANDLE D.O. [1985]. Optimum plot size and BAF. *For. Sci.*, **31**, 587-594.
- GARLAND H. [1968]. Using a polaroid camera to measure trucked hardwood pulpwood. *Pulp Paper Mag. Canada*, **68**, 86-87.
- GEDNEY D.R. & JOHNSON F.A. [1959]. *Weighting factors for computing the relation between tree volume and d.b.h. in the Pacific Northwest*. Research Note RN-174. USDA Forest Service, 5 p.
- GEHRHARDT E. [1909]. Die Bestandeswachstumsgesetze und ihre Anwendung zur Aufstellung von Ertragstafeln. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **85**, 117-128.

- GERRARD D.J. [1966]. *The construction of standard tree volume tables by weighted multiple regression*. Research Report 61. University of Toronto, Faculty of Forestry, Department of Lands and Forests, 35 p.
- GERTNER G.Z. [1990]. The sensitivity of error in stand volume estimation. *Can. J. Forest Res.*, **20**, 800-804.
- GEVORKIANTZ S.R. & Olsen L.P. [1955]. *Composite volume tables for timber and their application in the Lake States*. Technical Bulletin n° 1104. USDA Forest Service. Cité par : HUSCH et al. [1982].
- GHEYSEN T. & LEJEUNE P. [2006]. GRILLE 3.0. *Logiciel pour la préparation de plans d'inventaire par échantillonnage*. Note technique de géomatique n° 17. Faculté universitaire des Sciences agronomiques de Gembloux. Unité de Gestion des Ressources forestières et des Milieux naturels, 23 p. (<http://www.gembloux.ulg.ac.be/gestion-des-ressources-forestieres/publications/>).
- GHEYSEN T. & LEJEUNE P. [2007]. *GARBEL 2.6. Guide d'utilisation*. Faculté universitaire des Sciences agronomiques de Gembloux. Unité de Gestion des Ressources forestières et des Milieux naturels, 23 p. (<http://www.gembloux.ulg.ac.be/gestion-des-ressources-forestieres/publications/>).
- GILLEPSIE A.J.R. [1999]. Rationale for a national annual forest inventory program. *J. For.*, **97**, 16-20.
- GINGRICH S.F. [1967]. Measuring and evaluating stocking and stand density in upland hardwood forest in the Central States. *For. Sci.*, **13**, 38-53.
- GINGRICH S.F. & MEYER H.A. [1955]. Construction of an aerial stand volume table for upland oak. *For. Sci.*, **1**, 140-147.
- GIUDICELLI J.P., LANLY J.B., OUKAM J.B. & PIETRI M. [1972]. Application de la théorie des processus aléatoires à l'estimation de la précision d'un inventaire forestier par échantillonnage systématique. *Ann. Sci. For.*, **29**, 267-293.
- GLASER H. [1953]. Die photographische Methode zur Festgehaltsermittlung von Schichtholz. *Holz Zentralbl.*, **79**, 545.
- GLOVER G.R. & HOOL J.N. [1979]. A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. *For. Sci.*, **25**, 275-282.
- GOFAS A. [1967]. Comparison between volume measured by sections and volume estimated by Spiegel-Relaskop on standing trees. *Mitt. Forstl. Bundes-Vers.anst.Wien*, **77**(2), 349-362.
- GOOSSENS R. [1967]. Investigations on the possibilities of using x-rays for measuring annual rings on cores. In: *IUFRO 14th Congress*, München 1967. Freiburg im Breisgau, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, **6**, 334-343.
- GORDON A. [1983]. Comparison of compatible polynomial taper equations. *NZJFS*, **13**, 146-155.
- GOVE J.H., DUCEY M.J., STÄHL G. et RINGVALL A. [2001]. Point relascope sampling. A new way to assess downed coarse woody debris. *J. For.*, **99**, 4-11.
- GRACIA C. et SABATÉ S. [2002]. *Report of the COST E21 WG1 Expert meeting on Biomass Expansion Factors (BEF)*, Besalú, COST E21, WG1-biomass Workshop.
- GRAVELLE J.A. et LINK T.E. [2007]. Influence of timber harvesting on headwater peak stream temperatures in a northern Idaho watershed. *For. Sci.*, **53**, 189-205.

- GRAYET J.P. [1977a]. Comparaison de différentes méthodes de cubage des branches d'arbres abattus. *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **12**, 205-214.
- GRAYET J.P. [1977b]. Contribution à l'étude de l'échantillonnage en futaie feuillue. *Ann. Sci. For.*, **34**, 59-75.
- GREEN R.N., MARSHALL P.L. et KLINKA K. [1989]. Estimating site index of Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* [Mirb.] Franco) from ecological variables in Southwestern British Columbia. *For. Sci.*, **35**, 50-63.
- GRÉGOIRE J.G. [1993]. Estimation of forest growth from successive surveys. *For. Ecol. Manag.*, **56**, 267-278.
- GRÉGOIRE T.G. [1982]. The unbiasedness of the mirage correction procedure for boundary overlap. *For. Sci.*, **28**, 504-508.
- GRÉGOIRE T.G., VALENTINE H.T. et FURNIVAL G.M. [1995]. Sampling methods to estimate foliage and other characteristics of individual trees. *Ecology*, **76**, 1181-1194.
- GREIG-SMITH P. [1957]. *Quantitative plant ecology*. 2nd ed., Washington D.C., Butterworth, 256 p.
- GROSENBAUGH L.R. [1964]. *STX-FORTRAN 4 program for estimates of tree population from 3P sample-tree measurements*. Research Paper PSW-13. USDA Forest Service, 49 p.
- GROSENBAUGH L.R. [1965]. *Three-pee sampling theory and program "THRP" for computer generation of selection criteria*. Research Paper PSW-21. USDA Forest Service, 53 p.
- GROSENBAUGH L.R. [1967]. The gains from sample-tree selection with unequal probabilities. *J. For.*, **65**, 203-206.
- GROSENBAUGH L.R. [1976]. Approximate sampling variance of adjusted 3P sampling estimates. *For. Sci.*, **22**, 173-176.
- GROSENBAUGH L.R. et STOVER W.S. [1957]. Point-sampling compared with plot-sampling in southeast Texas. *For. Sci.*, **3**, 2-14.
- GROSSMANN W.D. et EBERHARDT S. [1992]. Geographic information systems and dynamic modelling Potentials of a new approach. *Ann. Reg. Sci.*, **26**, 53-66.
- GUTTENBERG S. [1967]. Economic implications of weight scaling. *South. Lumberman*, **214**(2663), 33-34, 36.

H

- HABERLE S. [1955]. *Die Holzvorratsinventur mit Repräsentativverfahren*. Diplomarbeit, Forstliche Fakultät Universität Freiburg, 50 p.
- HACKETT C. & VANCLAY J.K. [1998]. Mobilizing expert knowledge of tree growth with the PLANTGRO and INFER systems. *Ecol. Model.*, **106**, 233-246.
- HAFLEY W.L. & SCHREUDER H.T. [1977]. Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. *Can. J. Forest Res.*, **7**, 481-487.
- HAKKILA P. [1971]. Harvesting stumps and roots as future raw material in Finland. *In: IUFRO Biomass Studies*. YOUNG H.E. (ed.). Orono, University of Maine, College of Life Sciences and Agriculture, 51-62.
- HAMILTON D.A. [1978]. *Specifying precision in natural resource inventories*. Rocky Mtn. For. Range Exp. Sta. Gen. Tech. Rep. RM-55, USDA Forest Service, 276-281.
- HAMILTON G.J. [1975]. *Forest mensuration handbook*. Forestry Commission Booklet n° 39. London, HMSO, 274 p.

- HAMILTON G.J. & CHRISTIE J.M. [1971]. *Forest management tables (metric)*. Forestry Commission Booklet n° 34. London, HMSO, 201 p.
- HAMILTON G.J. & CHRISTIE J.M. [1974]. *Influence of spacing on crop characteristics and yield*. Forestry Commission Booklet n° 52. London, HMSO, 91 p.
- HANDEREK D. et al. [2013]. G-CUBE 2.0 : Un logiciel de cubage et de constitution de lots de bois. *Forêt Wallonne*, **124**, 20-27.
- HANN D.W. & BARE B.B. [1979]. *Uneven-aged forest management: state of the art or science?* General Technical Report INT-50. US Forest Service. Cité par : HUSCH et al. [1982].
- HANN D.W. & MCKINNEY R.K. [1975]. *Stem surface area equations for four tree species of New Mexico and Arizona*. Intermn. For. Range Exp. Sta. Res. Note INT-190. USDA Forest Service, 7 p.
- HANN D. & RIITERS K. [1982]. *A key to the literature on forest growth and yield in the pacific northwest: 1910-1981*. Research Bulletin 39. Oregon State University, School of Forestry, 77 p.
- HARMON M.E. & SEXTON J. [1996]. *Guidelines for measurements of woody detritus in forest ecosystems*. Publication n° 20, U.S. LTER Network Office, University of Washington, Seattle, WA, 73 p.
- HARMON M.E. [2001]. Carbon sequestration in forests. *Ź. For.*, **99**, 24-29.
- HAZARD J.W. & PICKFORD S.G. [1986]. Simulation studies on line intersect sampling of forest residue, Part II. *For. Sci.*, **32**, 447-470.
- HEBERT J. & RONDEUX J. [1991]. Échantillonnage à probabilité de sélection proportionnelle à la prédiction et inventaires forestiers. *Ann. Gembloux*, **97**, 221-231.
- HEGER L. [1968]. A method of constructing site-index curves from stem analysis. *For. Chron.*, **44**, 11-15.
- HEGYI F. [1974]. A simulation model for managing jack pine stands. *In: Growth models for tree and stand simulation*. Research Note n° 30. Stockholm, Research Royal College of Forestry, Royal Department of Forest Yield Research, 74-90.
- HEINRICHS J.P. [1964]. Pocked-sized sharpener for increment borers. *Ź. For.*, **62**, 753.
- HENGST E. [1958]. Die Ertragsleistung der Kiefer in Ost-Thüringen. *Arch. Forstwes.*, **7**, 653-702.
- HERMAN F.R., DE MARS D.J. & WOOLLARD R.F. [1975]. *Field and computer techniques for stem analysis of coniferous forest trees*. Research Paper PNW-194. USDA Forest Service, 51 p.
- HILL D. et al. (eds.) [2005]. *Handbook of biodiversity methods. Survey, evaluation and monitoring*. Cambridge University Press, 573 p.
- HITCHCOCK H.C. & McDONNELL J.P. [1979]. *Biomass measurement: a synthesis of the literature*. *In: Workshop Proc.: Forest resource inventories*. Colorado State University, Fort Collins, CO, July 23-26, 1979, 544-595.
- HITCHCOCK H.C. & MC DONNELL J.P. [1979]. *Biomass measurement: a synthesis of the literature*. Norris, Tennessee, Division of Land and Forest Resources Tennessee Valley Authority, 59 p.
- HOHENADL W. [1936]. Die Bestandesmessung. *Forstwiss. Centralbl.*, **58**, 51-6, 69-86, 114-127.
- HONER T.G. [1967]. Standard volume tables and merchantable conversion factors for the commercial tree species of central and eastern Canada. *For. Man. Res. Inst. Inf. Pap.* FMR-X-5, 21 p.
- HONER T.G. [1972]. A height-density concept and measure. *Can. Ź. Forest Res.*, **2**, 441-447.

- HOULLIER F., BOUCHON J. & BIROT Y. [1991]. Modélisation de la dynamique des peuplements forestiers : état et perspectives. *Rev. For. Fr.*, **43**, 87-107.
- HOYER G.E. & HERMAN E.R. [1989]. *Height-age and site index curves for Pacific silver fir in the Pacific Northwest*. Research Paper PNW-RP-418. USDA Forest Service, 33 p.
- HRADETZKY J. [1972]. Ermittlung von Umrechnungszahlen für Nadelstangen durch Simulation. *Allg. Forst. Z.*, **27**, 818-821.
- HU Z. & GARCIA O. [2010]. A height-growth and site-index model for interior spruce in the Sub-Boreal Spruce biogeoclimatic zone of British Columbia. *Can. J. For. Res.*, **40**, 1175-1183, (doi: 10.1139/x10-075).
- HUANG S. & TITUS S.J. [1993]. An index of site productivity for uneven-aged or mixed-species stands. *Can. J. For. Res.*, **23**, 558-562.
- HUBER W. [1987]. *Waldschäden in Fichtenjungbeständen*. Nordsthayerns. Dissertation, München, 156 p.
- HUCHON H. [1956]. *Connaissance de la forêt*. 6^e éd. Paris, La Maison Rustique, 164 p.
- HUFFEL G. [1919]. *Economie forestière*. Tome 2. 2^e éd. Paris, La Maison Rustique, 502 p.
- HUMMEL F.C. [1955]. *The volume-basal area line*. Forest Record n°24. London, Forestry Commission, 84 p.
- HUSCH B. [1955]. Results of an investigation of the variable plot method of cruising. *J. For.*, **53**, 570-574.
- HUSCH B. [1956]. Use for age at dbh as a variable in the site index concept. *J. For.*, **54**, 340.
- HUSCH B. [1971]. *Planning a forest inventory*. Études sur les forêts et les produits forestiers, n° 17. Rome, FAO, 120 p.
- HUSCH B., MILLER C.I. & BEERS W.B. [1982]. *Forest mensuration*. 3rd ed., USA, New York, John Wiley & Sons, 402 p.
- HUSCH B., BEERS T.W. & KERSHAW J.A. Jr [2003]. *Forest mensuration*. 4th ed. , USA, New York, John Wiley & Sons, 443 p.
- HYINK D.M. [1979]. *A generalized method for the projection of diameter distributions applied to uneven-aged forest stands*. Ph. D. Thesis, Purdue University. Cité par : HUSCH et al. [1982].
- HYINK D.M. & MOSER J.W. Jr. [1979]. Application of diameter distributions for yield production in uneven-aged forests. *In: Forest Resource Inventories*. Fort Collins, Colorado State University, 906-916.

I

- IFN [1985]. *But et méthodes de l'inventaire forestier national*. Paris, Ministère de l'Agriculture, Service des Forêts, 67 p.
- IFRF [1966]. *Tables de production pour le sapin*. Birmensdorf-Zürich, Institut Fédéral de Recherches Forestières, 67 p.
- ILES K.I. & WILSON W.H. [1988]. Changing angle gauges in variable plot sampling: is there a bias under ordinary conditions ? *Can. J. For. Res.*, **18**, 768-773.
- IPCC [2006]. *2006 IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories Programme*. *In: EGGLESTON H.S. et al. (eds.)*. Published: IGES, Japan.
- IUFRO [1965]. *The standardization of symbols in Forest mensuration*. Technical Bulletin 15. University of Maine, Agricultural Experimental Station, 32 p.

J

- JACKSON M.T. & PETTY R.O. [1973]. A simple optical device for measuring vertical projection of tree crowns. *For. Sci.*, **19**, 60-62.
- JENNINGS S.B., BROWN N.D. & SHEIL D. [1999]. Assessing forest canopies and understorey illumination: canopy closure, canopy cover and other measures. *Forestry*, **72**, 59-73.
- JENSEN J.R. [2007]. *Remote sensing of the environment -An earth resource perspective* (2nd ed.). Upper Saddle River, Pearson Prentice Hall, 544 p.
- JOHANN K. [1974]. Höhenmessung mittels Blume-Leiss-Höhenmesser bei variabler Entfernung zum Messbaum. *Forstwiss. Centralbl.*, **93**, 86-91.
- JOHANN K. [1977]. Eine neue Jahrringmessanlage für Bohrkerne und Stammscheiben. *Forstarchiv*, **48**, 204-206.
- JOHNSEN K.H. et al. [2001]. Carbon sequestration and southern pine forests. *Ź. For.*, **99**, 14-20.
- JOHNSEN K.L. et al. [2001]. Process models as tools in forestry research and management. *For. Sci.*, **47**, 2-8.
- JOHNSON F.A. [1966]. *Bark factors for douglas-fir*. Research Note PNW-34. USDA Forest Service, 3 p.
- JOHNSON N.L. & KOTZ S. [1970]. *Distributions in statistics: continuous univariate distributions* (vol. 1). Boston, Houghton Mifflin Co., 250-266.
- JOHNSON N.L., NIXON E., AMOS D.E. & PEARSON E.S. [1963]. Table of percentage points of Pearson curves, for given and, expressed in standard measure. *Biometrika*, **50**, 459-498.
- JOHNSON E.W. [1973]. *Relationship between point density measurements and the subsequent growth of southern pines*. Agric. Exp. Sta. Bull. 447. Auburn University, Auburn, AL.
- JOHNSTON C.A. [1998]. *Geographic Information Systems in Ecology*. Oxford, Blackwell Science Ltd., 239 p.
- JOHNSTON D.R. & BRADLEY R.T. [1963]. Forest management tables. *Commonw. For. Rev.*, **42**, 217-227.
- JOHNSTON D.R., GRAYSON A.J. & BRADLEY R.T. [1967]. *Forest planning* London, Faber and Faber, 541 p.
- JONES J.R. [1969]. *Review and comparison of site evaluation methods*. Research Paper RM-51. USDA Forest Service, 27 p.
- JONSSON B. [1981]. An electronic caliper with automatic data storage. *For. Sci.*, **27**, 765-770.
- JONSSON B., HOLM S. & KALLUR H. [1992]. A forest inventory method based on density-adapted circular plot size. *Scand. Ź. For. Res.*, **7**, 405-421.
- JONSSON B. & MATERN B. [1982]. Sample plots on sloping ground. *For. Sci.*, **28**, 2-4.

K

- KEEPERS C.H. [1945]. A new method of measuring the actual volume of wood in stacks. *Ź. For.*, **43**, 16-22.
- KENNEL R. [1964]. Erfahrungen mit der Umfangsmessung. *Forstwiss. Centralbl.*, **83**, 257-330.
- KER J.W. & SMITH J.H.G. [1957]. Sampling for height-diameter relationship. *Ź. For.*, **55**, 205-207.

