

Université de Montréal

**Estimation des facteurs de risque de la progression
de la scoliose idiopathique de l'adolescence**

par

Sébastien Hinse

Département de Kinésiologie

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de Philosophiæ Doctor (Ph.D.)
en sciences de l'activité physique

Août, 2009

© Sébastien Hinse, 2009

Université de Montréal
Faculté des études supérieures et postdoctorales

Cette thèse intitulée:
**Estimation des facteurs de risque de la progression
de la scoliose idiopathique de l'adolescence**

présentée par :
Sébastien Hinse

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :

Luc Proteau, Ph.D.
président-rapporteur

Paul Allard, Ph.D., P. Eng.
directeur de recherche

Charles-Hilaire Rivard, M. D.
codirecteur

Pierre Mathieu, Ph.D.
membre du jury

Jean Boucher, Ph.D.
examineur externe

Luc Proteau, Ph.D.
représentant du doyen

RÉSUMÉ

Cette étude a pour but de tester si l'ajout de variables biomécaniques, telles que celles associées à la morphologie, la posture et l'équilibre, permet d'améliorer l'efficacité à dissocier 29 sujets ayant une scoliose progressive de 45 sujets ayant une scoliose non progressive. Dans une étude rétrospective, un groupe d'apprentissage (Cobb: $27,1 \pm 10,6^\circ$) a été utilisé avec cinq modèles faisant intervenir des variables cliniques, morphologiques, posturales et d'équilibre et la progression de la scoliose. Un groupe test (Cobb: $14,2 \pm 8,3^\circ$) a ensuite servi à évaluer les modèles dans une étude prospective. Afin d'établir l'efficacité de l'ajout de variables biomécaniques, le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a été utilisé à titre d'étalon de mesures.

Le groupe d'apprentissage a été utilisé pour développer quatre modèles de classification. Le modèle sans réduction fut composé de 35 variables tirées de la littérature. Dans le modèle avec réduction, une ANCOVA a servi de méthode de réduction pour passer de 35 à 8 variables et l'analyse par composantes principales a été utilisée pour passer de 35 à 7 variables. Le modèle expert fut composé de huit variables sélectionnées d'après l'expérience clinique. L'analyse discriminante, la régression logistique et l'analyse par composantes principales ont été appliquées afin de classer les sujets comme progressifs ou non progressifs. La régression logistique utilisée avec le modèle sans réduction a présenté l'efficacité la plus élevée (0,94), tandis que l'analyse discriminante utilisée avec le modèle expert a montré l'efficacité la plus faible (0,87). Ces résultats montrent un lien direct entre un ensemble de paramètres cliniques et biomécaniques et la progression de la scoliose idiopathique.

Le groupe test a été utilisé pour appliquer les modèles développés à partir du groupe d'apprentissage. L'efficacité la plus élevée (0,89) fut obtenue en utilisant l'analyse discriminante et la régression logistique avec le modèle sans réduction, alors que la plus faible (0,78) fut obtenue en utilisant le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Ces valeurs permettent d'avancer que l'ajout de variables biomécaniques aux données cliniques améliore l'efficacité de la dissociation entre des sujets scoliotiques progressifs et non progressifs.

Afin de vérifier la précision des modèles, les aires sous les courbes ROC ont été calculées. L'aire sous la courbe ROC la plus importante (0,93) fut obtenue avec l'analyse discriminante utilisée avec le modèle sans réduction, tandis que la plus faible (0,63) fut obtenue avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Le modèle de Lonstein et Carlson (1984) n'a pu séparer les cas positifs des cas négatifs avec autant de précision que les modèles biomécaniques.

L'ajout de variables biomécaniques aux données cliniques a permis d'améliorer l'efficacité de la dissociation entre des sujets scoliotiques progressifs et non progressifs. Ces résultats permettent d'avancer qu'il existe d'autres facteurs que les paramètres cliniques pour identifier les patients à risque de progresser. Une approche basée sur plusieurs types de paramètres tient compte de la nature multifactorielle de la scoliose idiopathique et s'avère probablement mieux adaptée pour en prédire la progression.

MOTS CLÉS : Biomécanique, scoliose, classification, morphologie, posture, équilibre.

ABSTRACT

The purpose of this study is to examine whether the addition of biomechanical variables, such as variables associated with morphology, posture and balance, produce an increase in dissociation efficiency of 29 subjects with progressive scoliosis from 45 subjects with non progressive scoliosis. In a retrospective study, a learning group (Cobb: $27,1 \pm 10,6^\circ$) was used with five models comprising clinical, morphological, postural and balance variables and scoliosis progression. A testing group (Cobb: $14,2 \pm 8,3^\circ$) was then used to evaluate the models in a prospective study. In order to establish the efficiency of the addition of biomechanical variables, Lonstein and Carlson's (1984) model was used as a reference.

The learning group was used to develop four classification models. The model without reduction was composed of 35 variables taken from the literature. In the model with reduction, an ANCOVA served as a reduction method to go from 35 to 8 variables and principal component analysis was used to go from 35 to 7 variables. The expert model was composed of eight variables selected according to clinical experience. Discriminant analysis, logistic regression and principal component analysis were applied in order to classify the subjects as progressive or non progressive. Logistic regression used with the model without reduction presented the highest efficiency (0,94), whereas discriminant analysis used with the expert model showed the lowest efficiency (0,87). These results show a direct relation between a group of clinical and biomechanical parameters and idiopathic scoliosis progression.

The testing group was used to apply the models developed from the learning group. The highest efficiency (0,89) was obtained with the use of discriminant analysis and logistic regression and the model without reduction, as the lowest (0,78) was obtained with the use of Lonstein and Carlson's (1984) model. These values suggest that the addition of biomechanical variables to clinical data increases dissociation efficiency between progressive and non progressive scoliotic subjects.

In order to verify the precision of the models, the area under the ROC curve was calculated. The largest area under the ROC curve (0,93) was obtained with the discriminant analysis used with the model without reduction, whereas the lowest (0,63) was obtained with Lonstein and Carlson's (1984) model. Lonstein and Carlson's (1984) model could not separate the positive cases from the negative cases with the same amount of precision compared with the biomechanical models.

The addition of biomechanical variables to clinical data allowed increasing dissociation efficiency between progressive and non progressive scoliotic subjects. These results suggest that factors other than clinical parameters can identify patients at risk of progression. An approach based on many types of parameters takes into account the multi-factorial nature of idiopathic scoliosis and appears to be better adapted to predict its progression.

KEY WORDS : Biomechanics, scoliosis, classification, morphology, posture, balance.