- KINERSON R.S. [1973]. A transducer for investigation of diameter growth. *For. Sci.*, **18**, 230-232.
- KINLOCH D. & PAGE G. [1966]. Quantitative techniques for relating site conditions to the productivity of certain conifers in North Wales. *In: Proceedings of the 6th World Forestry Congress*, Madrid 1966, **2**, 1438-1441.
- KISH L. [1965]. *Survey sampling*. New York, London, John Wiley & Sons, 643 p.
- KLEPAC D. [1958]. The relationship between bark thickness and d.b.h. for the more important Yugoslavian hardwoods. *Sum. List.*, **82**, 251-267.
- KLEPAC D. [1962]. Comment limiter les dégâts provoqués par les sondages à la tarière de PRESSLER. *Sum. List.*, **86**, 120-122.
- KOESTEL G., LECOMTE H. & RONDEUX J. [1999]. La gestion forestière durable en Région wallonne. L'apport de l'inventaire permanent. 1- Concepts généraux et étude de faisabilité. *Silva Belgica*, **106**, 9-15.
- KÖHL M., MAGNUSSEN S.S. & MARCHETTI M. (eds.) [2006]. *Sampling methods, Remote sensing and GIS multiresource forest inventory*. Berlin, Heidelberg, Springer, 374 p.
- KOIVISTO P. [1970]. Regionality of forest growth in Finland. *Comm. Inst. For. Fenn.*, **71**, 76 p.
- KORTHONEN J. [1979]. One person circular plot establishment. *For. Chron.*, **55**, 51-53.
- KOZAK A. [1970]. A simple method to test parallelism and coincidence for curvilinear regressions. *In: IUFRO 3rd Conference Advisory Group of Forest Statisticians, Section 25*. Publication 1972-3. Jouy-en-Josas, INRA, 133-145.
- KOZAK A. & SMITH J.H.G. [1966]. Critical analysis of multivariate techniques estimating tree taper suggests that simpler methods are best. *For. Chron.*, **42**, 458-463.
- KOZAK A., MUNRO D.D. & SMITH J.H.G. [1969]. Taper functions and their application in forest inventory. *For. Chron.*, **45**, 278-283.
- KOZAK A. & YANG R.C. [1978]. *Height-diameter curves, another application of the Weibull function in forestry*. Prepared for: IUFRO Conference, Subject Group S6.02, Statistical methods, mathematics and computers, June 12-17, 1978, Freiburg, 12 p.
- KRAJICEK J.E., BRINKMAN K.A. & GINGRICH S.F. [1961]. Crown competition. A measure of density. *For. Sci.*, **7**, 35-42.
- KRAMER H. [1959]. Die Oberhöhe als Bestandesmerkmal. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **130**, 241-255.
- KRAMER H. [1961]. Die Verwendung die Oberhöhe in der Forsteinrichtung. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **132**, 122-129.
- KRAMER H. [1963]. Der Einfluss von Grossklima und Standort auf die Entwicklung von Waldbeständen am Beispiel langfristig beobachteter Versuchsflächen von Douglasie, Fichte, Buche und Eiche. *Schriftenr. Forst. Fak. Univ. Göttingen*, **31-32**, 140 p.
- KRAMER H. [1964]. Zur Verwendung der Oberhöhe. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **135**, 298-304.
- KRAMER H. [1988]. *Waldwachstumslehre*. Hamburg, Verlag Paul Parey, 374 p.
- KRAMER H. & DONG P.H. [1982]. Kronenanalyse für Zuwachsuntersuchungen in immissionsgeschädigten Nadelholzbeständen. *Forst-u. Holzwirt.*, **40**, 115-118.
- Krenn K. [1948]. Tarife zur Massenberechnung von Beständen. *Bad. Forstl. Versuchsanst.*, **6**, 49 p.
- KULOW D.L. [1966]. Comparison of forest sampling designs. *J. For.*, **64**, 469-474.
- KURTH H. & FISCHER O. [1965]. Die Genauigkeit des Spiegelrelaskop bei der Ermittlung der Schaftholzformhöhe, der Scheitelhöhe und der Durchmesser in verschiedenen Höhen am Schaft. *Arch. Forstwes.*, **14**, 1185-1199.

L

- LAMONT R.H., TROCHLIL R.C. & MEYER M.P. [1966]. *A test of a composite local aerial stand volume table outside the locality of origin*. Minnesota Forestry Research Notes 168, 2 p.
- LANDIS T.D. & MORGEN E.W. [1975]. Tree strata biomass of subalpine spruce-fir stands in Southwestern Colorado. *For. Sci.*, **21**, 9-12.
- LANDRES P., SPILDIE D.R. & QUEEN L.P. [2001]. *GIS applications to wilderness management: potential uses and limitations*. Rocky Mtn. Res. Sta. Gen. Tech. Rep. RMRS-GTR-80. USDA Forest Service, 9 p.
- LAPPI J. & BAILEY R. [1987]. Estimation of diameter increment function or other tree relationships using angle-count samples. *For. Sci.*, **33**, 725-739.
- LARSEN D.R. & KERSHAW J.A. Jr [1990]. *The measurement of leaf area*. In: LASSOIE J. & HINKLEY T. (eds). *Techniques in forest tree ecophysiology*. CRC Press, Boca Raton, FL, 465-475.
- LARSON P.R. [1963]. Stem form development of forest trees. *For. Sci. Monograph*, **5**, 42 p.
- LATTE N. et al. [2013]. Description of a new procedure to estimate the carbon stocks of all forest pools and impact assessment of methodological choices on the estimates. *Eur. J. Forest Res.*, **132**, 565-577. (doi: 10.1007/s10342-013-0701-6).
- LAURENT C. & RONDEUX J. [1985a]. *L'accroissement des peuplements forestiers : comparaison entre inventaires successifs et sondages à la tarière*. Document 85-1, Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Centre de Recherche et de Promotion Forestières IRSIA, Section «Aménagement et Production», 21 p.
- LAURENT C. & RONDEUX J. [1985b]. *Étude comparative de diverses unités d'échantillonnage à nombre de bois prédéterminé (cas de forêts résineuses équiennes)*. Document 85-2, Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Centre de Recherche et de Promotion Forestières IRSIA, Section «Aménagement et Production», 21 p.
- LEARY R.A. [1991]. Near-normal, empirical, and identity yield tables for estimating stand growth. *Can. J. For. Res.*, **21**, 353-362.
- LEBOURGEOIS P. & MERIAN P. [2012]. *Principes et méthodes de la dendrochronologie*. Laboratoire d'Étude des Ressources Forêt-Bois (LERFOB) – Unité Mixte de Recherches INRA-ENGREF 1092 AgroParisTech – ENGREF. Nancy, 85 p.
- LECOMTE H., KOESTEL G. & RONDEUX J. [1999]. La gestion forestière durable en Région wallonne : L'apport de l'inventaire permanent. 2- Intégration des indicateurs à l'inventaire. *Silva Belgica*, **106**, 7-14.
- LECOMTE H. & RONDEUX J. [1992]. Les inventaires forestiers nationaux en Europe, tentative de synthèse. *Cah. For. Gembloux*, **5**, 35 p.
- LEFSKY M. & McHALE M. [2008]. Volume estimates of trees with complex architecture from terrestrial laser scanning. *J. Appl. Remote Sens.*, **2**, 023521: (2008), 19 p. (doi: 10.1117/1.2939008).
- LE GOFF N. [1982]. Productivité du frêne en région Nord-Picardie. A.- Courbes de croissance en hauteur. *Ann. Sci. For.*, **39**, 259-288.
- LEJEUNE P. [1994]. *Modélisation de la croissance et du développement de peuplements forestiers d'âges multiples : application à la hêtraie wallonne*. Thèse de doctorat. Faculté universitaires des Sciences agronomiques de Gembloux, 210 p.
- LEJEUNE P. & RONDEUX J. [1994]. Modèles de cubage pour essences multi-tiges : application à des plantations d'acacia. *Cah. Agric.*, **3**, 189-194.

- LEJEUNE P. & RONDEUX J. [1999]. Les nouveaux outils de l'aménagement forestier : l'exemple des systèmes d'information géographique. *Rev. For. Fr.*, **51**, (NS), 169-184.
- LEJEUNE P. [2001]. *Les possibilités d'utilisation du GPS en forêt*. Note technique forestière de Gembloux n° 3, Faculté universitaire des Sciences agronomiques de Gembloux, 10 p.
- LEJEUNE P., CLAESSENS H., ALDERWEIRELD M. & RONDEUX J. [2007]. Vers une gestion intégrée et participative de la forêt ? L'exemple de la Commune de Nassogne. *Forêt wallonne*, **86**, 11-23.
- LEJEUNE P. et al. [2005]. L'inventaire par évaluation visuelle de grosseurs d'arbres, une alternative pertinente aux inventaires forestiers complets. *Ann. Sci. For.*, **62**, 343-349.
- LEJEUNE P. & RONDEUX J. [2007]. Les performances de quelques GPS portables en milieu forestier. *Forêt wallonne*, **88**, 29-36.
- LE MOGUEDEC G. & DHOTE J.F. [2012]. Fagacées: a tree-centered growth and yield model for sessile oak (*Quercus petraea* L.) and common beech (*Fagus sylvatica* L.). *Ann. For. Sci.*, **69**, 257-269.
- LEMOINE B. [1969]. Le pin maritime dans les landes de Gascogne. Étude des relations d'allométrie concernant le volume des peuplements en liaison avec certaines caractéristiques de la station. *Ann. Sci. For.*, **26**, 445-473.
- LENZ O. [1957]. Utilisation de la radiographie pour l'examen des couches d'accroissement. *Mitt. Schweiz. Anst. Forstl. Versuchswes.*, **33**, 125-134.
- LENZ O. & OSWALD K. [1971]. Über Schäden durch Bohrspanentnahme an Fichte, Tanne und Buche. *Mitt. Schweiz. Anst. Forstl. Versuchswes.*, **47**, 1-29.
- LEQUEUX P. et al. [1990]. *Énergie et biomasse. La densification*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 188 p.
- LESSARD V., REED D.D. & MONKEVICH N. [1994]. Comparing *N*-tree distance sampling with point and plot sampling in northern Michigan forest types. *North. J. Appl. For.*, **11**, 12-16.
- LHOTKA J.M. & LOWENSTEIN E.F. [2006]. Indirect measures for characterizing light along a gradient of mixed-hardwood riparian forest canopy structures. *For. Ecol. Manag.*, **226**, 310-318.
- LIGOT G. et al. [2014]. Suivi scientifique de vingt-sept régénérations naturelles de chêne sessile et de hêtre en Ardenne : Retour d'expérience. *Forêt wallonne*, **128**, 1-13.
- LIM K. et al. [2003]. LiDAR remote sensing of forest structure. *Prog. Phys. Geogr.*, **27**, 88-106.
- LOETSCH F. [1953]. Massenzuwachsermittlung durch Bohrspanproben unter Anwendung mathematische statistischer Methoden. *Z. Weltforstwirtschaft.*, **16**, 77-98.
- LOETSCH F. [1954]. Das Tariffdifferenzverfahren zur Massenzuwachsermittlung. Anwendung in der forstlichen Praxis und im Versuchswesen. *Schweiz. Z. Forstwes.*, **105**, 207-233, 276-296.
- LOETSCH F. [1960]. *Application of mean tree tariffs for the further development of forest management of the plantation forest*. Report 1281. Rome, FAO, 114 p.
- LOETSCH F. & HALLER K.E. [1964]. *Forest inventory. Vol. 1*. München, BLV Verlagsgesellschaft, 436 p.
- LOETSCH F., ZÖHRER F. & HALLER K.E. [1973]. *Forest inventory. Vol. 2*. München, BLV Verlagsgesellschaft, 469 p.
- LOEWENSTEIN E.F., JOHNSON P.S. & GARRETT H.E. [2000]. Age and diameter structure of an uneven-aged oak forest. *Can. J. Forest Res.*, **30**, 1060-1070.

- LONGLEY P.A. [1999]. *Geographic information systems: principles, techniques, applications and management*. 2nd ed. New York, J. Wiley & Sons, 1296 p.
- LORIMER G.L. [1983]. Tests of age-independant competition indices for individual trees in natural hardwood stands. *For. Ecol. Manag.*, **67**, 343-360.
- LOSSAINT P. & RAPP M. [1978]. La forêt méditerranéenne de chênes verts. *In : Problèmes d'écologie : structure et fonctionnement des écosystèmes terrestres*. LAMOTTE et BOURLIÈRE (éds). Paris, Masson, 129-185.
- LUND H.G. [1991]. Present and prospective knowledge on usable forest resources. *Rev. For. Fr.*, H.S., **6**, 45-53.
- LYNCH T.B. & RUSYDI R. [1999]. Distance sampling for forest inventory in Indonesian teak plantations. *For. Ecol. Manag.*, **113**, 215-221.

M

- MAAS H.G., BIENERT A., SCHELLER S. & KEANE E. [2008]. Automatic forest inventory parameter from terrestrial laser scanner data. *International Journal of Remote Sensing*, **29**, 1579-1593.
- MACARTHUR R.H. & HORN H.S. [1969]. Foliage profile by vertical measurements. *Ecology*, **60**, 802-804.
- MCCARTER J.B. et al. [1998]. Landscape management through integration of existing tools and emerging technologies. *J. For.*, **96**, 17-23.
- MACFARLANE D.W., GREEN E.J. & BURKHART H.E. [2000]. Population density influences assessment and application of site index. *Can. J. Forest Res.*, **30**, 1472-1475.
- MCGAUGHEY R.J. [2013]. *FUSION/LDV: Software for LiDAR data analysis and visualization*. February 2013- FUSION Version 3.30. USDA Forest Service. Pacific Northwest Research Station, University of Washington, Seattle, WA, USA.
- MACLEAN C.D. [1972]. Improving inventory volume estimates by double sampling on aerial photographs. *J. For.*, **70**, 748-749.
- MACLEAN C.D. & BOLSINGER C.L. [1973]. *Estimating Dunning's site index from plant indicators*. Research Note PNW-197. USDA Forest Service, 10 p.
- MADER D.L. [1963]. Volume growth measurement - an analysis of function and characteristics in site evaluation. *J. For.*, **61**, 193-198.
- MADGWICK H.A.I. [1970]. Biomass and productivity models of forest canopies. *In: Ecological studies. Vol. 1. Analysis of temperate forest ecosystems*. London, Chapman & Hall, 47-54.
- MAGUIRE D.A. & BATISTA J.L.F. [1996]. Sapwood taper models and implied sapwood volume and foliage properties for coastal Douglas-fir. *Can. J. For. Res.*, **26**, 849-863.
- MAGURRAN A.E. [1988]. *Ecological diversity and its measurement*. London, Croom Helm, 179 p.
- MALTAMO M. et al. [2009]. Combining ALS and NFI training data for forest management planning: a case study in Kuortane, Western Finland. *Eur. J. Forest. Res.*, **128**(3), 305-317.
- MALTAMO M. et al. [2011]. *Airborne laser scanning based stand level management inventory in Finland*. *In: Proceedings of SilviLaser 2011, 11th International Conference on LiDAR Applications for Assessing Forest Ecosystems*, University of Tasmania, Australia, 16-20 October 2011, 1-10.

- MARCON E. [2010]. *Mesures de la biodiversité*. UMR EcoFoG, AgroParisTech, Cirad, 58 p.
- MARCHAND J. [1984]. Sapwood area as an estimator of foliage biomass and projected leaf area for *Abies balsamea* and *Picea rubens*. *Can. J. For. Res.*, **14**(1), 85-87.
- MARSHALL J.D. & WARING R.H. [1986]. Comparison of methods of estimating leaf-area index in old-growth Douglas fir. *Ecology*, **67**, 975-979.
- MARTIN G.L. [1982]. A method for estimating ingrowth on permanent horizontal sample points. *For. Sci.*, **28**, 110-114.
- MARTIN G.L. & EK A.R. [1984]. A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. *For. Sci.*, **30**, 731-743.
- MATERN B. [1956]. On the geometry of the cross section of a stem. *Medd. Stat. Skogsforskningsinst.*, **46**, 1-28.
- MATERN B. [1969]. Wie gross ist die "Relascope-Fläche"? *Allg. Forstzt.*, **80**, 21-22.
- MATHYS L. [2005]. Erfassung von Waldlücken mittels Laserscanning, *Schweiz. Z. Forstwes.*, **156**, 372-377.
- MATTNEY T.G. & SULLIVAN A.P. [1982]. Variable top volume and height predictors for slash pine trees. *For. Sci.*, **28**, 274-282.
- MAWSON J.C. [1982]. Diameter growth on small forests. *J. For.*, **80**, 217-219.
- MCCOMBS J.W., ROBERTS S.D. & EVANS D.L. [2003]. Influence of fusing LiDAR and multispectral imagery on remotely sensed estimates of stand density and mean tree height in a managed loblolly pine plantation. *For. Sci.*, **49**, 457-466.
- MCLINTOCK T.F. & BICKFORD C.A. [1957]. *A proposed site index for red spruce in the Northeast*. Paper n°93. US Forest Service, Northern East Forestry Experimental Station, 30 p.
- MCCORMAC J.C. [1999]. *Surveying*. 4th ed. New York, Wiley, 415 p.
- MCGAUGHEY R.J. [1998]. Techniques for visualizing the appearance of forestry operations. *J. For.*, **96**, 9-14.
- MENDENHALL W., OTT L. et SCHEAFFER R.L. [1971]. *Elementary survey sampling* Belmont, California, Duxbury Press, 247 p.
- MEYER H.A. [1942]. *Methods of forest growth determination*. Bulletin 435. Pennsylvania State College, Agricultural Experimental Station, 93 p.
- MEYER H.A. [1952]. Structure, growth and drain in balanced uneven-aged forest. *J. For.*, **50**, 85-92.
- MEYER H.A. [1957]. *Forest mensuration*. 2nd ed. Pennsylvania State College, Pennsylvania Valley Publishers, 357 p.
- M'HIRIT O. [1976]. *L'analyse de tiges : une méthode pour approcher la croissance et la productivité des arbres forestiers*. Note technique. Salé, Maroc, École Nationale Ingénieurs Forestiers, 13 p.
- MIINA J. & PUKKALA T. [2002]. Application of ecological field theory in distance-dependent growth modelling. *For. Ecol. Manag.*, **161**, 101-107.
- MITCHELL K.J. [1975]. Dynamics and simulated yield of Douglas-fir. *For. Sci. Monograph*, **17**, 39 p.
- MITSCHERLICH G. [1957]. Das Wachstum der Fichte in Baden. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **128**, 171-184, 219-232, 245-256.
- MITSCHERLICH G. [1963]. Das Wachstum der Fichte in Europa. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **134**, 29-44, 61-72, 93-110, 125-140.