TABLE DES MATIÈRES

PAGE DE TITRE.....	i
IDENTIFICATION DU JURY.....	ii
RÉSUMÉ.....	iii
ABSTRACT.....	v
TABLE DES MATIÈRES.....	vii
LISTE DE TABLEAUX.....	xii
LISTE DE FIGURES.....	xv
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	xvii
DÉDICACE.....	xix
REMERCIEMENTS.....	xx

CHAPITRE 1

1. INTRODUCTION.....	1
1.1 Description de la scoliose idiopathique de l'adolescence.....	2
1.2 Facteurs de risque.....	5
1.3 Traitement.....	7

1.4 Prédiction de la progression de la scoliose.....	9
--	---

CHAPITRE 2

2. RECENSEMENT DES ÉCRITS.....	11
2.1 Facteurs cliniques et biomécaniques associés à la progression de la scoliose....	11
2.1.1 Facteurs cliniques.....	12
2.1.2 Facteurs morphologiques.....	15
2.1.3 Facteurs posturaux.....	17
2.1.4 Facteurs d'équilibre postural.....	20
2.2 Liens entre mesures cliniques et biomécaniques et progression de la scoliose....	23
2.2.1 Mesures cliniques.....	24
2.2.2 Mesures biomécaniques.....	26
2.3 Modèles pronostiques de la scoliose.....	31
2.4 Objectifs spécifiques de la thèse.....	36

CHAPITRE 3

3. MÉTHODE.....	39
3.1 Population scoliotique.....	39

3.2 Procédures.....	42
3.2.1 Mesures cliniques.....	43
3.2.2 Mesures morphologiques.....	43
3.2.3 Mesures posturales.....	46
3.2.4 Mesures d'équilibre.....	54
3.3 Groupe d'apprentissage.....	59
3.4 Application du modèle de Lonstein et Carlson (1984).....	61
3.5 Développement de quatre modèles biomécaniques.....	64
3.5.1 Modèle sans réduction.....	64
3.5.2 Modèle avec réduction analyse de covariance.....	66
3.5.3 Modèle avec réduction analyse par composantes principales.....	68
3.5.4 Modèle expert.....	70
3.6 Analyses statistiques.....	71
3.7 Étude prospective.....	75

CHAPITRE 4

4. RÉSULTATS.....	79
4.1 Efficacité du modèle de Lonstein et Carlson (1984).....	79

4.2 Classification des sujets du groupe d'apprentissage à l'aide des modèles biomécaniques.....	80
4.2.1 Modèle sans réduction.....	81
4.2.2 Modèle avec réduction ANCOVA.....	83
4.2.3 Modèle avec réduction ACP.....	85
4.2.4 Modèle expert.....	88
4.3 Comparaison de l'efficacité des modèles de classification avec le groupe d'apprentissage.....	90
4.4 Vérification de l'efficacité et de la précision des modèles-tests.....	92

CHAPITRE 5

5. DISCUSSION.....	99
5.1 Caractéristiques des sujets progressifs et non progressifs.....	99
5.2 Vérification du Modèle de Lonstein et Carlson (1984).....	105
5.3 Vérification des quatre modèles biomécaniques.....	108
5.4 Vérification de l'efficacité et de la précision des modèles.....	112
5.5 Limites de l'étude.....	117
5.6 Études futures.....	119

CHAPITRE 6

6. CONCLUSION..... 122

RÉFÉRENCES..... 126

ANNEXES

LISTE DES TABLEAUX

3.1	Données descriptives des variables cliniques pour l'ensemble des 74 sujets de l'étude.....	41
3.2	Données descriptives des variables cliniques pour les sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) du groupe d'apprentissage.....	60
3.3	Identification des 35 variables cliniques, morphologiques, posturales et d'équilibre composant le modèle sans réduction pour les groupes non progressif (NP) et progressif (P).....	65
3.4	Identification des 8 variables composant le modèle ANCOVA. Valeurs de F et de p suivant les comparaisons entre les groupes non progressif et progressif.....	67
3.5	Identification des 7 variables composant le modèle avec réduction ACP. Variance totale expliquée (%) et eigenvaleurs pour les deux premières composantes principales (CP1 et CP2). Coordonnées factorielles des variables pour CP1 et CP2.....	69
3.6	Identification des 8 variables composant le modèle expert.....	71
3.7	Données descriptives des variables cliniques pour les sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) du groupe test.....	76
4.1	Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, en utilisant le modèle de Lonstein et Carlson (1984) avec un point de partage établi à 50%.....	80
4.2	Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 35 variables du modèle sans réduction.....	81
4.3	Efficience, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 35 variables du modèle sans réduction.....	82

4.4	Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle avec réduction ANCOVA.....	84
4.5	Efficienc e, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle avec réduction ANCOVA.....	84
4.6	Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 7 variables du modèle avec réduction ACP.....	86
4.7	Efficienc e, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 7 variables du modèle avec réduction ACP.....	87
4.8	Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle expert.....	88
4.9	Efficienc e, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle expert.....	89
4.10	Comparaison des fréquences des sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) entre tous les modèles à l'aide du test Q de Cochran. Comparaison entre les fréquences des modèles biomécaniques et celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) à l'aide du test de McNemar (p). Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL) ; Analyse par composantes principales (ACP).....	92
4.11	Tableau de contingence suivant la classification de 27 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD) et la régression logistique (RL), en utilisant les variables des modèles sans réduction et expert, ainsi que d'après le modèle de Lonstein et Carlson (1984).....	94

- 4.12 Efficience, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 27 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD) et la régression logistique (RL), en utilisant les variables des modèles sans réduction et expert, ainsi que d'après le modèle de Lonstein et Carlson (1984)..... 94
- 4.13 Comparaison des fréquences des sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) entre tous les modèles-tests à l'aide du test Q de Cochran. Comparaison entre les fréquences des modèles-tests biomécaniques et celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) à l'aide du test de McNemar (p). Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL)..... 96