- MIYATA E.S., STEINHILB H.M. & WINSAUER S.A. [1981]. *Using work sampling to analyze logging operations*. North Central For. Exp. Stat. Res. Pap. NC-213. USDA Forest service, 8 p.
- MOESSNER K.E. [1949]. A crown density scales for photo interpreters. *J. For.*, **47**, 569.
- MOESSNER K.E. [1960]. *Training handbook*. US Forest Service, Intermountain Forest Range, Experimental Station, 73 p.
- MOESSNER K.E., BRUNSON D.F. & JENSEN C.E. [1951]. *Aerial volume tables for hardwood stands in the Central States*. Technical Paper n° 122. US Forest Service, 15 p.
- MONSERUD R.A. & STERBA H. [1996]. A basal area increment model for individual trees growing in even and uneven-aged forest stands in Austria. *For. Ecol. Manag.*, **80**, 57-80.
- MONSERUD R.A., LEDERMAN T. & STERBA H. [2005]. Are self-thinning constraints needed in a tree-specific mortality model? *For. Sci.*, **50**, 848-858.
- MOORE J.A., BUDELSKY C.A. & SCHLESINGER R.C. [1973]. A new index representing individual tree competitive status. *Can. J. Forest Res.*, **3**, 495-500.
- MOOSMAYER H.U. & SCHÖPFER W. [1972]. Beziehungen zwischen Standortsfaktoren und Wuchsleistung der Fichte. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **143**, 203-215.
- MOSER J.W. [1976]. Specification of density for the inverse J-Shaped diameter distribution. *For. Sci.*, **22**, 177-180.
- MOSER J.W. & HALL O.F. [1969]. Deriving growth and yield functions for uneven-aged forest stand. *For. Sci.*, **15**, 183-188.
- MOWRER H.T., CZAPLEWSKI R.L. & HAMRE R.H. (tech. coords). [1996]. *Spatial Accuracy Assessment in Natural Resources and Environmental Sciences: Second International Symposium. May 21-23, 1996*. Gen. Tech. Rep. RM-GTR-277. Fort Collins, CO: U.S. Department of Agriculture. Forest Service, Rocky Mountain Forest and Range Experimentation Station, 728 p.
- MUHAIRWE C.K. [2000]. Bark thickness equations for five commercial tree species in regrowth forests of northern New South Wales. *Austr. For.*, **63**, 34-43.
- MÜLLER G. [1936]. Über den mittleren Okularschätzungsfehler bei der Holzmassenermittlung in Sachsen. *Tharandter Forstl. Jahrb.*, **87**, 327-344.
- MUNAUT A.V. [1978]. *La dendrochronologie, une synthèse de ses méthodes et applications*. Liège, Société Botanique de Liège, 47 p.
- MUNRO D.D. [1974]. Forest growth models: a prognosis. In: *Growth models for tree and stand simulation*. Research Note n° 30. Stockholm, Royal College of Forestry, Department of Forest Yield Research, 7-21.
- MURPHY D.L. [1991]. The use of GIS as a tool in forestry. *Rev. For. Fr. H.S.*, **4**, 115-124.
- MURPHY P.A. & FARRAR R.M. [1982]. Calculation of theoretical uneven-aged stand structures with the exponential distribution. *For. Sci.*, **28**, 105-109.
- MURPHY P.A. & SHELTON M.C. [1996]. An individual-tree basal area growth model for loblolly pine stands. *Can. J. For. Res.*, **26**, 327-331.
- MYERS C.A. & VAN DEUSDEN J.L. [1960]. Site index of ponderosa pine in the Black Hills from soil and topography. *J. For.*, **58**, 548-555.

N

- NAESSET E. [2002]. Determination of mean tree height of forest stands by digital photogrammetry. *Scan. J. Forest Res.*, **17**, 446-459.

- NAESSET E. [2007]. Airborne laser scanning as a method in operational forest inventory: status of accuracy assessments accomplished in Scandinavia. *Scan. J. Forest Res.*, **22**(5), 433-442.
- NAGEL J. & ATHARI S. [1982]. Stammanalyse und ihre Durchführung. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **153**, 179-182.
- NAKAI Y., HOSOI F. & OMASA K. [2010]. Estimation of coniferous standing tree volume using airborne LiDAR and passive optical remote sensing. *J. Agric. Meteorol.*, **66**(2), 111-116.
- NÄSLUND M. [1929]. The number of sample trees and the accuracy of the height curve. *Medd. Stat. Skogsförsöksanst.*, **25**, 93-170.
- NÄSLUND M. [1947]. Functions and tables for computing the cubic volume of standing trees. *Medd. Stat. Forskn. Inst.*, **36**, 41-53.
- NEWNHAM R. [1964]. *The development of a stand model for Douglas-fir*. Ph. D. Thesis, University of British Columbia, 201 p.
- NIGH G.D. [1998]. *Minimum standards and stem analysis procedures for site index research*. Victoria BC, B.C. Forest Productivity Council, 9 p.
- NILSSON N.E. [1962]. Yield tables from the national forest survey. *Medd. Skogsforskningsinst., Stockholm*, **50**(1), 152 p.
- NOGUEIRA E.M., NELSON B.W. & FEARNSTIDE P.M. [2006]. Volume and biomass of trees in central Amazonia: influence of irregularly shaped and hollow trunks. *For. Ecol. Manag.*, **227**, 14-21.

O

- O'BRIEN R. & VAN HOOSER D.D. [1983]. *Understory vegetation inventory: an efficient procedure*. Intermtn. For. Range Exp. Sta. Res. Pap. INT-323. USDA Forest Service, 6 p.
- ONF [2011]. Télédétection et gestion des forêts. ONF, *Rendez-vous techniques*, **31**, 17-73.
- O'HARA K.L. & VALLAPPIL N.L. [1995]. Sapwood-leaf area prediction equations for multi-aged ponderosa pine stands in western Montana and central Oregon. *Can. J. Forest Res.*, **25**, 1553-1557.
- ODERWALD R.G. [1981a]. Point and plot sampling: the relationship. *J. For.*, **79**, 377-378.
- ODERWALD R.G. [1981b]. Comparison of point and plot sampling basal area estimators. *For. Sci.*, **27**, 42-48.
- OLIVER C.D. & STEPHENS E.P. [1977]. Reconstruction of a mixed-species forest in central New England. *Ecology*, **58**, 562-572.
- ONDOK J.P. [1984]. Simulation of stand geometry in photosynthetic models based on hemispherical photographs. *Photosynthetica*, **18**, 231-239.
- OPIE J.E. [1968]. Predictability of individual tree growth using various definitions of competing basal area. *For. Sci.*, **14**, 314-323.
- O'REGAN W.G. & ARVANITIS L.G. [1966]. Cost-effectiveness in forest sampling. *For. Sci.*, **12**, 406-414.
- ÖSTLIN E. [1963]. *Bark data for pine, spruce, birch, etc. Part. 1: Bark data for provinces and regions. Part. 2: Bark data for site and age classes and for sawlogs and pulpwood*. Stockholm, Inst. Skogstax. Skogshögsk., **5**, 145 p.
- OTOUL C. & RONDEUX J. [1980]. *Estimation quantitative de la productivité du chêne rouvre en futaies équiennes d'Ardenne occidentale*. Document n° 80-1. Gembloux, Faculté des Sciences

agronomiques, Centre de Recherche et de Promotion Forestières IRSIA, Section «Aménagement et Production», 20 p.

OTTORINI J.M. [1978]. Aspects de la notion de densité et croissance des arbres en peuplement. *Ann. Sci. For.*, **35**, 299-320.

P

PAGE G. [1970]. Quantitative site assessment: some practical applications in British Forestry. *Forestry*, **43**, 45-46.

PAGE G. [1976]. Quantitative evaluation of site potential for spruce and fir in Newfoundland. *For. Sci.*, **22**, 131-143.

PAL I. [2008]. Measurements of forest inventory parameters on terrestrial laser scanning data using digital geometry and topology. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing*, **37**, 1682-1750.

PALLEY M.N. & HORWITZ G. [1961]. Properties of some random and systematic point sampling estimators. *For. Sci.*, **7**, 52-65.

PALM R. [1981]. *Contribution méthodologique au cubage des arbres et à la construction des tables de cubage et d'assortiments*. Thèse de Doctorat, Faculté des Sciences agronomiques de Gembloux, 247 p.

PALM R. [1982]. Influence de la formule de cubage et de la longueur des billons sur la détermination du volume des arbres abattus. *Ann. Sci. For.*, **39**, 231-238.

PALM R. & RONDEUX J. [1976]. À propos de deux problèmes rencontrés dans la construction de tarifs de cubage : le choix des équations de régression et l'échantillonnage des arbres. *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **11**, 243-258.

PALM R. & CHENTOUF J. [1986]. Ajustement de faisceaux de courbes : application au cas de hauteurs d'arbres. *Notes Stat. Inform. Gembloux*, **86**(2), 14 p.

PANIZO G.J.L. et al. [2016]. Biomasse et stocks de carbone des forêts tropicales africaines (synthèse bibliographique). *Base*, **20**, 508-522.

PARDE J. [1957a]. La productivité des forêts de pin d'Alep en France. *Ann. Ec. Natl. Eaux Forêts*, **15**, 367-419.

PARDE J. [1957b]. Recherches sur l'application aux taillis sous futaie des méthodes mathématiques statistiques d'inventaire. *Ann. Ec. Natl. Eaux Forêts*, **15**, 457-556.

PARDE J. [1958]. Une belle réalisation suédoise : la machine à mesurer les accroissements annuels des arbres. *Rev. For. Fr.*, **10**, 274-278.

PARDE J. [1959]. Production ligneuse et indice de PATERSON. *J. For. Suisse*, **10**, 211-221.

PARDE J. [1961a]. *Dendrométrie*. Nancy, École Nationale du Génie rural, des Eaux et Forêts, 350 p.

PARDE J. [1961b]. Comment préciser l'intensité d'une éclaircie ? *Rev. For. Fr.*, **17**, 551-557.

PARDE J. [1964]. La «lecture» des bâtonnets extraits des arbres par sondages à la tarière. *Rev. For. Fr.*, **16**, 43-47.

PARDE J. [1976]. Les variations des tables de production. *Beih. Z. Schweizforstvereins*, **57**, 87-94.

PARDE J. [1977]. Biomasses forestières et utilisation totale des arbres. *Rev. For. Fr.*, **29**, 333-340.

PARDE J. [1980]. *Les biomasses forestières*. Seichamps, INRA, CNRF, 54 p.

- PARDE J. [1984]. Production et sylviculture de l'épicéa commun en plantations. *Rev. For. Fr.*, **36**, 259-267.
- PARDE J. & BOUCHON J. [1988]. *Dendrométrie*. 2^e éd. Nancy, École Nationale du Génie rural, des Eaux et Forêts, 328 p.
- PARKER R.C. & EVANS D.L. [2004]. An application of LiDAR in a double-sample forest inventory. *West. J. Appl. For.*, **19**, 95-101.
- PARRESOL B.R., HOTVEDT J.E. & CAO Q.V. [1987]. A volume and taper prediction system for bald cypress. *Can. J. For. Res.*, **17**, 250-259.
- PARRESOL B.R. [1999]. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. *For. Sci.*, **45**, 573-593.
- PAUWELS D., THIBAUT A., LEJEUNE P. & RONDEUX J. [1999]. Élaboration de courbes de croissance en hauteur dominante pour les mélèzes (*Larix decidua* Mill. et *Larix kaempferi* (Lamb.) Carr.) en Belgique méridionale. *Ann. For. Sci.*, **56**, 27-34.
- PAUWELS D. [2003]. *Conception d'un système d'aide à la décision pour le choix d'un scénario sylvicole : Application aux peuplements de mélèze en Région wallonne* (Thèse de doctorat). Gembloux. Faculté universitaire des Sciences agronomiques. 263 p.
- PAYENDAH B. & EK A.R. [1986]. Distance methods and density estimators. *Can. J. Forest Res.*, **16**, 918-924, [see also *erratum* in vol. 17, 95-96, 1987].
- PEET F.G., MORRISON D.J. & PELLOW K.W. [1997]. Using a hand-held electronic laser-based survey instrument for stem mapping. *Can. J. Forest Res.*, **27**, 2104-2108.
- PENG C. [2000]. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. *For. Ecol. Manag.*, **132**, 259-279.
- PEREIRA J.M.C. et al. [1997]. Leaf area estimation from tree allometrics in *Eucalyptus globulus* plantations. *Can. J. Forest Res.*, **27**, 166-173.
- PERIN J. et al. [2013]. Modelling the top-height growth and site index of Norway spruce in Southern Belgium. *For. Ecol. Manag.*, **298**, 62-70.
- PERROTTE G. [1976]. *Étude théorique sur les placettes d'échantillonnage à nombre d'arbres constant*. Document 86-1. Fontainebleau, Office National des Forêts, Section Technique, 34 p.
- PERSSON A., HOLMGREN J. & SÖDERMAN U. [2002]. Detecting and measuring individual trees using an airborne laser data. *Remote Sens. Environ.*, **78**, 328-340.
- PETTERSON H. [1955]. Yield of coniferous forests. *Medd. Stat. Skogsförsöksanst.*, **45**(1B), 189 p.
- PHILIP M.S. [1994]. *Measuring trees and forests*. 2nd ed. CAB International, Wallingford, 310 p.
- PHIPPS R.L. & GILBERT G.E. [1960]. An electric dendrograph. *Ecology*, **41**, 389-390.
- PICKFORD S.G. & HAZARD J.W. [1978]. Simulation studies on line intersect sampling of forest residue. *For. Sci.*, **24**, 469-483.
- PIBOULE A., KREBS M., TRICOT E. & COLIN A. [2013]. Le LiDAR terrestre : une technologie prometteuse pour l'inventaire forestier. ONF, *Rendez-vous techniques*, **39**(40), 68-73.
- PIELOU É.C. [1966]. The measurement of diversity in different types of biological collections. *J. Theor. Biol.*, **13**, 123-147.
- PIERCE L.L. & RUNNING S.W. [1988]. Rapid estimation of coniferous forest leaf area using a portable integrating radiometer. *Ecology*, **69**, 1762-1767.
- PLUTH D.J. & CAMERON D.R. [1971]. *Program for computing and graphing tree growth parameters from stem analysis*. Edmonton, Canada, University of Alberta, 9 p.

- POLGE H. [1966]. Établissement des courbes de variations de la densité du bois par exploration densitométrique de radiographies. *Ann. Sci. For.*, **23**, 1-215.
- POLGE H. & KELLER R. [1970]. Première appréciation de la qualité du bois en forêt par utilisation d'un torsiomètre. *Ann. Sci. For.*, **27**, 197-223.
- POLGE H. & THIERCELIN F. [1970]. Dégâts occasionnés par les sondages à la tarière. *Rev. For. Fr.*, **22**, 629-636.
- POLLANSCHÜTZ J. [1965]. Eine neue Methode der Formzahl-und Massenbestimmung stehender Stämme. *Mitt. Forstl. Bundes-Vers.anst. Wien*, **68**, 186 p.
- POPE R.B. [1962]. *Constructing aerial photo volume tables*. Research Paper 49. USDA Forest Service, 25 p.
- POPESCU-ZELETIN I. et al. [1957]. *Tabele dendrometrice*. Bucarest, Editura Agro-silvică de Stat., 1323 p. Cité par : BOUCHON J. [1974].
- PORTE A. & BARTELINK H.H. [2002]. Modelling mixed forest growth: a review of methods for forest management. *Ecol. Model.*, **150**, 141-188.
- POST W.M., IZAURRALDE R.C., MANN L.K. & BLISS N. [1999]. *Monitoring and verification of soil organic carbon sequestration*. In: *Symposium: carbon sequestration in soils science, monitoring and beyond*. Dec. 3-5, St Michaels, MD, 41 p.
- PRETZSCH H. [1995]. Zum Einfluss des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs. *Allg. Forst- Jagdztg.*, **166**, 190-201.
- PREVOSTO B. [2005]. Les indices de compétition en foresterie : exemples d'utilisation, intérêts et limites. *Rev. For. Fr.*, **57**(5), 413-430.
- PRODAN M. [1944]. *Zuwachs-und Ertragsuntersuchungen in Plenterwald*. Thesis, Universität Freiburg i. Br. Cité par : LOETSCH F. et al. [1973].
- PRODAN M. [1965]. *Holzmesselehre*. Frankfurt am Main, J.D. Sauerländer's Verlag, 644 p.
- PRODAN M. [1968a]. *Forest biometrics*. New York, Pergamon Press, 447 p.
- PRODAN M. [1968b]. Punktstichprobe für die Forsteinrichtung. *Forst- Holzwirtsch.*, **23**, 225-226.
- PRODAN M., PETERS R., COX F. & REAL P. [1997]. *Mensura forestal*. Deutsche Gesellschaft für Zusammenarbeit (GTZ) GmbH, Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), San José, Costa Rica, 561 p.