LISTE DES FIGURES

1.1	Déviation latérale de la colonne vertébrale perçue sur une radiographie en vue de face (adapté de Dorion et al., 2004).....	3
1.2	L'angle de Cobb est déterminé par l'intersection des lignes perpendiculaires au plateau supérieur de la vertèbre limite supérieure et au plateau inférieur de la vertèbre limite inférieure (ci haut : 60°) (adapté de Reamy et Slakey, 2001).....	4
2.1	Graduation de la fusion osseuse de l'apophyse iliaque de 0 à 5 à l'aide de l'indice de Risser. Le grade 0 indique qu'il n'y a aucune ossification; le grade 1 indique jusqu'à 25% d'ossification; le grade 2 indique de 26% à 50% d'ossification; le grade 3 indique de 51% à 75% d'ossification; le grade 4 indique de 76% à 100% d'ossification; le grade 5 indique une fusion osseuse complète de l'apophyse et l'atteinte de la maturité squelettique (adapté de Reamy et Slakey, 2001).....	13
2.2	Mesure de l'angle de rotation au tronc. L'angle de rotation au tronc (degrés) se mesure par l'intersection du plan horizontal et du plan de déformation maximale à la partie postérieure du tronc (adapté de Bunnell, 1984).....	14
3.1	Position des caméras par rapport au sujet.....	47
3.2	Repères anatomiques utilisés pour les mesures de posture (Nault et al., 2002).....	47
3.3	Paramètres de posture mesurés dans le plan frontal.....	50
3.4	Paramètres de posture mesurés dans le plan sagittal.....	51
3.5	Paramètres de posture mesurés dans le plan horizontal.....	53
3.6	Trajectoire du déplacement du centre de pression.....	55
3.7	Séquence des opérations utilisées pour la décomposition du stabilogramme. (a) $F_{hor} = 0$: Instants lors desquels la force horizontal équivaut à zéro (●). (b) À partir des déplacements du COP_{AP} (ligne mince), les positions du COP_{AP} aux instants $F_{hor} = 0$ (point d'équilibre instantané) sont localisés (●), et la trajectoire interpolée de la sinuosité est définie (ligne épaisse). (c) La trajectoire du tremblement. La différence entre le COP_{AP} et la trajectoire interpolée de la sinuosité (adapté de Zatsiorsky et Duarte, 1999).....	58

3.8	Représentation de l'indice de Youden (J), du rapport de vraisemblance positif (L) et du rapport de vraisemblance négatif (λ) en fonction de la variation du point de partage.....	63
4.1	Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 35 variables du modèle sans réduction. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.....	83
4.2	Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 8 variables du modèle avec réduction ANCOVA. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.....	85
4.3	Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 7 variables du modèle avec réduction ACP. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.....	87
4.4	Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 8 variables du modèle expert. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.....	90
4.5	Modèles ayant obtenus une efficacité $>0,80$. Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL).....	91
4.6	Comparaison des efficacités obtenues en utilisant les populations des groupes d'apprentissage et test. Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL).....	95
4.7	Aires sous les courbes ROC (ASC) pour les modèles-tests retenus et le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL).....	97

LISTE DES ABRÉVIATIONS

ACP :	Analyse par composantes principales
AD :	Analyse discriminante
al. :	Collaborateurs
ANCOVA :	Analyse de covariance
AP :	Antéro-postérieur
ASC :	Aire sous la courbe
C7 :	7 ^{ième} vertèbre cervicale
CA :	Californie
cm :	Centimètre
COP :	Centre de pression
CP :	Composante principale
ÉIAS :	Épine iliaque antéro-supérieure
ÉIPI :	Épine iliaque postéro-inférieure
Éq. :	Équation
É.-U. :	États-Unis
F :	Force
G.-B.	Grande-Bretagne
hor :	Horizontale
Hz :	Hertz
IL :	Illinois
J :	Indice de Youden
kg :	Kilogramme
λ :	Rapport de vraisemblance négatif
L :	Rapport de vraisemblance positif
m :	Mètre

m^2 :	Mètre carré
MA :	Massachusetts
ML :	Médio-latéral
mm :	Millimètre
mm/s :	Millimètre / seconde
M_V :	Moment autour de l'axe vertical
Nm :	Newton \times mètre
Nm·s	Newton \times mètre \times seconde
No :	Numéro
NP :	Non progressif
OK :	Oklahoma
P :	Progressif
RL :	Régression logistique
RMS :	Root mean square
ROC :	Receiver operating characteristic
RTP :	Rapport taille-poids
S1 :	1 ^{ière} vertèbre sacrée
SIA :	Scoliose idiopathique de l'adolescence
SPC :	Somme des plis cutanés
T_V :	Moment libre
Vit :	Vitesse

DÉDICACE

Je dédie cette thèse à mon père, Claude, qui m'a toujours encouragé à étudier.

REMERCIEMENTS

Je remercie mon directeur de thèse, Paul Allard, avec qui je travaille depuis plusieurs années, pour son encadrement, son intérêt et sa patience au cours de ce projet de doctorat.

J'aimerais remercier mon co-directeur, Charles-Hilaire Rivard, pour son implication et ses conseils cliniques.

Merci à Vanessa, mon épouse et amie, pour son support, son expérience et son aide inestimable tout au long de cette thèse.

J'aimerais finalement remercier les membres de ma famille pour leurs conseils et le soutien qu'ils m'ont apporté lors de mes études.

CHAPITRE 1

1. INTRODUCTION

La scoliose est un déplacement latéral des corps vertébraux de la colonne de leur alignement normalement rectiligne observé dans le plan frontal (Stokes, 1994). Les causes de la scoliose sont multiples. Parmi celles-ci, nous retrouvons la génétique, les anomalies aux muscles squelettiques, les mécanismes neurologiques, la croissance et les facteurs biomécaniques (Harrington, 1977; Lowe et al., 2000; Veldhuizen et al., 2000).

La scoliose idiopathique de l'adolescence (SIA) se produit au début de la puberté et aucune cause n'a pu lui être établie (Weinstein, 1994). Les filles sont plus à risque comparativement aux garçons pour un ratio de 3,6:1 dans la population en général (Weinstein, 1994). L'objectif premier de la prise en charge de la scoliose est d'arrêter sa progression (Weiss et al., 2006). La possibilité de déterminer quelles courbes scoliotiques requièrent une intervention orthopédique pourrait mener à une prise en charge des patients plus appropriée. Le point essentiel dans le contexte clinique est d'augmenter la connaissance des facteurs de risque liés à la progression (Sahlstrand et Lidström, 1980), afin d'éclairer la décision des praticiens conduisant à un statut d'observation ou à un traitement prophylactique. Bien qu'une multitude de facteurs soient associés à la scoliose idiopathique de l'adolescence, tels des facteurs liés aux poussées de croissance, comme l'âge au diagnostic, la sévérité de la courbe et la maturité squelettique, ainsi que des facteurs neuromusculaires associés au contrôle de l'équilibre et à l'activité électrique musculaire, les études sur le risque de

progression ne reposent essentiellement que sur des données cliniques et radiologiques (Peterson et Nachemson, 1995; Lonstein et Carlson, 1984; Sanders et al., 2008; Wu et al., 2005; Yamauchi et al., 1988). Celles-ci ne peuvent toutefois documenter de façon fidèle l'effet global du réalignement vertébral associé à la scoliose idiopathique (Masso et Gorton, 2000). Les facteurs biomécaniques, tels la morphologie, la posture et l'équilibre, sont des éléments connus, mais qui demeurent exclus dans l'évaluation de la progression scoliothique (Lowe et al., 2000).

Ce chapitre présentera d'abord les éléments relatifs à la scoliose idiopathique de l'adolescence. Cela sera suivi par un aperçu des facteurs associés au risque de progression. Par la suite, la progression et le traitement des déformations scoliothiques seront décrits afin d'illustrer les conséquences d'une scoliose progressive sur la planification d'un traitement. Finalement, l'hypothèse générale sous jacente à cette thèse sera formulée.

1.1 Description de la scoliose idiopathique de l'adolescence

Le diagnostic de la scoliose idiopathique adolescente est obtenu en partie à l'aide d'une radiographie de la colonne vertébrale prise dans le plan frontal en position debout, et par la présence d'une courbure latérale de la colonne vertébrale de 5° (Brooks et al., 1975; Sahlstrand et Lidström, 1980; Bunnell, 1984) à 10° (Kane, 1977) mesurée par l'angle de Cobb. La figure 1.1 représente la déviation latérale de la colonne vertébrale causée par la scoliose idiopathique perçue sur une radiographie en vue de face. La figure permet d'observer la présence d'une courbe au niveau thoracolombaire.



Figure 1.1 : Déviation latérale de la colonne vertébrale perçue sur une radiographie en vue de face (adapté de Dorion et al., 2004).

L'angle de Cobb (degrés; Cobb, 1948) illustré à la figure 1.2 définit la sévérité de la courbe. Cet angle est mesuré par l'intersection des lignes perpendiculaires au plateau supérieur de la vertèbre limite supérieure et au plateau inférieur de la vertèbre limite inférieure (Stokes, 1994; Reamy et Slakey, 2001). Les vertèbres limites sont les vertèbres supérieure et inférieure d'une courbure et sont les plus inclinées par rapport à l'horizontale. Reamy et Slakey (2001) ont résumé la relation entre l'angle de Cobb et le risque de progression de la courbe. Ils relèvent qu'un angle entre 10° et 19° est associé à un risque de léger à modéré, un angle entre 20° et 29° représente un risque de modéré à sévère et un angle au dessus de 29° est indicatif d'un risque d'élevé à très élevé. Ainsi, l'angle de Cobb définit la sévérité de la courbe et permet aussi d'établir le risque de progression de la courbure scoliotique.

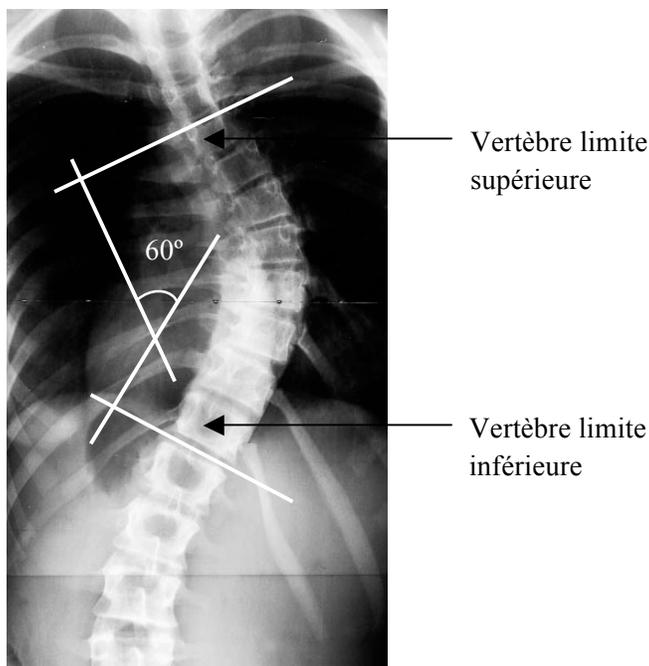


Figure 1.2 : L'angle de Cobb est déterminé par l'intersection des lignes perpendiculaires au plateau supérieur de la vertèbre limite supérieure et au plateau inférieur de la vertèbre limite inférieure (ci haut : 60°) (adapté de Reamy et Slakey, 2001).

La scoliose mène à des douleurs physiques (Dieck et al., 1985; Nachemson, 1979) et des problèmes psychologiques (Kostuik, 1990; Payne et al., 1997; Theologis et al. 1993) qui minent la qualité de vie des individus aux prises avec la maladie. Les problèmes cosmétiques associés aux scoliose sévères sont d'une importance majeure pour les patients (Kostuik, 1990). Theologis et al. (1993) ont fait ressortir des problèmes liés à l'aspect cosmétique de la scoliose et ont noté des relations entre le degré de déformation et la sévérité de troubles psychologiques. Les auteurs notent également que l'aspect cosmétique peut influencer la décision du chirurgien en ce qui concerne le traitement. Payne et al. (1997) ont conclu que la scoliose est un facteur de risque significatif associé à des problèmes psychologiques et de comportement

nuisibles à la santé. Ainsi, l'identification des courbes à risque de progresser permettrait de les traiter de manière précoce et possiblement de diminuer les effets néfastes de natures psychologique, médicale et économique associés à des visites cliniques (Reamy et Slakey, 2001) ainsi qu'aux traitements n'étant pas nécessaires (Weinstein, 1994).

1.2 Facteurs de risque

L'étiologie de la scoliose idiopathique demeure inconnue et dépend d'une multitude de facteurs (Lowe et al., 2000). Bunnell (1986) a établi une liste de facteurs de risque qui auraient une valeur pronostique de la progression de la scoliose idiopathique. Le sexe, le type de courbe, la sévérité de la courbe, l'âge au diagnostique, l'âge à l'apparition des ménarches et la maturité squelettique seraient des facteurs liés à la progression de la maladie. Il est connu que la scoliose se développe et progresse lors des poussées de croissance (Dhar et al., 1993; Gross et al., 1983; Nissinen et al., 1993; Soucacos et al., 1998). La colonne en croissance subit une perte de stabilité mécanique résultant d'une déformation des corps vertébraux et des côtes (Veldhuizen et al., 2000). Certaines études suggèrent que l'initiation de la scoliose idiopathique résulte d'une tendance des colonnes vertébrales longues et minces à se déformer à l'extérieur du plan sagittal sous l'effet de la charge (Dickson et al., 1984; Dickson et Deacon, 1987; Gross et al., 1983; Millner et Dickson, 1996). Lorsque la croissance cesse, le risque de progression des déformations diminue, la courbe se stabilise (Escalada et al., 2005) et le traitement peut être établi avec plus de clarté (Dhar et al., 1993). Un jeune âge au moment du diagnostic et une courbure