R

- RAILE G.K. [1982]. *Estimating stump volume*. Research Paper NC-224. USDA Forest Service, 4 p.
- RANNEBY B. et al. [1987]. Designing a new national forest survey for Sweden. *Stud. For. Svecica*, **177**, 29 p.
- RAVART M. [1981]. *Le pentaprisme de WHEELER*. Document 81/02. Champenoux, INRA, CNRF, Station de Sylviculture et de Production, 5 p.
- RAWAT A.S. & FRANZ F. [1974]. Detailed non-linear asymptotic regression studies on tree and stand growth with particular reference to forest yield research in Bavaria (Bayern, Germany) and India. In: *Growth models for tree and stand simulation*. Research Note n°30. Stockholm, Royal College of Forestry, Department of Forest Yield Research, 182-221.
- RAWLS W.J. [1983]. Estimating soil bulk density from particle size analysis and organic matter content. *Soil Science*, **135**, 123-125.

- REINEKE L.H. [1933]. Perfecting a stand-density index for even-aged forest. *J. Agr. Res.*, **46**, 627-638.
- RENNIE J.C., CLARK J.D. & SWEENEY J.M. [2000]. Evaluation of habitat suitability index models for assessing biotic resources. In: *Integrated tools for natural resources inventories in the 21st century. Proc. IUFRO Conf.*, Boise, ID, Aug. 16-20, 1988 North central For. Exp. Sta. Gen. Tech. Rep. NC-212, USDA Forest Service, 321-325.
- RENNOLLS K. [1978]. "Top height": its definition and estimation. *Commonw. For. Rev.*, **57**, 215-219.
- RENYI A. [1961]. On measure of entropy and information. In: *Proceedings of the 4th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. Vol. 1 NEYMAN J. (ed.). University of California Press, Berkeley, 547-561.
- REPOLA J. [2009]. Biomass equations for Scots pine and Norway spruce in Finland. *Silva Fennica*, **43**, 625-647.
- REYNOLDS M.R., BURK T.E. & HUANG W. [1988]. Goodness-of-fit tests and model selection procedures for diameter distribution models. *For. Sci.*, **34**, 373-399.
- RICHTER A., GROSSMANN H. & THIELE H. [1953]. Beiträge zur Methodik der Holzvorratsinventuren auf mathematisch-statistischer Grundlage. *Arch. Forstwes.*, **2**, 142-181, 289-339, 481-501.
- RICHTER A. & GROSSMANN H. [1959]. Untersuchungen über Probekreisgröße und Netzpunktdichte bei Holzvorratsinventuren. *Arch. Forstwes.*, **8**, 976-1016.
- RINGVALL A. & STÄHL G. [1999]. Field aspects of line intersect sampling for assessing coarse woody debris. *For. Ecol. Manag.*, **119**, 163-170.
- ROBERTS S.D. et al. [2005]. Using LiDAR to estimate individual tree leaf area and associated dimensions of loblolly pine plantations. *For. Ecol. Manag.*, **213**, 54-70.
- ROEDER A. [1979]. Sequential sampling for reducing costs - a case study. In: *Forest Resource Inventories. Workshop Proceedings*. Colorado State University, Fort Collins, **1**, 279-288.
- ROESCH F., GREEN E.J. & SCOTT C.T. [1989]. New compatible estimators for survivor growth and ingrowth from remeasured horizontal point samples. *For. Sci.*, **35**, 281-293.
- RÖHLE H. & HUBER W. [1985]. Untersuchungen zur Methode der Ablattung von Kronenradien und der Berechnung von Kronenradien und der Berechnung von Kronengrundflächen. *Forstarchiv*, 238-243.
- RONDEUX J. [1972]. À propos de l'automatisation des inventaires forestiers complets. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **79**, 237-252.
- RONDEUX J. [1973a]. Principes de construction des tarifs de cubage mathématiques et de traitement automatique d'observations dendrométriques. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **80**, 165-187.
- RONDEUX J. [1973b]. Simulation de l'évolution de peuplements forestiers dans le contexte d'une sylviculture intensive. In: *Growth models for tree and stand simulation.*, Research Note n°30. Stockholm, Royal College of Forestry, Dept Forest Yield Res., 309-326.
- RONDEUX J. [1977a]. Construction et utilisation de tarifs de cubage peuplement pour l'épicéa (*Picea abies* KARST) en Ardenne méridionale. *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **12**, 339-348.
- RONDEUX J. [1977b]. Tarifs de cubage «peuplements» pour l'épicéa commun en Ardenne. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **84**, 124-130.
- RONDEUX J. [1977c]. Estimation de la productivité forestière : principes et méthodes. *Ann. Gembloux*, **83**, 5-17.

- RONDEUX J. [1978a]. *Lexique des principaux termes dendrométriques*. Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Chaire de Sylviculture, 34 p.
- RONDEUX J. [1978b]. Le dendromètre SUUNTO. *Rev. For. Fr.*, **30**, 387-391.
- RONDEUX J. [1978c]. *De l'importance des composantes de l'accroissement d'un peuplement forestier*. Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Chaire de Sylviculture, 12 p.
- RONDEUX J. [1978d]. Indices de densité pour les peuplements d'épicéa (*Picea abies* KARST) d'Ardenne. *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **13**, 177-182.
- RONDEUX J. [1979]. Détermination de surfaces forestières par comptage de points et par transects. *Ann. Gembloux*, **85**, 91-98.
- RONDEUX J. [1980]. A flexible yield and management model for spruce in Belgian Ardennes. In: *Planning, performance and evaluation of growth and yield studies*. Oxford, Commonwealth Forestry Institute, University of Oxford, 100-109.
- RONDEUX J. [1981]. La mesure de la hauteur des arbres au moyen d'un clinomètre. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **89**, 57-62.
- RONDEUX J. [1983a]. La méthode de l'angle critique : une conception particulière de l'échantillonnage appliqué aux inventaires forestiers. *Ann. Gembloux*, **89**, 183-200.
- RONDEUX J. [1983b]. *Inventaire des ressources forestières wallonnes : guide méthodologique*. Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Unité de Gestion et Économie forestières, 169 p.
- RONDEUX J. [1983c]. Un inventaire forestier au service de la Région Wallonne. *Wallonie*, **10**, 41-50.
- RONDEUX J. [1993]. La saisie électronique des données en forêt : réalités et perspectives. *Rev. For. Fr.*, **45**(NS), 20-26.
- RONDEUX J. [1999]. *La mesure des arbres et des peuplements forestiers*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 2^e éd., 540 p.
- RONDEUX J. & GRAYET J.P. [1978]. *Principes et applications d'inventaires forestiers par parcelles de gestion*. Note technique 78-2, Gembloux, Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Centre de Recherche et de Promotion Forestières IRSIA, Section «Aménagement et Production», 15 p.
- RONDEUX J. & DELVAUX J. [1979]. *Tables de gestion et de récolte «à la carte». Un modèle simple pour l'épicéa commun en Ardenne belge*. Travaux série B n°44. Groenendaal-Hoeilaart, Station de Recherche des Eaux et Forêts, 19 p.
- RONDEUX J. & CLAUSTRIAUX J.J. [1983]. Précision de la mesure de hauteurs d'essences feuillues. *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **18**, 61-69.
- RONDEUX J. & FAGOT J. [1984]. Les encodeurs portables : une nouvelle voie pour l'enregistrement électronique des données en forêts. *J. For. Suisse*, **135**, 27-35.
- RONDEUX J., DEGACHI S. & HEBERT J. [1987]. *ANA.TIG : un logiciel destiné à l'analyse de tiges*. Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Unité de Gestion et Économie forestières, 17 p.
- RONDEUX J., LAURENT C. & THIBAUT A. [1991]. Construction d'une table de production pour le douglas (*Pseudotsuga menziesii* (MIRB.) FRANCO). *Cah. For. Gembloux*, **3**, 23 p.
- RONDEUX J. & THIBAUT A. [1996]. *Tables de production relatives au douglas (*Pseudotsuga menziesii* (MIRB) Franco)*. Gembloux, Presses agronomiques de Gembloux, 152 p.
- RONDEUX J. & PAUWELS D. [1998]. Le Forestor Vertex : une nouvelle génération de dendromètres. *Rev. For. Fr.*, **50**, 59-64.

- RONDEUX J., LEJEUNE P., THIBAUT A. & CLAESSENS H. [1998]. Tarifs de cubage et paramètres de forme. L'aulne glutineux. *Silva Belgica*, **105**, 7-12.
- RONDEUX J. & CAVELIER T. [2001]. Inventaire forestier régional et saisie électronique des données : une synergie prometteuse. *Rev. For. Fr.*, **53**, 81-87.
- RONDEUX J. & LECOMTE H. [2005]. L'inventaire permanent des ressources forestières : observatoire et base d'un tableau de bord de la forêt wallonne. Wallonie, *Revue du Conseil Économique et Social de la Région wallonne*, **83**, 61-67.
- RONDEUX J. & LECOMTE H. [2010]. *Inventaire Permanent des Ressources Forestières de Wallonie (IPRFW) – Guide méthodologique*. SPW – DGO3 (Direction générale opérationnelle de l'Agriculture, des Ressources naturelles et de l'Environnement. Département de la Nature et des Forêts, Jambes (Namur), 163 p.
- RONDEUX J. et al. [2012]. Assessing deadwood using harmonized national forest inventory data. *For. Sci.*, **58**, 269-283.
- RONDEUX J. et al. [2014]. *La forêt luxembourgeoise en chiffres. Résultats de l'inventaire forestier national au Grand-Duché de Luxembourg 2009-2011*. Administration de la nature et des forêts. Service des forêts. Luxembourg, 242 p.
- ROTUEUDT H. & VERRUE V. [2002]. Le compas électronique outil d'informatisation de la mesure de diamètres d'arbres. *Forêt wallonne*, **60**, 26-30.
- ROW C. & GUTTENBERG S. [1966]. Determining weight volume relationships for saw logs. *Forest Prod. J.*, **16**, 39-47.
- RUBIN B.D., MANION P.D. & FABER-LANGENDOEN D. [2006]. Diameter distributions and structural sustainability in forests. *For. Ecol. Manag.*, **222**, 427-438.
- RUNNING S.W., PETERON D.L., SPANNER M.A. & TEUBER K.B. [1986]. Remote sensing of coniferous forest land area. *Ecology*, **67**, 273-276.
- RUSTAGI K.P. & LOVELESS R.S. [1990]. Improved cubic volume prediction using a new measure of form factor. *For. Ecol. Manag.*, **40**, 1-11.

S

- SAMMI J.C. [1965]. An appeal for a better index of site. *J. For.*, **63**, 174-176.
- SANCHEZ C. et al. [2007]. *Vegetation diversity assessment in southern Belgium's permanent forest inventory*. Sustainable forestry form monitoring and modelling to knowledge management and policy science. In: REYNOLDS K., THOMAS A.J. & KÖHL M (eds). CAB International, 208-223.
- SANDOZ H. [1978]. Le dendro-centreur : un appareil destiné à faciliter le centrage des prélèvements à la tarière de PRESSLER. *Rev. For. Fr.*, **30**, 300-302.
- SARDIN T. [2008]. *Chênaies continentales*. Guide des sylvicultures – ONF/Lavoisier, Paris, 455 p.
- SATOO T. & MADGWICK H.A.I. [1982]. *Forest Biomass*. La Haye, Martinus Nijhoff, 152 p.
- SAYN-WITTGENSTEIN L. [1963]. *An attempt to find the best basal area factor for point sampling*. Can. Dept. For., For. Res. Branch Ottawa. Inservice report. Cité par : HUSCH et al. [1982].
- SHENG Y., GONG P. & BIGING G.S. [2001]. Model based conifer crown surface area from high resolution aerial images. *Photog. Eng. & Rem. Sensing*, **67**, 957-963.
- SCHMERBER C. [1997]. La lumière et la forêt. *ONF, Bulletin technique*, **34** (spécial), 168 p.
- SCHMID P. [1967]. Die Weiterentwicklung der Leistungskontrolle in der Schweiz. *Wiss. Z. Techn. Univ. Dresden*, **16**, 545-549.

- SCHMID P. [1969]. Stichproben am Waldrand. *Mitt. Schweiz Anst. Forstl. Versuchswes.*, **45**, 234-303.
- SCHMID P. [1971]. *Continuous forest inventory in Switzerland*. Birmensdorf-Zürich, Swiss Forestry Research Institute, 7 p.
- SCHMID P., ROIKO-JOKELA P., MINGARD P. & ZOBEIRY M. [1971]. The optimal determination of the volume of standing trees. *Mitt. Forstl. Bundesversuchsanst. Österreichs*, **91**, 33-35.
- SCHMITT R. & SCHNEIDER B. [1959]. Die Aufstellung von Massentafeln nach der Methode der kleinsten Quadrate. *Mitt. Hess. Landesforstverwaltung.*, **2**, 56 p.
- SCHNOCK G. [1983]. Volumes, biomasses, surfaces d'échange et autres caractéristiques dendrométriques des tiges de charme (*Carpinus betulus* L.). *Acta Oecol. Oecol. Appl.*, **4**, 325-342.
- SCHOBER R. [1960]. Forstliche Ertragskunde. In: *Forstschritte in der Forstwirtschaft*. München, F. Bauer BLV Verlagsgesellschaft, 131-155.
- SCHREUDER H.T., GREGOIRE T.G. & WOOD G.B. [1993]. *Sampling methods for multiresource forest inventory*. John Wiley & Sons, New York, 446 p.
- SCHREUDER H.T. & WILLIAMS M.S. [1998]. *Weighted linear regression using D^2H et D^2 as independent variables*. Res. Pap. RMRS-RP-6. Fort Collins, CO: US Dep.Agric., For. Serv., Rocky Mtn. Res. Sta., 10 p.
- SCHRODER J., SOALLEIRO R.R. & ALONSA G.V. [2002]. An age-independent basal area increment model for maritime pine trees in northwestern Spain. *For. Ecol. Manag.*, **157**, 55-64.
- SCHRODER P. et al. [1997]. Biomass estimation for temperate broadleaf forests of the United States using inventory data. *For. Sci.*, **43**, 424-434.
- SCOTT C.T. [1984]. A new look at sampling with partial replacement. *For. Sci.*, **30**, 157-166.
- SEELY H.E. [1960]. Aerial photogrammetry in forest surveys. In: *Proceedings of the 5th World Forest Congress* (P/12/I/B-Canada). Cité par : LOETSCH F. & HALLER K.E. [1973].
- SHARMA M. & ODERWALD R.G. [2001]. Dimensionally compatible volume and taper equations. *Can. J. For. Res.*, **31**, 797-803.
- SHENG Y., GONG P. & BIGING G.S. [2001]. Model based conifer crown surface area from high resolution aerial images. *Photog. Eng. & Rem. Sensing*, **67**, 957-963.
- SHEPPERD W.D. [1973]. *An instrument for measuring tree crown width*. Research Note RM-229. USDA Forest Service, 3 p.
- SHIFLEY S. & LENTZ E. [1985]. Quick estimation of the three-parameter Weibull to describe tree size distributions. *For. Ecol. Manag.*, **13**, 195-203.
- SHIUE C.J. [1960]. Systematic sampling with multiple random starts. *For. Sci.*, **6**, 42-50.
- SHIVER B.D. & BORDERS B.E. [1996]. *Sampling techniques for forest resource inventory*. New York, John Wiley & Sons Inc, 356 p.
- SIBONA E. et al. [2016]. Direct measurement of tree height provides different results on the assessment of LiDAR accuracy. *Forests*, **8**, 7. (doi: 10.3390/f8010007).
- SIEGEL S. [1956]. *Non parametric statistics for the behavioral sciences*. New York, McGraw Hill, 312 p.
- SIEVÄNEN R. & BURK T.E. [1994]. Fitting process-based models with stand growth data: problems and experiences. *For. Ecol. Manag.*, **69**, 145-156.
- SINGH D. & SINGH P. [1977]. New systematic sampling. *J. Stat. Plan. Infer.*, **1**, 163-177.

- SIOSTRZONEK E. [1958]. Radialzuwachs und Flächenzuwachs. *Forstwiss. Centralbl.*, **77**, 237-254.
- SKADSHHEIM M. [1953]. Instruments for measuring tree height. *Tidsskr. Skogsbr.*, **61**, 290-296.
- SKOVSGAARD J.P., JOHANSEN V.K. & VANCLAY J.K. [1998]. Accuracy and precision of two laser dendrometers. *Forestry*, **71**, 131-139.
- SMITH H.F. [1938]. An empirical law describing heterogeneity in yields of agricultural crop. *J. Agric. Sci.*, **28**, 1-23.
- SMITH J.H.G. & KER J.W. [1959]. Empirical yield equations for young forest growth. *Br. Columbia Lumberman*. Cité par : HUSCH et al. [1982].
- SNOWDON P. [2001]. Short-term predictions of growth of *Pinus radiata* with models incorporating indices of annual climatic variation. *For. Ecol. Manag.*, **152**, 1-11.
- SOARES P. & TOME M. [2002]. Height-diameter equation for first rotation eucalypt plantations in Portugal. *For. Ecol. Manag.*, **166**, 99-109.
- SOLOMON J.D. & SWORDS D. [1978]. Minimizing borer-caused losses in hardwoods. *South. Lumberman*, **237**, 67-68.
- SOMERS G.L. & NEPAL S.K. [1994]. Linking individual-tree and stand-level growth models. *For. Ecol. Manag.*, **69**, 233-243.
- SONTI S.H. [2015]. *Application of Geographic Information System (GIS) in forest management*. J. Geogr. Nat. Disast., **5**, 145. (doi: 10.4172/2167-0587.1000145).
- SPRACKLING J.A. [1973]. *Soil-topographic site index for Engelmann spruce on granitic soils in Northern Colorado and Southern Wyoming*. Research Note RM-239. USDA Forest Service, 4 p.
- SPURR S.H. [1952]. *Forest inventory*. New York, The Ronald Press Company, 476 p.
- SPURR S.H. [1960]. *Photogrammetry and photo-interpretation*. New York, The Ronald Press Company, 472 p.
- SPURR S.H. [1962]. A measure of point density. *For. Sci.*, **8**, 85-96.
- STAEBLER G.R. [1951]. *Growth and spacing in an evenaged stand of Douglas-fir*. Unpublished thesis, University of Michigan, 46 p.
- STAGE A.R. [1963]. A mathematical approach to polymorphic site index curves for grand fir. *For. Sci.*, **9**, 167-180.
- STAGE A.R. [1973]. *Prognosis model for stand development*. Research Paper INT-137. USDA Forest Service, 32 p.
- STAGE A.R. [1976]. An expression of the effect of aspect, slope and habitat type on tree growth. *For. Sci.*, **22**, 457-460.
- STÄHL G. [1998]. Transect relascope sampling: A method for the quantification of coarse woody debris. *For. Sci.*, **44**(1), 58-63.
- STANDOVAR T. [1996]. Aspects of diversity in forest vegetation. *In: Assessment of biodiversity for improved forest management. EFI Proceedings*, **6**, 17-28.
- STEELE B.M. & COOPER S.V. [1986]. *Predicting site index and height for selected tree species of Northern Idaho*. Research Paper INT-365. USDA Forest Service, 16 p.
- STEINMANN K., MANDALLAZ D., GINZLER C. & LANZ A. [2013]. Small area estimations of proportion of forest and timber volume combining LiDAR data and stereo aerial images with terrestrial data. *Scand. J. For. Res.*, 13 p, (doi: 10.1080/02827581.2012.754936).
- STIELL W.M. [1965]. Height sampling in red pine and white spruce plantations. *For. Chron.*, **41**, 175-181.