importante seraient aussi indicatifs d'un risque de progression élevé (Rogala et al., 1978). D'autres éléments liés au développement de la maladie ont également été relevés. Des facteurs neuromusculaires ont été associés avec la progression de la scoliose idiopathique. Un équilibre postural défectif a été proposé comme étant un facteur contribuant au développement de la scoliose (Herman et al., 1985). L'instabilité posturale serait attribuée à un conflit entre les afférences visuelles et vestibulaires à l'intérieur du système nerveux central, qui doit intégrer et calibrer l'information sensorielle pour la perception et le contrôle des mouvements (Herman et al., 1982, 1985; Sahlstrand et Lindstrom, 1980). Yamamoto et Yamada (1976) suggèrent que la dysfonction de l'équilibre serait associée aux systèmes proprioceptif et visuel et pourrait être causée par un mauvais fonctionnement de l'interaction entre le système proprioceptif et le centre de l'équilibre au niveau du cerveau. Plusieurs travaux ont évalué l'activité électrique musculaire chez des patients scoliotiques. Certaines de ces études ont avancé que les muscles paraspinaux sont impliqués dans l'apparition et la progression de la scoliose idiopathique (Cheung et al., 2004; Yarom et Robin, 1979). Une augmentation de la réponse de l'activité électrique du côté convexe de la courbe, près de l'apex, a également été rapportée (Alexander et Season, 1978; Redford et al., 1969; Trontelj et al., 1979; Yarom et Robin, 1979). Cette augmentation de l'activité électrique serait liée à un mécanisme de fatigue musculaire, à un effet d'étirement des muscles érecteurs du rachis du côté convexe ou serait un effet secondaire de l'adaptation des muscles à une charge plus élevée en présence de courbes importantes (Veldhuizen et al., 2000). Il apparaît que des facteurs neuromusculaires pourraient contribuer à la progression de la scoliose. L'instabilité du contrôle de l'équilibre serait attribuée à un déficit au niveau des

systèmes de traitement de l'information. L'augmentation de l'activité électrique des muscles paraspinaux du côté convexe de la courbe serait imputée à un mécanisme de fatigue, un effet d'étirement ou une charge plus élevée. Par contre, ces facteurs ne sont pas pris en compte dans l'estimation des risques de progression. Advenant le développement de la maladie, des traitements peuvent être utilisés afin de limiter l'avancement de déformations.

1.3 Traitement

La progression de la courbe scoliotique est définie par un changement de 5° ou 10° d'angle de Cobb et le suivi de la progression de la courbe est réalisé aux 3 à 6 mois, dépendamment de la sévérité de la courbe initiale et de la maturité du patient (Lonstein, 2006). Il semblerait que moins de 10% des cas diagnostiqués aient besoin de traitement (Weinstein, 1994). Dans les cas de scoliose impliquant des courbes de sévérité modérée (entre 20° et 40° d'angle de Cobb) et à risque de progresser, le port d'un corset orthopédique demeure un traitement commun visant à contrôler la progression des déformations (Schiller et al., 2009; Yrjönen et al., 2007). L'initiation du traitement par corset est recommandée chez des patients n'ayant pas atteints la maturité squelettique et présentant de courbes de plus de 30° lors de l'évaluation initiale, ou chez des patients qui progressent de plus de 10° pour arriver à une courbe au-delà de 25° (Schiller et al., 2009). Un traitement par corset serait indiqué si la progression de la courbe se produit dans une période de 4 à 6 mois (Lonstein, 2006). Le corset est porté 23 heures sur 24 et 7 jours par semaine (Yrjönen et al., 2007) et affecte la qualité de vie des patientes (Haefeli et al., 2006). Bien que l'utilisation d'un

corset puisse limiter la progression des courbes de plus de 35°, le succès du traitement est moins prédictible comparativement aux courbes se situant entre 20° et 35° (Allington et Bowen 1996; Emans et al., 1986; Katz et al., 1997; Lonstein et Winter, 1994). Le point de référence pour l'inefficacité de l'utilisation d'un corset orthopédique a été fixé à une progression de la courbe de plus de 5° avant l'atteinte de la maturité squelettique (Schiller et al., 2009) ou si une chirurgie s'avère nécessaire (Yrjönen et al., 2007).

L'indication majeure pour une opération chez un adolescent ou un jeune adulte ayant une scoliose idiopathique au niveau thoracique est la progression de la courbe à plus de 45° à 50°, puisque ces courbes risquent de progresser suite à la cessation de la croissance (Kostuik, 1990). Ainsi, advenant la progression de la courbe scoliotique, un traitement par corset est utilisé afin de limiter l'avancement de déformations. Le niveau d'efficacité du traitement est dépendant de la sévérité de la courbure. Lorsque les corsets sont inefficaces, les courbes sont mieux traitées avec une chirurgie à la colonne vertébrale et l'installation de systèmes d'ancrage vertébraux, qui réduisent en partie la scoliose (Sawatzky et al., 1997). Diverses approches pronostiques ont été utilisées afin d'identifier les cas susceptibles de progresser et de planifier l'implication éventuelle d'un traitement. La détection des sujets scoliotiques à risque de progresser permettrait une meilleure prise en charge des patients et faciliterait la planification du traitement.

1.4 Prédiction de la progression de la scoliose

Le pronostic et l'identification des cas à risque de progresser est une problématique associée au suivi clinique de patients scoliotiques depuis de nombreuses années (Cobb, 1960; Ponseti et Friedman, 1950; Risser, 1964; Risser et Ferguson, 1936; Risser et Norquist, 1958). Plusieurs études ont présenté des modèles qui visent à différencier l'effet des déformations scoliotiques. Certains modèles classent les sujets scoliotiques comme progressifs ou non progressifs (Ajemba et al., 2005; LeBlanc et al. 1998; Yamashita et al., 2001), ou classent les courbes scoliotiques d'après leur type et leur forme (Duong et al., 2006; Liu et al. 2001; Poncet et al., 2001; Stokes et al., 2009), ou la sévérité des déformations (Ajemba et al., 2007; Mezghani et al., 2008). D'autres modèles tentent d'estimer la probabilité de progression de la maladie (Lonstein et Carlson, 1984; Peterson et Nachemson, 1995) ou visent à prédire la progression de la courbe scoliotique (Wu et al., 2005; Yamauchi et al., 1988). Chacune de ces approches cherche à déterminer les caractéristiques, telles l'angle de Cobb (Wu et al., 2005) ou la forme de la surface du dos (Ajemba et al., 2007), qui sont susceptibles de définir la progression de la scoliose, et à utiliser ces caractéristiques pour prédire le développement de la maladie. Ces modèles de prédiction sont cependant limités à des mesures cliniques, ou n'utilisent qu'un seul type de paramètre, comme des données morphologiques (LeBlanc et al. 1998) ou des coordonnées tridimensionnelles de repères anatomiques sur des vertèbres (Duong et al., 2006; Mezghani et al., 2008; Poncet et al., 2001; Stokes et al., 2009). Les données biomécaniques demeurent exclues de l'estimation de la progression de la maladie même si elles sont associées à la progression de la scoliose. Des hypothèses reposent

toutefois sur des troubles associés à la morphologie (LeBlanc et al., 1995, 1997, 1998), la posture (De La Huerta et al., 1998; Masso et Gorton, 2000; Nault et al., 2002; Zabjek et al., 2005) et l'équilibre (Herman et al., 1985; Sahlstrand et al., 1978; Yamamoto et Yamada, 1976). Ces trois facteurs sont associés au développement de la scoliose, mais ils demeurent exclus dans l'évaluation clinique de la progression scoliotique.

Plusieurs recherches ont utilisées des mesures biomécaniques afin d'analyser les effets de la scoliose et de différencier des sujets normaux et des patients (De La Huerta et al., 1998; Herman et al., 1985; LeBlanc et al., 1995, 1997; Sahlstrand et al., 1978; Zabjek et al., 2005). Des différences dans la morphologie (LeBlanc et al., 1998), la posture (Masso et Gorton, 2000) et l'équilibre (Nault et al., 2002) entre des filles scoliotiques et non scoliotiques ont été rapportées indépendamment dans la littérature. Une interaction entre ces éléments suggèrerait que les modes d'expression de la maladie ne sont pas isolés (Lowe et al., 2000; Weinstein, 1994). L'incorporation des mesures biomécaniques à l'estimation de la progression de la scoliose permettrait une perspective plus globale des manifestations de la maladie.

L'hypothèse fondamentale de cette thèse propose que l'ajout de variables biomécaniques associées à la progression de la scoliose, telles des variables morphologiques, posturales et d'équilibre, aux données cliniques permet d'améliorer la dissociation entre des sujets ayant une scoliose progressive et ceux ayant une scoliose non progressive.

CHAPITRE 2

2. RECENSEMENT DES ÉCRITS

Ce chapitre présentera en premier lieu les facteurs cliniques et biomécaniques associées au développement de la scoliose dans le but de départager les patients dont les déformations sont susceptibles de progresser. Les liens entre ces facteurs et la progression de la scoliose seront subséquentement définis afin de combiner des approches méthodologiques variées et de permettre une évaluation plus globale de la maladie. Les principaux modèles pronostiques répertoriés dans la littérature seront ensuite présentés afin d'établir certaines limites relatives à leur utilisation. Finalement, les objectifs de cette thèse visant à améliorer l'efficacité de la prédiction de la progression scoliotique seront formulés.

2.1 Facteurs cliniques et biomécaniques associés à la progression de la scoliose

Des approches emploient des paramètres cliniques afin de décrire les déformations vertébrales de patients scoliotiques. Des recherches ont utilisées des paramètres biomécaniques, telles des mesures morphologiques (LeBlanc et al., 1998), posturales (Masso et Gorton, 2000) et d'équilibre (Nault et al., 2002) afin d'établir des liens entre les symptômes de la scoliose. Cette section expose les facteurs cliniques et biomécaniques tirés de la littérature pour évaluer la progression de la scoliose idiopathique dans le but de dissocier les patients à risque de progresser.

2.1.1 Facteurs cliniques

Compte tenu que le développement de la scoliose a été associé à la croissance (Dhar et al., 1993; Gross et al., 1983; Nissinen et al., 1993; Soucacos et al., 1998), des données procurant une première estimation de la maturité et du gabarit des sujets peuvent s'avérer utiles. Certaines mesures, telles l'âge, la taille, le poids et l'apparition des menstruations fournissent des indices sur la croissance des sujets. Ces informations doivent être combinées à des données radiologiques afin de décrire le genre de déformations scoliotiques.

Les films radiologiques de la colonne vertébrale sont réalisés dans le plan frontal en position debout (Risser et Ferguson, 1936; Ponseti et Friedman, 1950). Les données tirées des radiographies peuvent fournir de l'information sur l'étendue et la sévérité de la courbure scoliotique (Duong et al., 2006; Mezghani et al., 2008). L'étendue de la courbe est déterminée par les vertèbres limites, tandis que la sévérité de la courbe est définie par l'angle de Cobb (Cobb, 1948). Plusieurs études ont associé l'angle de Cobb et la progression de la scoliose (Lonstein et Carlson, 1984; Peterson et Nachemson, 1995; Yamauchi et al., 1988). Plus la sévérité de la courbe est importante lors du diagnostic de la scoliose, plus le risque de progression est élevé (Weinstein, 1994).

La maturité squelettique a été associée à la progression de la scoliose (Sanders et al., 2007, 2008). Une méthode communément utilisée pour mesurer la maturité squelettique en présence de scoliose idiopathique de l'adolescence est l'indice de Risser (Dhar et al., 1993; Noordeen et al., 1999; Risser, 1958). Cet indice peut être

estimé à partir des radiographies de la colonne vertébrale et mesure le progrès de la fusion osseuse de la partie antéro-latérale à postéro-médiale le long de la crête iliaque. (Dhar, 1993). La figure 2.1 illustre la graduation de la fusion osseuse de l'apophyse iliaque de 0 à 5 à l'aide de l'indice de Risser. Le grade 0 indique qu'il n'y a aucune ossification; le grade 1 indique jusqu'à 25% d'ossification; le grade 2 indique de 26% à 50% d'ossification; le grade 3 indique de 51% à 75% d'ossification; le grade 4 indique de 76% à 100% d'ossification; le grade 5 indique une fusion osseuse complète de l'apophyse et l'atteinte de la maturité squelettique (Reamy et Slakey, 2001).

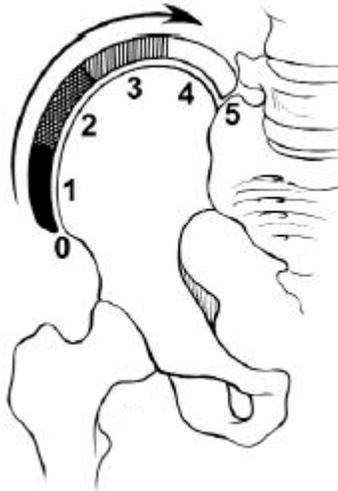


Figure 2.1 : Graduation de la fusion osseuse de l'apophyse iliaque de 0 à 5 à l'aide de l'indice de Risser. Le grade 0 indique qu'il n'y a aucune ossification; le grade 1 indique jusqu'à 25% d'ossification; le grade 2 indique de 26% à 50% d'ossification; le grade 3 indique de 51% à 75% d'ossification; le grade 4 indique de 76% à 100% d'ossification; le grade 5 indique une fusion osseuse complète de l'apophyse et l'atteinte de la maturité squelettique (adapté de Reamy et Slakey, 2001).

Outre les données radiologiques, l'angle de rotation au tronc a été utilisé par Bunnell (1984) pour documenter la progression de la courbe scoliothique. La figure 2.2 illustre la mesure de l'angle de rotation au tronc. L'angle de rotation au tronc (degrés) se mesure par l'intersection du plan horizontal et du plan de déformation maximale à la partie postérieure du tronc. La mesure est effectuée avec un scoliomètre, qui constitue une technique non-invasive utilisée pour quantifier la rotation axiale du tronc à l'apex de la courbe. Les patients sont évalués en position penchée vers l'avant, puisque cette position permet de faire ressortir les déformations de la cage thoracique et du tronc (Bunnell, 1984; Weinstein, 1994).