- STRICKLER G.S. [1959]. Use of the densiometer to estimate density of forest canopy on permanent sample plots. Research Note 180. USDA Forest Service, Portland, Oregon.
- STRUB M.R., GREEN E.J., BURHART H.E. & PIRIE W.R. [1986]. Merchantability of loblolly pine. An application of nonlinear regression with a discrete dependant variable. *For. Sci.*, **32**, 254-261.
- SUKHATME P.V. & SUKHATME B.V. [1970]. *Sampling theory of surveys with applications*. Ames, Iowa State University Press, 452 p.
- SUKWONG S., FRAYER W.E. & MOGREN E.W. [1971]. Generalized comparisons of the precision of fixed-radius and variable-radius plots for basal-area estimates. *For. Sci.*, **17**, 263-271.
- SULLIVAN A.D. & CLUTTER J.L. [1972]. A simultaneous forest growth and yield model for loblolly pine. *For. Sci.*, **18**, 76-86.
- SUSMEL L. [1966]. Les techniques de l'évaluation du potentiel de la station dans les climats tempérés. *In: Proceedings of the 6th World Forestry Congress*, Madrid 1966, **2**, 1386-1397.
- SWANK W.T. & SCHREUDER H. [1974]. Comparison of three methods of estimating surface area and biomass for a forest of young eastern white pine. *For. Sci.*, **20**, 91-100.

T

- TALLENT-HALSELL N.G. (ed.) [1994]. *Forest health monitoring: 1994 field methods guide*. EPA/620/R-94/-027. U.S. Environmental Protection Agency, Washington, DC.
- TARDIF G. [1965]. Some considerations concerning the establishment of optimum plot size in forest survey. *For. Chron.*, **41**, 93-102.
- TARP-JOHANSEN M.J. et al. [1997]. Compatible stem taper and stem volume functions for oak (*Quercus robur* L. and *Q. petraea* (Matt) L.) in Denmark. *Ann. Sci. For.*, **54**, 577-595.
- TER-MIKAELIAN M.T. & KORZUKHIN M.D. [1997]. Biomass equations for sixty-five North American species. *For. Ecol. Manag.*, **97**, 1-24.
- THILL A. & GRAYET J.P. [1978]. Étude dendrométrique du hêtre commun (*Fagus sylvatica* L.). *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **13**, 337-352.
- THILL A. & PALM R. [1975a]. Étude dendrométrique du chêne rouge d'Amérique (*Quercus borealis* MICHX.). *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **10**, 195-230.
- THILL A. & PALM R. [1975b]. Étude dendrométrique de l'épicéa commun (*Picea abies* KARST). *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **10**, 321-365.
- THILL A. & PALM R. [1976]. *Production de l'épicéa commun dans le Sud-Ouest de l'Ardenne belge*. Note technique n°28. Gembloux, Faculté des Sciences agronomiques, Centre d'Écologie forestière et rurale, 42 p.
- THILL A. & PALM R. [1979]. Étude dendrométrique des chênes indigènes (*Quercus robur* L. et *Quercus petraea* (MATTUSCHKA) L.). *Bull. Rech. Agron. Gembloux*, **14**, 267-284.
- TIHONEN P. [1967]. Ergebnisse von Versuchen zur Bestimmung der Genauigkeit bei der Schätzung des Höhenzuwachses. *In: IUFRO 14th Congress*, München 1967. Freiburg im Breisgau, Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, **6**, 532-545.
- TIREN L. [1929]. Über Grundflächenberechnung und ihre Genauigkeit. *Medd. Stat. Skogsforsöksanst.*, **25**, 229-304.
- TOMASSONE R., LESQUOY E. & MILLIER C. [1983]. *La régression : nouveaux regards sur une ancienne méthode statistique*. Paris, Masson, 180 p.

- TOME M. & BURKHART H.E. [1989]. Distance-dependant competition measures for predicting growth of individual trees. *For. Sci.*, **35**, 816-831.
- TOMPO E., GSCHWANTER T., LAWRENCE M. & MCROBERTS R.E. (eds.) [2010]. *National Forest Inventories. Pathways for Common Reporting* Springer. Heidelberg, Dordrecht, London, New York, 609 p.
- TOMTER S.M. et al. [2012]. Establishing bridging functions for harmonizing growing stock estimates: examples from european national forest inventories. *For. Sci.*, **58**, 224-235.
- TOOLE E.R. & GAMMAGE J.L. [1959]. Damage from increment borings in bottomland hardwoods. *J. For.*, **57**, 909-911.
- TROUSDELL K.B., BECK D.E. & LLOYD F.T. [1974]. *Site index for loblolly pine in the Atlantic coastal plain of the Carolinas and Virginia*. Research Paper SE-115. USDA Forest Service, 11 p.
- TURNBULL K.J. [1958]. Stem analysis techniques and applications, and some studies of second-growth Douglas-fir in Western Washington. M.F. Thesis, University of Washington. Cité par : LOETSCH F. et al. [1973].
- TURNBULL K.J. & HOYER G.E. [1965]. *Construction and analysis of comprehensive tree-volume tariff tables*. Washington Dep. Nat. Res. Manage., Olympia, W.A., 63 p.
- TURNER D.P., ACKER S.A., MEANS J. & GARMAN S. [2000]. Assessing alternative allometric algorithms for estimating leaf area of Douglas-fir trees and stands. *For. Ecol. Manag.*, **126**, 61-76.

U

- UNG C.H., RAULIER F., QUELLET D. & DHOTE J.F. [1997]. L'indice de compétition inter-individuelle de Schütz. *Can. J. For. Res.*, **27**, 521-526.
- USHER M.B. [1966]. A matrix approach to the management of renewable resources, with special reference to selection forests. *J. Appl. Ecol.*, **31**, 355-367.
- UZOH F.C.C. [2001]. A height increment equation for young ponderosa pine plantations using precipitation and soil factors. *For. Ecol. Manag.*, **142**, 193-203.

V

- VALENTINE H.T., TRITTON L.M. & FURNIVAL G.M. [1984]. Subsampling trees for biomass, volume or mineral content. *For. Sci.*, **30**, 673-681.
- VALES D.J. & BUNNELL F.L. [1985]. *Comparison of methods for estimating forest overstory cover. IWIFR-20*. Ministries of Environment and Forests, Victoria.
- VALES D.J. & BUNNELL F.L. [1988]. Relationships between transmission of solar radiation and coniferous forest stand characteristics. *Agr. Forest Meteorol.*, **43**, 201-223.
- VAN DEN MEERSSCHAUT D. & VANDEKERKHOVE K. [2000]. Development of a stand-scale forest biodiversity index based on the state forest inventory. *In: Integrated tools for natural resources inventories in the 21st century*. Proc. IUFRO Conf., Boise, ID, Aug. 16-20, 1998, North Central Res. Sta. Gen. Tech. Rep. NC-212. USDA Forest Service, 340-347.
- VAN DER BEEK J. & MAESSEN P.P.Th.M. [1981]. The "Dorschamp" equipment for measuring width of annual growth rings. *Ned. Bosbouw Tijdschr.*, **53**, 158-164.
- VANDE WALLE I. et al. [2005]. Growing stock based assessment of the carbon stock in the Belgian forest biomass. *Ann. For. Sci.*, **62**, 853-864.

- VAN DYNE G.M., VOGEL W.G. & FISSER H.G. [1963]. Influence of small plot size and shape on range herbage production estimates. *Ecology*, **44**, 746-759.
- VAN LAAR A. [1969]. The influence of tree parameters and stand density on radial growth of *Pinus radiata*. *SAFJ*, **70**, 15-17.
- VAN LAAR A. [1979]. *Biometrische Methoden in der Forstwissenschaft. Teil I: Verfahrensgrundlagen*. Forschungsberichte Nr 44/1. München, Forstliche Forschungsanstalt, 385 p.
- VAN LAAR A. & AKCA A. [2007]. *Forest mensuration*. Springer Dordrecht. The Netherlands, 384 p.
- VAN LEEUWEN M. & NIEUWENHUIS M. [2010]. Retrieval of forest structural parameters using LiDAR remote sensing. *Eur. J. Forest Res.*, **129**, 749-770.
- VAN SOEST J. [1954]. De groei van de Japanse lariks in Nederland. *Ned. Bosbouw Tijdschr.*, **26**, 281-286.
- VAN WAGNER C.E. & WILSON A.L. [1976]. Diameter measurement in the line intersect method. *For. Sci.*, **22**, 230-232.
- VANCLAY J.K. [1992]. Assessing site productivity in tropical moist forest: a review. *For. Ecol. Manag.*, **54**, 257-287.
- VANCLAY J.K. [1995]. Growth models for tropical forests: a synthesis of models and methods. *For. Sci.*, **41**, 7-42.
- VEEN B. [1954]. Report on the test areas of the international provenance tests with larch, pine and spruce of 1938-39 and 1944-45, and suggestions for future treatments and assessments. *In: IUFRO 11th Congress*, Rome 1953. Firenze, Nella Tipografia L'impronta, 536-551.
- VERWIJST T. & TELENUS B. [1999]. Biomass estimation procedures in short rotation forestry. *For. Ecol. Manag.*, **121**, 137-146.
- VEZINA P.E. [1963]. More about the "crown competition factor". *For. Chron.*, **39**, 313-317.
- VUOKILA Y. [1955]. The Finnish curve calipers. *J. For.*, **53**, 366-367.
- VUOKILA Y. [1965]. Functions for variable density yield tables of pine based on temporary sample plots. *Comm. Inst. For. Fenn.*, **60**, 86 p.

W

- WADDELL K.L. [2002]. Sampling coarse woody debris for multiple attributes in extensive resource inventories. *Ecol. Indic.*, **1**, 139-153.
- WAHEED KHAN M.A. [1971]. Pun-Chun crown meter. *Indian For.*, **96**, 332-337.
- WANG Y.S. & MILLER D.R. [1987]. Calibration of the hemispherical photographic technique to measure leaf area index distribution in hardwood forests. *For. Sci.*, **33**, 210-216.
- WARE K.D. & CUNIA T. [1962]. Continuous forest inventory with partial replacement of samples. *For. Sci. Monograph.*, **3**, 40 p.
- WARREN W.G. [1958]. *Tests of some instruments for measuring tree height*. Forest Research Note 12. New-Zealand, 18 p.
- WARREN W.G. & OLSEN P.F. [1964]. A line intersect technique for assessing logging waste. *For. Sci.*, **10**, 267-276.
- WATERS W.E. [1955]. Sequential sampling in forest insect surveys. *For. Sci.*, **1**, 68-79.
- WAUTHOZ V. [1955]. Rendements de l'épicéa dans ses cultures artificielles ardennaises. *Bull. Soc. R. For. Belg.*, **5**, 225-228.
- WECK J. [1960]. Klimaindex und forstliches Produktionspotential. *Forstarchiv*, **7**, 101-105.
- WEISE W. [1881]. Über Formzahlen der Kiefer. *Z. Forst- Jagdwes.*, **13**, 371-397.

- WENSEL L., LEVITAN J. et BARBER K. [1980]. Selection of basal area factor in point sampling. *J. For.*, **78**, 83-84.
- WEST P.W. [1979]. Estimation of height, bark thickness and plot volume in regrowth eucalyptus forest. *Austr. For. Res.*, **9**, 295-308.
- WEST P.W. [1980]. Use of diameter and basal area increment in tree growth studies. *Can. J. For. Res.*, **10**, 71-77.
- WHARTON E.H. & GRIFFITH D.M. [1998]. *Estimating total forest biomass in Maine, 1995*. Northeast. *For. Res. Sta. Resource Bull.* NE-142. USDA Forest Service, 50 p.
- WHEELER P.R. [1962]. Pentaprism caliper for upper-stem diameter measurements. *J. For.*, **60**, 877-878.
- WHEELER P.R. [1965]. The "Pilgrim" sharpener for Swedish-type increment borer. *Commonw. For. Rev.*, **44**, 62-63.
- WITTE J.C. et al. [2013]. A best practices guide for generating forest inventory attributes from airborne laser scanning data using an area-based approach. *The Forestry Chronicle*, **89**(6), 722-723.
- WIANT H.V. [1979]. Percent bias and standard error in logarithmic regression. *For. Sci.*, **25**, 167-168.
- WIANT H.V. JR., YANDLE D.O. & ANDREAS R. [1984]. Is BAF 10 a good choice for point sampling? *North. J. Appl. For.*, **2**, 23-24.
- WIEDEMANN E. & SCHOBER R. [1957]. *Ertragstafeln wichtiger Holzarten bei verschiedener Durchforstung*. Hannover, Verlag M.u.H. Schaper, 194 p.
- WILLIAMS M.S. & GREGOIRE T.G. [1993]. Estimating weights when fitting linear regression models for tree volume. *Can. J. For. Res.*, **23**, 1725-1731.
- WILSON D.A. & ROBBINS W.C. [1969]. *Formulas and tables for point-sampling in forest inventory. Part 2: Metric system*. Bulletin 680. University of Maine, Agricultural Experimental Station, 303 p.
- WILSON R.C. [1961]. Preliminary report on the use of aerial photographs in forest inventory. *IUFRO 61/25/4*. Cité par : LOETSCH F. et HALLER K.E. [1973].
- WOODS M. et al. [2011]. Operational implementation of a LiDAR inventory in Boreal Ontario. *Forest. Chron.*, **87**(4), 512-528.
- WYKOFF W.R. [1986]. *Supplement to the user's guide for the stand Prognosis model. Version 5.0*. General Technical Report INT-208. USDA Forest Service, 36 p.

Y

- YANG R.C., KOZAK A. & SMITH J.H.G. [1978]. The potential of Weibull-type functions as flexible growth curves. *Can. J. For. Res.*, **8**, 424-431.
- YANG T.R. et al. [2017]. Big BAF sampling in mixed species forest structures of north-eastern North America: influence of count and measure BAF under cost constraints. *Forestry*, **90**, 649-660. (doi: 10.1093/forestry/cpx020).
- YOCOM H.A. & BOWER D.R. [1975]. Estimating individual tree volumes with Spiegel Relaskop and Barr and Stroud dendrometers. *J. For.*, **73**, 581-582.
- YODA K., KIRA T., OGAWA H. & HOZUMI K. [1963]. Self-thinning in overcrowded pure stands under cultivated and natural conditions. *J. Biol. Osaka City Univ.*, **14**, 107-129.
- YOUNG H.E. (ed.) [1971]. *IUFRO Working Group on Forest Biomass Studies*. Orono, University of Maine, College of Life Sciences and Agriculture Experiment Station, 240 p.

- YOUNG H.E. (ed.) [1973]. *IUFRO Working Party on the Mensuration of the Forest Biomass*. Orono, University of Maine, College of Life Sciences and Agriculture, 531 p.
- YOUNG H.E. (ed.) [1976]. *IUFRO Working Party on Forest Biomass*. Orono, University of Maine, College of Life Sciences and Agriculture, 302 p.

Z

- ZAKREWSKI W.T. & BELLA I.E. [1988]. Two new height models for volume estimation of lodgepole stands. *Can. J. For. Res.*, 195-201.
- ZARNOCK S.J. & DELL T.R. [1985]. An evaluation of percentile and maximum likelihood estimators of Weibull parameters. *For. Sci.*, **31**, 260-268.
- ZEIDE B. [1980]. Plot size Optimization. *For. Sci.*, **26**, 251-257.
- ZHANG L., PENG C. & DANG Q. [2004]. Individual-tree basal area growth models for jack pine and black spruce in northern Ontario. *Forest. Chron.*, **80**, 366-374.
- ZIANIS D., MUUKKONEN P., MÄKIPÄÄ R. & MENCUCCINI M. [2005]. Biomass and stem volume equations for tree species in Europe. *Silva Fennica Monographs*, **4**, 63 p.
- ZINGER A. [1963]. Estimation de variances avec échantillonnage systématique. *Rev. Stat. Appl.*, **11**, 89-97.
- ZINGER A. [1980]. Variance estimation in partially systematic sampling. *J. Am. Stat. Assoc.*, **75**, 206-211.
- ZÖHRER F. [1970a]. The beta distribution for best fit of stem diameter distributions. In: *IUFRO 3rd Conference Advisory Group of Forest Statisticians, Section 25*. Publication 1972-3, Jouy-en-Josas, INRA, 91-106.
- ZÖHRER F. [1970b]. Das Computerprogramm BETKLA zum Ausgleich von Stammzahl-Durchmesser Verteilungen oder beliebigen anderen Häufigkeitsverteilungen. *Mitt. Bundesforschungsanst. Forst- Holzwirtsch.*, **76**, 50 p.
- ZÖHRER F. [1973]. Methodische Details und Effektivität der inkelzählprobe für die Forstinventur. *Forstwiss. Centralbl.*, **92**, 169-182.
- ZÖHRER F. [1978]. *On the precision of dot grid estimates*. Resource Inventory Notes BLM 12. Denver, Colorado, USDI Bureau of Land Management, 15 p.

* * *

Nous reprenons ci-après une liste ciblée d'ouvrages non cités dans l'index bibliographique *sensu stricto* mais qui constituent des références complémentaires pouvant s'avérer très utiles à consulter.

- ANUCHIN N.P. [1970]. *Forest mensuration*. 2nd ed. of "Lesnaya taksatsiya". (Translated from Russian). Jerusalem, Israel Program for Scientific Translations, 454 p.
- AVERY T.E. [1967]. *Forest measurements*. New York, McGraw-Hill, 290 p.
- BRUCE D. & SCHUMACHER F.X. [1950]. *Forest mensuration*. 3rd ed. New York, McGraw-Hill, 483 p.
- CHAPMAN H.H. & MEYER W.H. [1949]. *Forest mensuration*. New York, McGraw-Hill, 522 p.
- CARRON L.T. [1968]. *An outline of Forest mensuration (with special reference to Australia)*. Canberra, Australian National University Press, 224 p.

- CLUTTER J.L. et al. [1983]. *Timber management: a quantitative approach*. New York, Wiley, 333 p.
- DE VRIES P.G. [1986]. *Sampling theory for forest inventory: A teach-yourself course*. Berlin, Springer Verlag, 399 p.
- DILWORTH J.R. & BELL J.F. [1978]. *Variable probability sampling. Variable plot and three-P*. Corvallis, Oregon, P.O.S.U. Book Stores, 130 p.
- DUVIGNEAUD P. [1974]. *La synthèse écologique : populations, communautés, écosystèmes, biosphère, noosphère*. Paris, Doin, 296 p.
- GIURGIU V. [1979]. *Dendrometrie si Auxologie forestierã*. Bucuresti, Ceres, 692 p.
- GIRAD M.C. & GIRAD C. [1999]. *Traitement de données de télédétection*. Dunod, 529 p.
- GOUGEAN F.A. [2006]. *Télédétection numérique*. In : Manuel de foresterie. Québec, Les Presses de l'Université Laval, 1428 p.
- HELMS J.A. (ed.) [1998]. *The dictionary of forestry*. Bethesda, MD, Society of American Foresters, 210 p.
- HUSCH B. [1963]. *Forest mensuration and statistics*. New York, The Ronald Press Company, 474 p.
- KRAMER H. & AKÇA A. [1987]. *Leitpfaden für Dendrometrie und Bestandesinventur*. Frankfurt am Main, J.D. Sauerländer's Verlag, 251 p.
- OLIVER C.D. & LARSON B.C. [1996]. *Forest stand dynamics*. New-York, Wiley, 521 p.
- OSUMI S. [1991]. *Cours de dendrométrie [en japonais]*. Kyoto (Japon), 287 p.
- PATRONE G. [1963]. *Lezioni di dendrometria*. Firenze, B. Coppini and Co, 392 p.
- PITA CARPENTER P.A. [1967]. *Tablas de cubicacion por diametros normales y alturas totales*. Madrid, Instituto Forestale Investigaciones y Experiencias, 73 p.
- PRODAN M. [1951]. *Messung der Waldbestände*. Frankfurt am Main, J.D. Sauerländer's Verlag,
- REED D.D. & MROZ G.D. [1997]. *Resource assessment in forested landscapes*. New-York, John Wiley & Sons, 386 p.
- SCHAEFFER R.L., MENDENHALL W. & OTT L. [1996]. *Elementary survey sampling*. 5th ed. Belmont, Cal., Duxbury Press, 501 p.
- SCHREUDER H.T., ERNST R. & RAMIREZ-MALDONADO H. [2004]. *Statistical techniques for sampling and monitoring natural resources*. Gen.Tech. Rep. RMRS-126, USDA Forest Service, Fort Collins CO, 111 p.
- TISCHENDORF W. [1927]. *Lehrbuch der Holzmassenermittlung*. Berlin, 219 p.
- WEST P.W. [2004] *Tree and forest measurement*. Berlin, Springer-Verlag, 167 p.
- WILSON R.L. [1989]. *Elementary forest surveying and mapping*. Oregon State University, Book store, Corvallis, Oregon, 181 p.
- WOLF P.R. & BRINKER R. [1994]. *Elementary surveying*. 9th ed. New York, Harper Collins College Publishers, 760 p.

INDEX DES SUJETS TRAITÉS

Nota – Les chiffres figurant dans l'index correspondent aux numéros des pages. Pour certains d'entre eux il ne s'agira que des pages les plus significatives où le sujet évoqué est traité.

A

Accroissement

- (d'un arbre), 326-339
- (d'un peuplement), 340 et suiv.

Accroissement

- (apparent), 341, 342, 438
- (biologique), 341, 342, 438
- (brut), 342, 343
- (courant annuel, annuel), 322
- (et échantillonnage), 613-623
- (épaisseur d'écorce), 85-87, 358-360
- (moyen annuel), 322 et suiv.
- (moyen périodique), 322, 323
- (net), 343
- (période d'), 322, 323, 341
- (périodique), 322
- (radial), 333 et suiv., 356-359
- (technique), 341, 342
- (total), 323
- (types d'accroissements), 322-326, 340 et suiv.

Accroissement d'un peuplement

- (par comparaison d'inventaires), 342-347
- (par inventaire unique), 349-355
- (précision), 347-349

Accroissement courant (annuel)

- (en diamètre), 326-330
- (en hauteur), 332-338
- (en surface terrière), 331, 332
- (en volume), 338-340
- (épaisseur écorce), 358

Aérien(ne)

- (photo), 659-661, 668, 670
- (tarif de cubage de peuplements), 296-302

Âge

- (arbre), 80-82
- (peuplement), 261

Âges multiples

- (peuplement, structure), 210, 227 et suiv.

Akaike (critère), 178

Aléatoire(s)

- (échantillonnage), 475, 512-518
- (erreur), 23, 30, 47, 48
- (nombres), 513

ALGAN (formule de cubage), 122-123

ALGAN-MONNIN (formule de cubage), 122

Analyse de tige, 333-338

Angle critique (balayage), 306, 307

Anhydre (masse), 141-143

Arbres

- (limites), 483, 487, 489
- (moyens – voir tiges moyennes)
- (promus), 429-434, 440-448
- (stationnaires), 429-434, 440-448

Arithmétique (tige de diamètre moyen), 210-212

Arrondi (diamètre erreur d'), 48

Autoéclaircie (loi de), 252, 253

AUVERGNE (formule de cubage), 123

B

Bande

- (unités d'échantillonnage), 483, 484
- (relascope de BITTERLICH), 65, 127, 130, 304, 305

Barèmes de cubage, 155

BELLA (indice de), 454

Bêta (distribution), 222-224, 231, 232

Biais

- (en inventaire forestier), 287, 480
- (d'une mesure), 30
- (notion de), 30

Biomasse

- (définition), 141, 145
- (détermination), 146-151
- (d'un arbre), 146-149
- (d'un peuplement), 149-151
- (feuillage, branches, souches, racines), 654-657

BITTERLICH

- (méthode de), 306-310
- («placette»), 483
- (relascope de), 30, 56, 59, 65, 304 et suiv.
- (télérelascope de), 105, 306

BLUME-LEISS (dendromètre), 56, 59-63

Bois

- (empilés), 133-137
- (de feu), 109, 110
- (fort tige), 109, 110
- (fort total), 109, 110
- (d'œuvre), 109, 110

Bois mort (estimation), 604, 639, 647-651

Boussole (SUUNTO), 503, 510

Branche (volume), 109, 132, 133

BRICKELL (méthode de), 385

C

Capteurs

- (actifs), 662, 664
- (passifs), 662-664

Carottes de sondage, 80-82, 327, 329

Catégories, classes

- (de circonférence, de diamètre), 43-48

Cernes annuels

- (comptage), 80, 81, 328-337
- (techniques de mesure), 326-331

CFI («Continuous forest inventory»), 345, 613, 615, 616

Chevillère suédoise, 55, 486, 510

CHRISTEN (dendromètre), 58, 59

Cime, 87, 88

Circonférence

- (appareils de mesure), 37
- (à hauteur d'homme), 36
- (à différents niveaux), 28-30
- (classes de), 43-48
- (dominante), 373-415
- (erreurs instrumentales), 37
- (erreurs de mesure), 37
- (mesure, recommandations), 37, 43, 49-51
- (de la souche), 97, 98

Classes, niveaux de productivité

- (fixation), 380, 381
- (matérialisation), 381-383

Classification numérique

- (supervisée, non supervisée), 668

Climatiques

- (indices de productivité), 370

Clinomètre, 29, 65-67

Coefficient

- (de corrélation), 173-177
- (de décroissance), 103, 123
- (de détermination), 173-177
- (d'empilage), 133-136
- (de forme d'arbre), 103, 104, 124
- (de forme naturel), 105
- (de forme de peuplement), 294, 318
- (de LIOCOURT), 228, 230
- (de variation de la moyenne), 478
- (de variation résiduelle), 179

Combinés (indices de productivité), 376-378

Comparaison d'inventaires, 326 et suiv., 342-349

Compas, 22-29

- (compensé), 23
- (de POLLANSCHÜTZ), 23, 24

- (électronique), 23, 24, 27
 - (enregistreur), 23, 284
 - (MANTAX), 23, 24
 - Digitech Pro One, 23-26
 - (Green Gator Eyes), 26, 27
 - (parabolique finlandais), 28
 - Compétition
 - (notion), 451
 - (indices de), 451 et suiv.
 - Composition spécifique
 - (abondance, fréquence, dominance), 261-264
 - Comptage par points, 272-275
 - Concurrence (cercle de), 452
 - Cône (volume d'un tronc de cône), 111-113, 116-120
 - Confiance
 - (degré de), 479, 480
 - (intervalle de), 196-198, 479, 480
 - (limites de), 196-198, 479, 480
 - Continu (inventaire forestier – voir CFI)
 - Contrôle (méthode du), 284, 288, 345, 440
 - Correction de pente
 - (distance), 485, 486, 503, 504
 - (hauteur), 61, 62
 - (placette), 489-495
 - Corrélation (coefficient de), 176, 177
 - Corticale (surface), 146
 - Courbes
 - (anamorphiques), 383
 - (de GAUSS), 217, 225
 - (hauteurs/âges), 381 et suiv.
 - (hauteurs/diamètres), 233-238
 - (de profil), 107-109, 124, 334, 335
 - (polymorphiques), 383
 - (de productivité), 378-389
 - Courbes de productivité (méthodes)
 - (courbes affines), 384
 - (minimum-maximum), 384, 385
 - (BRICKELL), 385, 386
 - (régression sériée), 387, 388
 - (régression multiple), 388, 389
 - Couronne, 87, 88, 301
 - (photos aériennes), 87, 90, 96, 257
 - Couvert
 - (degré de), 246, 404, 422
 - (densité), 257-260
 - (pourcentage d'ouverture), 259, 260
 - Couverture végétale (estimation), 643, 644
 - Critères (d'ajustement, modèles), 175-185, 219 et suiv.
 - Critique (angle), 306, 307
 - Croissance (modèles de), 427 et suiv.
 - Croix du bûcheron, 56, 57
 - Cubage
 - (arbres abattus), 110-121
 - (arbres sur pied), 122-132
 - (branches), 132, 133
 - (commercial, de HUBER), 114, 115, 117-121
 - (d'un peuplement), 287-304, 318, 319
 - (équations de), 165-175
 - (estimation oculaire), 122, 123
 - (par billons successifs), 117-122, 130
 - (table de), 154
 - (tarif de), 153-207, 288-293
 - (via la forme des arbres), 123, 124
 - (via la méthode de PRESSLER), 126-129
 - (via LiDAR terrestre), 130-132
- D**
- Débris de bois (estimation), 647-651
 - Découpe, 54
 - Décroissance
 - (coefficient de), 103, 123
 - (définition), 103
 - (métrique), 104
 - Défilement, 104, 123
 - (fonctions de), 107-109, 124, 125
 - Degré de couvert, 246, 404, 422
 - Degrés (échantillonnage à plusieurs), 565-571
 - Dendromètre
 - (BLUME-LEISS), 59-63
 - (CHRISTEN), 58, 59
 - (clinomètre), 29, 65-67
 - (croix du bûcheron), 56, 57
 - (CRITERION laser), 71

- (FRANCK), 58
géométriques, 56 et suiv.
(HAGA), 63
(laser), 69
(LaserAce), 70-72
(principes), 56
(relascope de BITTERLICH), 59, 65, 304, 310 et suiv.
(SUUNTO), 63-65
trigonométriques, 59
(ultrasoniques), 67 et suiv.
Vertex
 Forestor Vertex III), 67
 Forestor vertex laser, 69-71
Dendrométriques (types), 110-114
Dendrométriques (indices de productivité), 371-376
Densiomètre hémisphérique, 259
Densité
 (couvert), 257-260
 (peuplement), 246-257
 (indices de), 247 et suiv.
 (ponctuelle), 255-257
 (relative, indice de), 247
Densité du bois (*voir* aussi masse volumique)
Densité de probabilité, 219 et suiv., 285
Densitométrie, 143
Détermination (coefficient de), 176, 177
Déviation (globale, moyenne), 175
Diamètre
 (appareils de mesure), 22 et suiv.
 (à différents niveaux), 28-30, 312-315
 (à hauteur d'homme), 22
 (arbres multi-tiges), 51, 52
 (classes de), 43-48
 (de la souche), 97, 98
 (du houppier), 88, 89
 (distribution de), 45
 (dominant), 373
 (erreurs instrumentales), 31-37, 72
 (erreurs de mesure), 32-38
 (mesure, recommandations), 49-51
 (sous écorce), 84-86
 (sur écorce), 84-86
Diamètre moyen
 (arithmétique), 210-212
 (géométrique), 43
 (quadratique ou de la tige de surface terrière moyenne), 212-214
Différences premières (méthode des), 540-542
Différences secondes (méthode des), 542-544
«Digitalpositionimeter», 329
Dioptre, 59, 487
Dioptries, 307
Distance (mesure de)
 (par décamètre, topofil), 55, 503
 (par GPS), 503
 (par mire), 59, 60, 65, 487-489
 (par ultrasons), 69-72
Distribution par classes de grosseur, 217 et suiv.
 (Bêta), 222-224, 231, 232
 (exponentielle), 227-230
 (J inversé), 217
 (normale), 219-222
 (WEIBULL), 224-226, 232
Diversity ordering, 266
Dominant(e)
 (diamètre, circonférence), 373, 415
 (hauteur), 244, 245, 300, 371-375
- E**
- Écart-type, 47, 75, 172
 (estimé de la moyenne), 475-478
 (résiduel), 173, 174, 177, 178-182, 196
Échantillon, 475
Échantillonnage(s), inventaire(s)
 (aléatoire et simple), 512-518
 (aléatoire stratifié), 519-534
 (à plusieurs degrés), 565-571
 (à plusieurs phases), 549-564
 (à probabilité de sélection variable), 571-595
 (avec variables complémentaires), 558-564
 (erreur d'), 478-482

- (fondements), 474-481
 - (horizontal par point), 577-595
 - (intensité d'), 475
 - (par clusters), 611-613
 - (par évaluation visuelle), 600-604
 - (par liste), 571-574
 - (par parcelles de gestion), 596-598
 - (pilote), 498, 515
 - (unités, placettes d'), 475, 482 et suiv.
 - (séquentiel), 607-610
 - (successifs), 613-623
 - (systématique), 535-548
 - (taux d'), 475
 - (variables qualitatives), 623, 624
 - (par transects linéaires), 604-606
 - (types d'), 473, 474
 - (typologique), 598-600
 - (vertical), 645, 646
 - Éclaircie
 - (numérique), 341, 437, 438
 - (type, intensité, rotation), 413-418
 - Écologiques (indices de productivité), 369-371
 - Écorce
 - (épaisseur d'), 85-87
 - (facteur d'), 85, 359, 360
 - (facteur d'accroissement d'), 360
 - (mesureur d'), 82, 83
 - (pourcentage d'), 85-87
 - (relation avec le diamètre), 84, 85
 - (volume d'), 85-87
 - Édaphiques (indices de productivité), 371
 - Efficacité (échantillonnage), 497, 498
 - EICHHORN (loi de), 371, 372, 403, 404
 - EKLUND (appareil d'), 329
 - Élancement (facteur d'), 246
 - Empilage (*voir* coefficient et facteur d')
 - Encombrement (volume d'), 133
 - Encodeur portable, 284, 633, 635
 - Épaisseur d'écorce, 82, 85-87
 - Équienne, 209, 218-222
 - Équitabilité, Équirépartition (indice d'), 265, 266
 - Erreurs
 - (aléatoires), 30, 47, 48, 73
 - (d'arrondi, diamètre), 48
 - (changements de saison, diamètre), 48
 - (comparaison d'inventaires), 347-349
 - (d'échantillonnage), 478-481
 - (définition des classes, diamètre)
 - (groupement en classes, diamètre), 43-48
 - (inventaire complet), 285-286
 - (mesures de circonférences), 37, 38
 - (mesures de diamètres), 30-36
 - (mesures de hauteurs), 72-77
 - (sondages à la tarière), 327, 328, 356-358
 - (systématiques), 30, 44-46, 480
 - (systématiques ou instrumentales), 30-32, 37
 - (tarif de cubage), 196-201
 - Erreur moyenne, 75
 - Erreur quadratique moyenne (RMSE), 178
 - Erreur standard, 47, 273, 477, 513, 514 et suiv.
 - Erreur d'échantillonnage
 - (généralités), 478 et suiv.
 - (échantillonnage aléatoire et simple), 513-518
 - (échantillonnage aléatoire stratifié), 522-530
 - (échantillonnage à plusieurs degrés), 566-571
 - (échantillonnage à plusieurs phases), 551-557
 - (échantillonnage systématique), 535-548
 - (échantillonnage par la régression, le quotient), 559, 562
 - Exactitude (inventaire), 480
 - Exponentielle (distribution), 227-230
- F**
- Facteur
 - (d'accroissement d'écorce), 360
 - (de compétition des houppiers), 249, 250
 - (d'écorce), 85, 359, 360
 - (d'élancement), 246
 - (d'empilage), 133
 - (d'espacement), 253-255
 - (d'expansion de la biomasse), 653