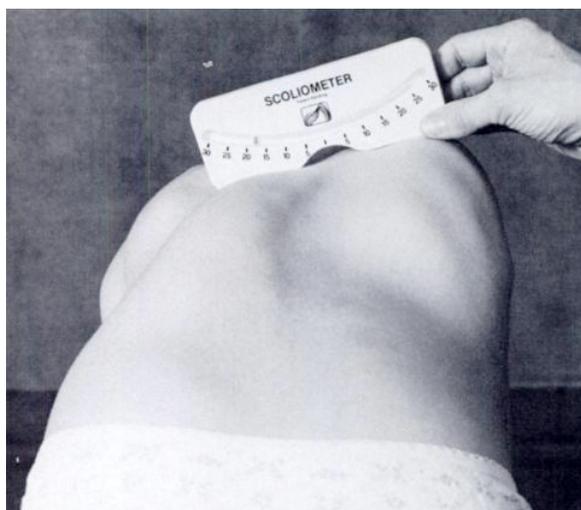


Figure 2.2 : Mesure de l'angle de rotation au tronc. L'angle de rotation au tronc (degrés) se mesure par l'intersection du plan horizontal et du plan de déformation maximale à la partie postérieure du tronc (adapté de Bunnell, 1984).

Les mesures réalisées sur la surface corporelle du dos permettent d'apprécier les déformations scoliothiques affectant les côtes et les muscles du tronc. Advenant la nécessité d'effectuer des suivis fréquents, ces mesures offrent la possibilité de

diminuer l'exposition des patients aux radiations provenant des radiographies. Cette technique ne permet cependant pas l'estimation de la déviation de la colonne vertébrale. L'approche se limite à l'aspect externe de la scoliose et ne peut quantifier les anomalies internes. L'évaluation des déformations à la surface du dos ne peuvent pas pleinement considérer le réalignement tridimensionnel de la posture corporelle liée au développement de la scoliose (De La Huerta et al., 1998; Masso et Gorton, 2000). L'utilisation d'autres types de mesures est donc nécessaire afin d'obtenir une évaluation plus complète des manifestations de la scoliose.

2.1.2 Facteurs morphologiques

Les mesures morphologiques procurent des informations sur la structure et la composition corporelle. Sheldon (1940) a développé une méthode d'évaluation du somatotype mesurant la morphologie et la structure du corps humain et introduit les termes d'endomorphie, de mésomorphie et d'ectomorphie. L'évaluation du somatotype repose essentiellement sur l'embryologie et le développement relatif des trois feuillets embryonnaires, à savoir l'endoderme, le mésoderme et l'ectoderme. L'endoderme constitue le feuillet embryonnaire interne et est à l'origine du système digestif, du foie, du pancréas et des tissus adipeux. Le mésoderme est responsable du développement des os, des muscles, du cartilage et des ligaments. L'ectoderme, feuillet tissulaire externe, est à la base du développement de l'épiderme, du système nerveux, de l'hypophyse et de certaines autres glandes. Ainsi, le développement relatif des trois couches de feuillets embryonnaires détermine la morphologie particulière de chaque individu (Carter et Heath, 1990; LeBlanc, 1997). Carter et

Heath (1990) ont par la suite adapté la méthode de Sheldon (1940) qui repose sur une évaluation qualitative des trois composantes du somatotype à partir de photos pour en faire une méthode quantitative qui est basée sur des mesures anthropométriques. L'évaluation de la morphologie pourrait aider à caractériser le somatotype des patients scoliotiques et contribuer à décrire l'effet du développement de la maladie.

Certains travaux se sont intéressés à la morphologie de sujets atteints de scoliose idiopathique de l'adolescence. Dans une étude rétrospective, LeBlanc et al. (1995) ont observé des relations entre la morphologie et la présence de scoliose sévères en utilisant la méthode de Sheldon (1940). Les patientes scoliotiques sont apparues moins mésomorphes lorsque comparées à un groupe témoin non scoliotique. Ceci suggère que les patientes scoliotiques possèdent des structures osseuses et une masse musculaire moins développées que les sujets témoins.

Ces relations entre le somatotype et la scoliose ont été confirmées lors d'une étude prospective (LeBlanc et al., 1997). Dans cette étude, on a conclu que les patientes scoliotiques progressives sont significativement moins mésomorphes que les filles normales. Les auteurs soulignent de plus l'utilité du somatotype comme facteur prédictif pour l'identification de patients scoliotiques à risque de progresser. Une autre étude par LeBlanc et al. (1998), utilisant toujours la méthode de Sheldon (1940), a permis de discriminer des adolescentes sans scoliose des patientes ayant une scoliose progressive ou non progressive à l'aide de mesures anthropométriques et d'une classification morphologique. Il semble que les sujets scoliotiques présentent des développements osseux et musculaires plus faibles comparativement à des sujets témoins. Il apparaît également que la morphologie puisse contribuer à identifier les

patients scoliotiques à risque de progresser. Ainsi, des liens pourraient exister entre les processus de maturation physique, la morphologie et la progression de la scoliose.

Des relations entre la croissance et la morphologie ont été rapportées par Roche et al. (1975) qui ont souligné un retard dans la poussée de croissance chez des sujets ectomorphes, tandis que Tanner (1962) a relevé que la poussée de croissance chez des sujets ectomorphes apparaissait un an plus tard que chez des sujets mésomorphes. De leur côté, Drummond et Rogala (1980) ont relevé un retard dans le développement osseux chez des sujets scoliotiques. Allard et al. (2004) ont rapporté l'effet du somatotype sur l'équilibre en station debout chez des filles atteintes de scoliose idiopathique de l'adolescence. Les différentes réponses posturales ont semblé dépendre du somatotype dominant. La morphologie pourrait donc affecter l'équilibre debout de sujets scoliotiques.

Il semble qu'un lien existe entre la scoliose et la morphologie des patients. Les sujets scoliotiques apparaissent moins mésomorphes et semble présenter un déficit dans le développement des muscles et des os. Il apparaît également que les sujets scoliotiques et ectomorphes affichent un retard au niveau de la croissance. Les mesures morphologiques et l'évaluation du somatotype peuvent donc apporter des informations sur l'évolution du physique des patients lors de la progression de la scoliose.

2.1.3 Facteurs posturaux

La scoliose idiopathique de l'adolescence est une déformation tridimensionnelle de la colonne vertébrale associée à des changements géométriques

et morphologiques au tronc et à la cage thoracique (Stokes, 1994). Il existe manifestement un lien entre les déformations produites par la scoliose sur la colonne vertébrale et l'alignement des segments lui étant reliés. Il est important de comprendre les adaptations posturales de la tête, du tronc et du bassin dans l'intention de procurer des informations sur la progression de la scoliose.