(d'extension), 501, 502, 646
 (de forme), 114
 (de proportionnalité), 111, 113
 Facteur de rayon de placette, 307-309, 311
 Facteur de surface terrière, 309-311, 583, 590, 593
 Fertilité (indice), 372
 Fiche de pointage, 160, 284, 508, 601
 Finlandais (compas parabolique), 28
 Floristiques (indices de productivité), 371
 Foliaire (indice), 94-96
 Fonctions de défilement, 107-109, 124, 125
 Fonction de répartition, 219 et suiv., 226
 Forme
 (coefficient de forme)
 arbre, 103-106, 124, 316, 317
 naturel, 105
 peuplement, 294, 318
 (exposant de, paramètre de), 111, 112
 (facteur de), 114
 (d'un arbre), 102-109
 (hauteur de), 105, 122
 (mesure au relascope), 310, 316, 317
 (quotients de), 106
 Formules de cubage
 (ALGAN), 122, 123
 (ALGAN-MONNIN), 122
 (AUVERGNE), 123
 (HUBER ou commerciale), 114, 115, 117, 121
 (NEWTON), 116, 117, 121
 (PRESSLER), 126-129
 (SIMPSON), 118
 (SMALIAN), 115, 117, 121
 (tronc de cône), 116, 117, 121
 Fraction sondée (*voir* taux de sondage)
 (constante, variable), 520
 FRANCK (dendromètre de), 58
 Futaie
 (âges multiples, inéquienne, jardinée), 209, 217, 218, 227-232
 (équienne), 209, 217, 218-226
 (passage à la), 341, 343-346
 FURNIVAL (indice de), 183, 184

G

GAUSS (courbe de), 217
 Géométrique (diamètre moyen), 43
 Gestion (modèles de), 429
 GLEASON (indice de diversité), 264
 «Global Positioning System» (GPS), 276 et suiv.
 Grille (de points), 272 et suiv., 511, 536, 537
 Grosseur (arbre), 21

H

HART-BECKING (indice de), 253, 254
 HAGA (dendromètre), 63
 Hauteur d'arbres
 (appareils de mesure), 55-72, 312
 (erreurs instrumentales), 72, 73
 (erreurs de mesure), 73-77
 (mesures, recommandations), 77, 78
 Hauteur
 (bois fort), 54
 (bois d'œuvre), 54
 (courbes de), 233-238
 (de forme ou réduite), 105, 122
 (de forme d'un peuplement), 319
 (de LOREY), 239-243
 (dominante), 244
 (marchande), 54
 (maximale), 243
 (de PRESSLER), 126, 127
 (tige de surface terrière moyenne), 243
 (tige de surface terrière médiane), 243
 (totale), 54
 Hauteur d'homme (grosseur), 22
 Hauteur dominante, 244, 245, 300, 371-376
 Hauteur du houppier, 88-91
 Hauteurs moyennes, 233-236
 HEGY (indice de), 455
 HOHENADL
 (tiges moyennes de), 216
 (quotient de forme de), 106
 Houppier, 71, 79, 87
 (architecture de), 102
 (caractéristiques), 91
 (degré de bombement), 91

- (degré d'envergure), 92
 - (degré de rondeur), 91
 - (densité), 94
 - (dépérissement), 94
 - (diamètre du), 88-90
 - (hauteur du), 88-91
 - (indice de forme), 91
 - (indice de linéarité), 92
 - (projection horizontale), 88-90
 - (proportion de), 91
 - (rapport de houppier vivant), 94
 - (rapport de recouvrement du sol), 91
 - (surface du), 92, 93
 - (transparence de feuillage), 94
 - (volume du), 92-94
 - HUBER (formule de), 114, 115, 117-121
 - Hydrostatique (méthode), 146-148
 - Hypsomètres (*voir* dendromètres)
- I**
- Images
 - (hyperspectrales), 663
 - (infrarouges), 96, 301, 662-664
 - (panchromatiques), 663
 - (multispectrales), 663
 - Indice foliaire, 94-96
 - Indices climatiques
 - (de PATERSON), 370
 - (de WECK), 370
 - Indice d'ajustement
 - (de FURNIVAL), 183, 184
 - Indice de compétition
 - (de BELLA), 454
 - (dépendants des distances), 452 et suiv., 464
 - (indépendants des distances), 459-461
 - (liés aux houppiers), 461 et suiv.
 - (de HEGYI), 455
 - (de MOORE et al.), 457, 458
 - (de NEWNHAM), 453, 454
 - (de OPIE), 455-457
 - (de STAEBLER), 452, 453
 - Indices de composition spécifique, 261 et suiv.
 - (d'importance des espèces), 263
 - (de SIMPSON), 264
 - (de SHANNON), 265
 - (de GEASON), 264
 - Indices de densité
 - (de HART-BECKING), 253, 254
 - (de REINEKE), 250-253
 - (de VEEN), 254
 - Indice de productivité (ou de fertilité), 369 et suiv.
 - (climatiques), 370
 - (dendrométriques), 371-376
 - (écologiques), 369
 - (édaphiques et topographiques), 371
 - (floristiques), 371
 - (combinés), 376-378
 - Indice de station («site index»), 372
 - Indice de végétation – NDVI, 96
 - Inéquienne (*voir* âges multiples)
 - Infra-densité, 142, 147
 - Infra-rouge (photos), 96, 301, 664
 - Intensité d'échantillonnage (*voir* aussi taux d'échantillonnage et taux de sondage)
 - Interception (par points), 643, 644
 - Interception (par lignes), 644
 - Interpolation (méthode par), 350
 - Inventaires complets (ou pied par pied), 268
 - (principes), 283
 - (modalités exécution), 284-286
 - (précision), 287
 - Inventaires par échantillonnage, 473
 - (et accroissement), 613-623
 - (précision, erreur d'échantillonnage), 478-481
 - (avec remplacement partiel d'unités), 622, 623
 - (réalisation), 503-512
 - (temps d'exécution), 510, 511
 - Inventaire forestier continu (CFI), 345, 613, 615, 616
 - Inventaire forestier national, 631 et suiv.
- J**
- J (distribution en), 217
 - Jauge (d'angle), 306-308, 580, 593, 644, 648-650
 - (calibrage), 583

K

KRENN (tarifs de cubage), 295, 296

L

Laser (dendromètre), 69 et suiv.
 LiDAR terrestre (T-LiDAR), 130-132
 Limites (arbres), 483, 487-489
 Limites (placettes), 504-507
 LIOCOURT (coefficient de), 228, 230
 Liste (échantillonnage par), 571-574
 Loi de EICHHORN, 371, 372, 403, 404
 Longueur (mesures de), 55, 67-72
 LOREY (hauteur de), 239-243

M

Maille (maillage), 272, 536, 544, 600, 637, 644
 Marteau sondeur, 83
 Masse, 98, 140-145
 (arbres), 145
 (bois ronds, empilés), 144, 145
 (sèche, anhydre), 141-143
 (verte, humide, saturée), 141-143
 (volumique), 141-143
 Matrice de transition, 442 et suiv.
 Médiane (tige de surface terrière), 215
 Mesureur d'écorce, 82, 83
 Mètre ruban (*voir* ruban)
 Minimum-maximum (méthode du), 384, 385
 Mire (de PARDE), 487, 510
 Mire pliante, 59, 60
 Mire Vertex (émetteur), 488
 Mirage (méthode du), 506, 507, 594
 Miroir (relascope à – *voir* BITTERLICH)
 Modèles d'accroissement et de production
 (arbre), 428, 449 et suiv.
 (architecturaux), 428
 (classification), 428, 429
 (de croissance et d'accroissement), 427 et suiv.
 (dépendants des distances), 452 et suiv.
 (dynamiques), 429

(indépendants des distances), 459 et suiv.
 (de production), 427
 (par classes de grosseur), 429-434, 440-442
 (peuplement), 434 et suiv.
 (pour peuplement équienne), 435 et suiv.
 (pour peuplement inéquienne), 439 et suiv.
 (régionaux), 428
 (statiques), 429
 (stratégiques), 429
 (tactiques), 429
 (de transition), 442-448
 Modèles de gestion, 428, 429, 435 et suiv.
 Modèles numériques
 (de canopée-MNC), 669
 (de terrain-MNT), 668, 669
 (de surface-MNS), 668, 669
 Modèle potentiel/réducteur, 468
 Moyenne
 (géométrique), 43
 (quadratique), 88, 334
 (erreur standard de la), 514
 Moyen(ne)s
 (circonférences, diamètres), 210-216
 (hauteurs), 239-245
 Mortalité, 341, 343, 441, 450
 Multispectral (images), 663

N

NASLUND (formule approchée de), 236
 NDVI, 96
 Néloïde (volume d'un tronc de), 111-114
 NEWNHAM (indice de), 453, 454
 NEWTON (formule de), 116-118, 121
 Niveaux de production, 378, 409, 410,
 Nombre de bois
 (distribution par catégories), 217 et suiv.
 (estimation via distances), 624-630
 (estimation par le relascope), 317, 318
 (mesure de densité), 246, 247
 Normale
 (ajustement à une), 219-222
 (densité, peuplement), 247 et suiv.
 (distribution), 219-222
 (table de production), 365-368

O

- OPIE (indice d'), 455, 456
- Optimal(e) (*voir aussi* stratification), 527-530
 - (coût), 527, 529
 - (répartition), 527-530
- «Order method», 624-626

P

- Panchromatique (photos), 663
- Paraboloïde (volume d'un tronc de), 110-113
- PARDE (mire de), 487
- Passage à la futaie, 341-343, 347, 361, 362
- PATERSON (indice de), 370
- Pavés (méthode des), 457
- PEARSON (distribution de), 219
- Pentaprisme de WHEELER, 28, 29
- Pente du sol
 - (correction pour hauteur), 61, 62
 - (correction pour placette), 235, 387-390, 462, 463, 489-495
 - (correction pour distances), 486-490, 503, 504
 - (correction sur mire), 59-63, 487 et suiv.
- Périodique
 - (accroissement), 322
 - (accroissement moyen), 322
- Permanente(es)
 - (inventaire – CFI), 345, 613, 615, 616
 - (placettes d'échantillonnage), 482-507
 - (placettes de production), 378, 379, 405
- Peuplement
 - (accessoire), 322
 - (composition spécifique -fréquence, abondance-dominance), 261 et suiv.
 - (équienne), 209, 218-222, 233
 - (inéquienne), 210, 227 et suiv.
 - (principal), 322
 - (tables de prévision de), 429-434
 - (tarifs de cubage de), 296-298
 - (total), 322
 - (volume d'un), 287 et suiv.
- Phases (échantillonnage à plusieurs), 549-564
- Photographie aérienne, 257, 659-661, 663, 668, 670
- Photogrammétrie, 668
- Photos hémisphériques, 96, 258
- Photos panchromatiques, 663
- Photo-interprétation, 660, 668
- Piles (de bois), 134, 135
- Pixels, 279, 663
- Placettes (*voir aussi* unités d'échantillonnage)
 - (d'échantillonnage), 482 et suiv.
 - (de production), 378, 379, 405
 - (permanentes, temporaires, semi-permanentes), 379, 380, 405-407
- Planimètre, 271
- Poids, 139
- Point(s)
 - (central de classe), 44, 210, 211
 - (comptage par), 272-275
 - (échantillonnage par), 460, 577-595
 - (grille de), 272 et suiv., 511, 536, 537
- POLLANSHÜLZ (compas de), 23, 24
- Pondéré (tarif de cubage), 187-192
- Population (*voir aussi* échantillonnage)
 - (parent), 474
 - (finie), 474-476
 - (infinie), 474-476
- Pourcentage d'écorce, 85, 87
- Pourcentage ouverture (couvert), 259, 260
- Pourcentage fermeture (couvert), 96, 132, 259, 667
- Précision
 - (d'un appareil de mesure), 75
 - (des inventaires complets), 287
 - (des inventaires par échantillonnage), 478-481
 - (des mesures de grosseur), 30-38, 40
 - (des mesures de hauteur), 72-77
 - (d'un tarif de cubage), 195-201
- Précomptage, 343, 361
- PRESSLER
 - (hauteur de), 126, 127
 - (méthode de cubage de), 126-129
 - (tarière de), 83, 84, 327
- Prévision (tables de), 429-434

Prisme relascopique, 455, 495, 580, 581
 (calibrage), 495
 (utilisation), 579-583
 Probabilité (*voir* aussi échantillonnage)
 (de sélection variable), 577 et suiv.
 (densité de), 219 et suiv., 285
 (fonction de), 222, 225, 227
 (niveau de), 173
 (proportionnelle à la dimension), 577-595
 (proportionnelle à la prédiction), 574-577
 Production
 (fonctions de), 295 et suiv.
 (modèles, fonctions de), 427 et suiv.
 (tables de), 397 et suiv.
 (totale), 322-325
 Productivité, 366 et suiv.
 (courbes de), 378 et suiv.
 (indices de), 369-378
 (méthodes d'estimation), 366-378
 (niveaux de), 380
 (notion de), 366
 Produits continus (méthode des), 269
 Profil (courbes de), 107-109, 124
 Projection horizontale (de houppier), 88-90
 Promotion (arbres promus), 429-434
 Proportion (estimation d'une), 519
 «3P – sampling» (de GROSENBAUGH),
 571, 574-577
 PUN CHUN (appareil de), 89, 90
 Pyranomètres, 258

Q

QGIS, 90, 97, 268, 670
 Quadratique (*voir* moyenne)
 Quadrants (méthode des), 625, 626
 Quadrats (méthode par), 645-647
 Quotient
 (d'espace vital), 248, 249
 (de forme), 106
 (de forme de HOHENADL), 106
 (de forme de SCHIFFEL), 106
 (échantillonnage, estimation par le),
 562-567

R

Radar, 662, 664
 Radial (accroissement), 333 et suiv., 356,
 357
 Rayon limite, 306, 307
 Rayon de placette
 (facteur de), 307-309, 311
 Régénération (estimation), 645, 647
 Rayons X (photographie), 81, 143
 Régression
 (échantillonnage estimation par la),
 558-561
 (linéaire), 165 et suiv.
 (multiple), 171, 384, 388
 (polynomiale), 413
 (pondérée), 188-191
 (sériée), 387, 388
 REINEKE (indice de), 250-253
 Relascope de BITTERLICH, 30, 56, 59, 65,
 304 et suiv.
 (modèle à bandes étroites), 65, 304-306.
 (modèle à bandes larges), 306
 (modèle Metric-CP), 305, 306, 310, 315
 (unités relascopiques), 314
 Répartition
 (fonction de), 219 et suiv. 226
 (optimale), 484, 528, 529
 (optimale pondérée par les coûts), 527,
 529, 530
 (proportionnelle), 527, 528
 Résidu
 (quadratique moyen), 173, 176-178
 (variance résiduelle), 176-179, 196-198
 RMSE, 178
 Ruban, 27, 36, 37, 38, 486

S

Saturée (masse), 141-143
 SCHIFFEL (quotient de forme), 106
 «Search radius», 459, 461
 Sèche (masse), 141-143
 Séquentiel (échantillonnage), 607-610
 Seuil (d'inventaire), 167, 285, 341, 508
 SHANNON (indice de), 265

- SIMPSON (formule de), 118
 Site (indice de – «Site Index»), 372
 Sizième arbre (échantillonnage), 628
 SMALIAN (formule de), 115-117, 121
 Sondage
 (à la tarière), 327-330, 333, 334, 349
 et suiv.
 (point de), 278, 300, 319, 482, 577
 Souche, 97-99
 (circonférence, diamètre), 97, 98
 STAEBLER (indice de compétition de), 452, 453
 Standard (déviations) (*voir* écart-type)
 Station
 (définition), 366
 (production), 366
 (indice de), 372
 Stationnaires (arbres), 429-433, 440-448
 Stère, 133
 Stock de carbone (estimation), 651-654
 Strate (*voir* échantillonnage stratifié)
 Stratification
 (avantages et inconvénients), 522
 (à fraction sondée constante), 520-525
 (à fraction sondée variable), 520-525
 (*a priori*), 520-524
 (*a posteriori*), 520-524
 (échantillonnage aléatoire stratifié), 519
 534
 Structure (*voir* équienne et inéquienne)
 Surface d'une figure (mesure)
 (par comptage de points), 272-275
 (par coordonnées), 269, 270
 (par pesées), 275
 (par planimétrie), 271
 (par transects), 275
 Surface corticale, 146
 Surface d'inclusion, 649, 650
 Surface (houppier), 92-94
 Surface (projetée du houppier), 88, 89
 Surface terrière
 (définition), 21-39
 (détermination), 39, 40
 (erreurs), 40-43
 (facteur de), 309-311, 583, 590, 593
 (mesure au relascope), 310-312
 Surface terrière médiane (tige de), 215
 Surface terrière moyenne (tige de), 212-215
 SUUNTO
 (boussole), 503, 510
 (clinomètre), 65-67
 (dendromètre), 63-65
 Synchronisation
 (analyse de tiges), 81, 334
 Systèmes (d'information géographique, SIG), 279-283
 Systèmes de positionnement global (GPS), 276-279
 Systématique (échantillonnage), 535-548
- T**
- Tables de biomasse, 150, 151
 Tables de cubage, 153-207, 288-293
 Tables de prévision, 429 et suiv.
 Tables de production, 295, 397 et suiv.
 (contenu), 398-401
 (construction), 405-421
 (définition, principes), 398-401
 (limites de validité), 402
 (nature), 402, 403
 (utilisation), 422-425
 (à densités variables), 403
 (empiriques), 403
 (normales), 402
 (à sylvicultures variables), 403, 418 et suiv., 429
 Tarière de PRESSLER, 83, 84, 327
 Tarifs de cubage (types de)
 (à une entrée), 155, 156, 288
 (à deux entrées), 156, 289-291
 (à plus de deux entrées), 156
 (aériens de peuplements), 301, 302
 (de KRENN), 295, 296
 (de peuplements), 296-302
 (paramétrés), 156, 291-293
 (pondérés), 187-192
 Tarifs de cubage
 (construction), 156-165
 (limites de validité), 201-206

- (méthode directe), 162, 163
 (méthode graphique), 164, 165
 (méthode mathématique), 165-175
 (notions générales), 154-156
 (précision), 195-201
 (présentation), 206, 207
- Taux**
 (d'accroissement), 346, 435
 (de sondage ou d'échantillonnage), 475, 524
- Télédéttection aérienne et spatiale, 662 et suiv.
- Télérelascope de BITTERLICH, 105, 306
- Semi-permanentes (placettes d'échantillonnage), 405
- Temporaires (placettes d'échantillonnage), 379, 405
- Tiges moyennes (arbres moyens), 210-216
- Topographiques (indices de productivité), 371
- Topofil, 503, 510
- Torsiomètre, 143
- Trakt, 636
- Transects linéaires (méthode, échantillonnage), 134, 275, 604-606
- Transition
 (matrice de), 442-444
 (modèles de), 442-448
 (probabilité de), 442
- Tronc de cône (formule du), 116
- Types dendrométriques, 110-114
- U**
- Ultrasons, 67, 68, 488
- Unités d'échantillonnage, 482-507
 (cheminement), 503, 504
 (délimitation), 485-495
 (dimension), 495-500
 (forme), 483-485
 (implantation), 504, 507
 (nombre), 514-518, 527-530, 554, 568-571, 588
 (récolte de données), 508-511
 (types), 482, 483
- Unités d'échantillonnage (types), 482-485
 (à nombre défini de bois), 482, 483
 (à nombre minimum de bois), 482, 483
 (à surface définie), 482, 483
 (à surface non définie), 482, 483
- V**
- Variance (résiduelle), 176-179, 196-198
- Végétation basse (estimation), 642-643
- VEEN (indice de), 254
- Verte (masse), 141-143
- Volume moyen (tige), 215
- Volume
 (d'arbres abattus), 110-121
 (d'arbres sur pied), 122-132
 (bois fort, bois d'œuvre, total), 109, 110
 (mesure au relascope), 126-130, 310-319
 (de branches), 109, 132, 133
 (de bois empilés), 133-137
 (bois de feu), 110
 (du houppier), 93
- Volume de peuplements
 (détermination), 287-302
 (estimation oculaire), 294
 (estimation au relascope), 316-319
- Volume moyen (tige de), 215
- Volumique (masse), 141-143
- W**
- WECK (indice de), 370
- WEIBULL (distribution de), 224-226, 232
- WHEELER (pentaprisme de), 28, 29
- WinDendro (appareil), 330
- X**
- X (rayons), 81, 143
- Y**
-
- Z**
- Zones d'influence, 451-457

Photo de couverture : Forêt domaniale du Grand Bois de Vielsalm (Belgique)
de Jacques RONDEUX

Photos et clichés de Jacques RONDEUX et Cédric GEERTS

Figures de Clémence TEUGELS et Cédric GEERTS



Figure 4.6.2 — Méthode photographique de détermination du coefficient d'empilage d'un stère de bois.



Figure 8.3.1 — Le GPS GPSmap 60 CSx.



(a)



(b)

Figure 9.3.1 — (a) *Digital positiometer* destiné à mesurer des accroissements sur carottes de sondage. (b) Mesureur de largeurs de cornes portable.

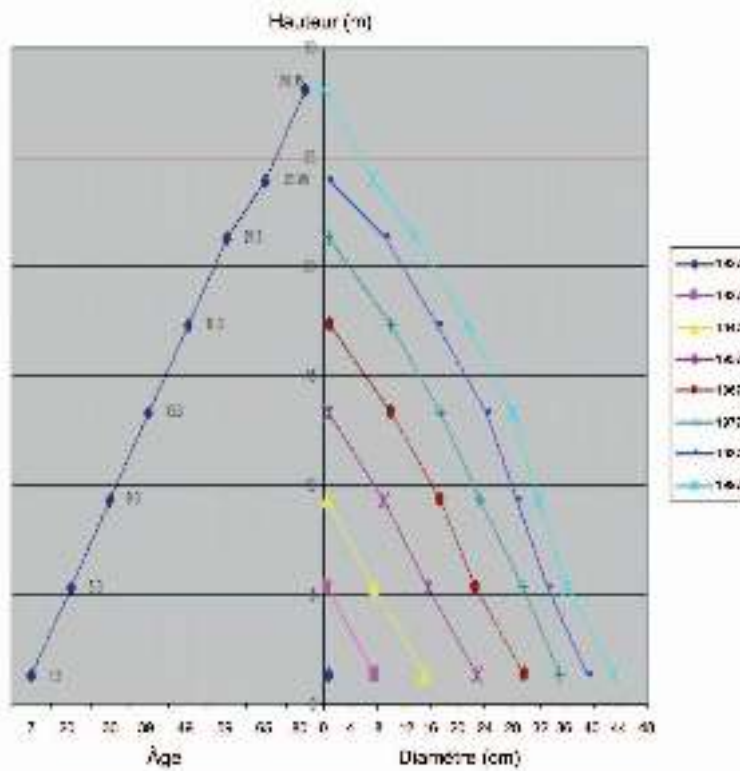




Figure 13.3.1 — Mire coulissante de PARDE et vue partielle d'une placette d'échantillonnage.

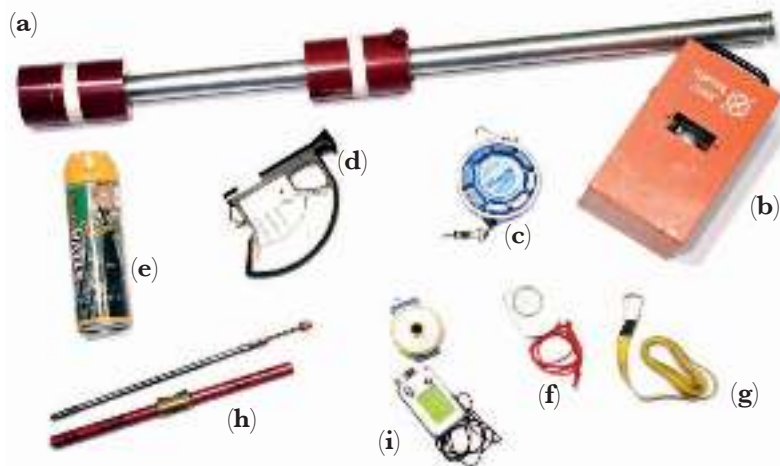


Figure 13.4.3 — Matériel utilisé en inventaire par échantillonnage.

- | | |
|---|---------------------------|
| (a) = mire de PARDE | (f) = boussole |
| (b) = topofil | (g) = ruban |
| (c) = chevillère suédoise | (h) = tarière de PRESSLER |
| (d) = dendromètre BLUME-LEISS | (i) = vertex |
| (e) = bombe de couleur | |
| + GPS (cf. Figure 8.3.1) et encodeur portable (cf. Figure 13.14.1). | |



Figure 13.7.2 — Exemple de distribution d'une grille à mailles rectangulaires (+ identification des coordonnées X, Y des centres des unités d'échantillonnage = points jaunes) surimposée sur une vue aérienne.

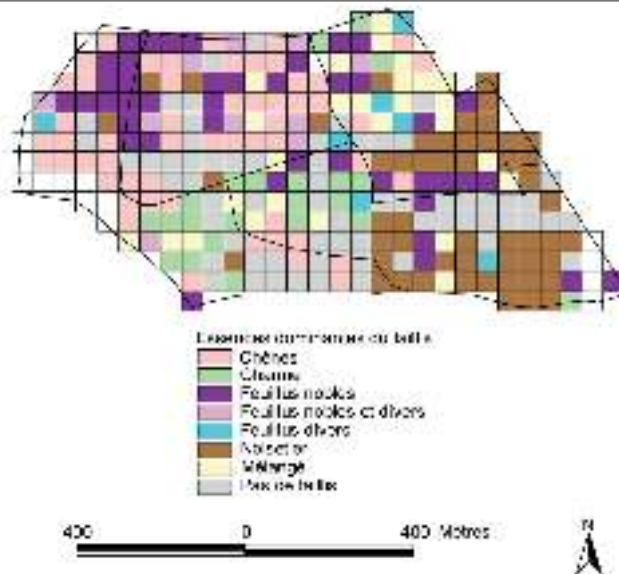


Figure 13.11.2 — Exemple de cartographie de la variabilité spécifique du taillis dans un taillis sous futaie à partir des résultats d'un inventaire à évaluation visuelle.

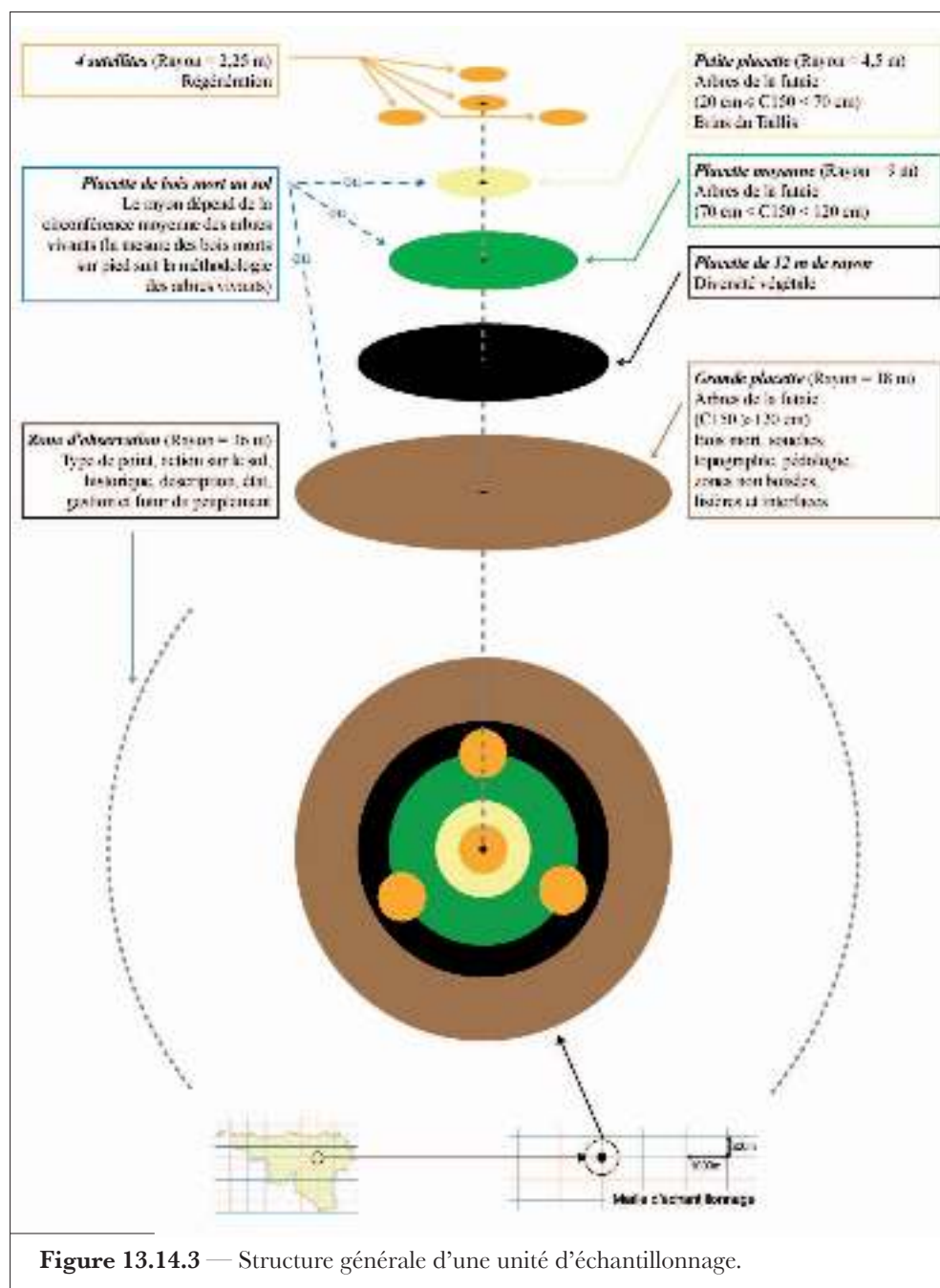


Figure 13.14.3 — Structure générale d'une unité d'échantillonnage.



Figure 15.3.1 — Exemples d'interprétation de photos aériennes [tiré de BONNET et al., 2011]. **(a)** Image aérienne infrarouge fausses couleurs illustrant le contraste entre mises à blanc, plantations résineuses et peuplements feuillus. **(b)** Image aérienne vraies couleurs illustrant peuplements feuillus (vert clair) et résineux (vert foncé).

Tableau de conversion entre unités de mesures.

Mesures linéaires			
1 inch =	2,540 cm	1 cm =	0,3937 inch
1 foot =	30,48 cm	1 m =	39,37 inches
1 yard =	91,44 cm		3,281 ffet
1 mile =	1,609 km		1,094 yards
1 chain* =	20,12 m	1 km =	0,6214 miles
Mesures de surfaces			
1 sq. in. =	6,452 cm ²	1 cm ² =	0,1550 sq. in.
1 sq. ft. =	929,0 cm ²	1 m ² =	10,76 sq.ft.
	0,09290 m ²		1,196 sq. yd.
1 sq. yd. =	0,8361 m ²	1 a =	0,02471 acres
1 sq. mi. =	259,0 ha	1 ha =	2,471 acres
1 acre =	0,4047 ha		0,003861 sq. mi.
1 sq. ch. =	404,7 m ²	1 km ² =	247,1 acres
1 sq. ft./acre =	0,2296 m ² /ha	1 m ² /ha =	4,356 sq. ft./acre
1 sq. yd./acre =	2,066 m ² /ha	1 m ² /ha =	0,4840 sq. yd./acre
Mesures de volumes			
1 cu. in. =	16,39 cm ³	1 m ³ =	61,020 cu. in.
1 cu. ft. =	0,02832 m ³	1 m ³ =	35,31 cu. ft.
1 cu. yd. =	0,7646 m ³	1 m ³ =	1,308 cu. yd.
1 bd. ft. =	0,002360 m ³	1 m ³ =	423,7 bd. ft.
1 hoppus ft. =	0,03605 m ³	1 m ³ =	27,74 hoppus ft.
1 cu. ft./acre =	0,06998 m ³ /ha	1 m ³ /ha =	14,29 cu. ft./acre
1 cu. yd./acre =	1,889 m ³ /ha	1 m ³ /ha =	0,5293 cu. yd./acre
1 bd. ft./acre =	0,005832 m ³ /ha	1 m ³ /ha =	171,5 bd. ft./acre
1 hoppus ft./acre =	0,08908 m ³ /ha	1 m ³ /ha =	11,23 hoppus ft./acre
in. = inch	sq. = square	cm = centimètre	
ft. = foot	cu. = cubic	m = mètre	
yd. = yard	bd. = board	km = kilomètre	
mi. = mile		a = are	
ch. = chain		ha = hectare	

* «surveyor's chain» : mesure utilisée pour les relevés sur le terrain. L'«engineers'chain», de 100 chaînons de 1ft, équivaut à 30,48 m et n'est pas utilisée en pratique.



Le livre

Édité pour la première fois en 1993 «La mesure des arbres et des peuplements forestiers» a fait l'objet d'une révision en 1999. La présente version constitue à la fois une refonte et une importante mise à jour tenant compte de l'évolution des techniques de collecte et d'exploitation des mesures réalisées en forêt et du besoin croissant d'appréhender de nouveaux paramètres, autres que la seule matière ligneuse, dans une perspective d'amélioration de la compréhension de l'écosystème forestier et de la gestion des espaces boisés.

L'ouvrage, un des rares en langue française, est davantage conçu comme un manuel de référence en dendrométrie destiné en particulier aux étudiants si souvent aujourd'hui conditionnés à la consultation d'internet et à l'utilisation de logiciels «ready to use». Il vise aussi un public composé d'enseignants, de chercheurs et de gestionnaires forestiers. Il est délibérément construit sur la base d'une trame abordant les principaux sujets traités d'une manière progressive en ne sacrifiant pas certaines approches qui pourraient être considérées comme appartenant au passé mais pouvant se révéler très utiles pour mieux comprendre la dendrométrie et la faire partager au plus grand nombre. Il est loin le temps où cette science forestière se résumait à la seule «mesure des arbres» ayant pour but précis la connaissance de leur volume.

La lecture de l'ouvrage peut se faire à deux vitesses, l'une destinée à un public averti, l'autre privilégiant davantage l'apprentissage.

Jacques RONDEUX

Professeur ordinaire émérite. A enseigné la dendrométrie, la gestion et l'économie forestière à Gembloux Agro-Bio Tech, Université de Liège (Belgique). A consacré près de 40 ans de recherches à la caractérisation et l'évaluation quantitative des peuplements. Auteur de plus de 300 publications et co-auteur de trois ouvrages dédiés aux tables de cubage et de production. A été sollicité au titre de professeur-visiteur dans plusieurs pays africains, ou comme expert. Sa carrière a largement été marquée par le développement de l'inventaire permanent des ressources forestières de Wallonie et du Grand-Duché de Luxembourg. A siégé durant plus de 30 ans au Conseil Supérieur Wallon des Forêts et est correspondant étranger de l'Académie d'Agriculture de France (Section Bois et Forêts).