La posture de sujets scoliotiques a fait l'objet de plusieurs études. Zabjek et al. (2005) ont utilisé un système composé des diodes émettrices de lumière infra rouge pour obtenir la position tridimensionnelle de repères anatomiques. Ils ont comparé la posture de sujets sains et scoliotiques dans les plans frontal et horizontal. L'étude a démontré des divergences au niveau de l'alignement postural entre les deux groupes pour la rotation des scapulas en référence à la base de support et par rapport au bassin. Les auteurs concluent que des anomalies posturales sont évidentes chez des patients scoliotiques, mais n'ont pas établi de lien entre l'équilibre et la posture en présence de scoliose idiopathique.

Nault et al. (2002) ont vérifié le lien entre des paramètres d'alignement postural et d'équilibre. Les auteurs suggèrent que les déformations vertébrales induites par la scoliose modifient non seulement la forme du tronc, mais affectent aussi l'orientation des segments corporels dans l'espace. Une orientation asymétrique des segments corporels a été associée à la scoliose idiopathique et ces adaptations posturales à la courbe scoliotique pourraient être liées à l'équilibre postural debout. L'étude a soulevé l'interaction entre plusieurs paramètres posturaux et leur relation avec l'équilibre debout chez les filles scoliotiques, mais peu chez le groupe de filles non scoliotiques. Le groupe scoliotique montrait toutefois un angle de Cobb moyen

de 29° et les mesures de sévérité de la courbe s'étendaient entre 7° et 52°. Certaines des patientes avaient également eu une prescription pour un corset. Afin d'évaluer la posture de sujets scoliotiques ayant de faibles déformations vertébrales, des comparaisons entre un groupe de sujets normaux et un groupe homogène de patients évalués en début de traitement pourraient s'avérer utiles.

De La Huerta et al. (1998) ont évalué la géométrie posturale de filles saines et de patientes scoliotiques à un stade sous thérapeutique (angle de Cobb <20°) à l'aide d'un système de caméras vidéo. Les patients scoliotiques laissent voir une rotation plus horaire du bassin, un déjettement plus prononcé vers la gauche, une cyphose moins importante et une lordose de plus grande amplitude. Il apparaît que des différences en termes de caractéristiques posturales peuvent être observées entre des sujets normaux et des patients ayant une scoliose modérée et dont le niveau de progression n'a pas nécessité l'intervention d'un traitement. Ces observations suggèrent que même à un stade sous thérapeutique, les adaptations posturales générées par la scoliose pourraient être suffisamment importantes pour permettre différencier les patients à risque de progresser.

LeBlanc et al. (1996) ont évalué la posture de filles normales et de patientes scoliotiques ayant des courbes scoliotiques considérées légères à modérées (24° à 47° d'angle de Cobb). Dans le plan frontal, les deux groupes montrent des différences significatives pour l'inclinaison des épaules par rapport à l'axe horizontal. Dans le plan horizontal, les sujets normaux et scoliotiques présentent des différences significatives pour l'orientation des omoplates en référence à l'axe horizontal ainsi que par rapport aux épaules et au bassin. Cette étude a donc fait ressortir des

différences d'alignement postural entre des filles normales et des patientes ayant une scoliose jugée légère à modérée. Ainsi, il apparaît que les déformations scoliotiques affectent de façon significative l'orientation des épaules dans le plan frontal et des omoplates dans le plan horizontal. L'alignement de ces segments pourrait donc aider à distinguer les patients scoliotiques susceptibles de progresser.

Des différences posturales ont été rapportées au niveau de l'alignement segmentaire entre des sujets scoliotiques et normaux dans les trois plans. Il semble y avoir un lien entre les déviations vertébrales causées par la scoliose et l'orientation des segments posturaux qui lui sont rattachés. Les mesures de l'alignement de la tête, de la ceinture scapulaire, du tronc et du bassin peuvent ainsi contribuer à la compréhension du réalignement postural lié à la progression de la scoliose. De telles mesures n'ont jamais été utilisées dans le but de dissocier des patients dont les déformations risquent progresser.

2.1.4 Facteurs d'équilibre postural

L'instabilité posturale constitue un problème médical dans le sens où elle est la cause de chutes qui peuvent résulter en une diminution de la mobilité des patients, en plus de causer d'autres blessures (Benvenuti et al., 1999). Divers travaux ont porté sur les adaptations posturales liées à la scoliose idiopathique de l'adolescence (Gregori et al., 1981; Herman et al., 1985; Sahlstrand et al., 1978). Les compensations corporelles dues aux déformations scoliotiques peuvent influencer le déplacement du centre de pression dans le plan horizontal. Le centre de pression correspond au centre de la distribution de la force totale appliquée sur la surface de

support. Chen et al. (1998) ont observé que des sujets scoliotiques sont généralement plus instables que des sujets normaux. Ceci serait attribué au déplacement du centre de l'équilibre et causé par les déformations à la colonne scoliotique. Le centre de pression se déplace davantage pour les patients ayant des instabilités posturales dues à des désordres vertébraux ou neurologiques (Herman et al., 1985). L'instabilité de l'équilibre serait secondaire à la courbe et indiquerait un phénomène compensatoire relatif à un système neurologique normal (Miller, 1999). L'établissement de liens entre des paramètres d'équilibre et de posture corporelle pourrait confirmer l'interaction entre la diminution du contrôle de l'équilibre et les désordres posturaux causés par la scoliose.

Gauchard et al. (2001) ont déterminé les effets du type et de la localisation de la courbe scoliotique sur le contrôle de l'équilibre. Leurs résultats démontrent que le type de scoliose et la position de la courbe majeure semblent jouer un rôle important sur le contrôle postural. La localisation de la courbe majeure aurait un effet sur le déséquilibre latéral et le système vestibulaire. Les patients ayant des courbes majeures doubles n'ont été affectés que légèrement par la scoliose à cause d'un équilibre biomécanique entre les deux courbes. Les réponses posturales n'ont pas semblé être altérées par ce type de désordre vertébral.

Nault et al. (2002) ont vérifié si des relations intervenaient entre des paramètres posturaux et d'équilibre debout chez des patientes scoliotiques et des filles normales. Le groupe scoliotique a démontré un plus grand nombre de corrélations entre les paramètres d'équilibre debout et de posture corporelle comparativement au groupe non scoliotique. Ces observations suggèrent une

dysfonction primaire ou secondaire dans le système de régulation de la posture chez les sujets scoliotiques. Les auteurs concluent néanmoins que des facteurs autres que des paramètres de posture corporelle apparaissent reliés au déséquilibre debout en présence de scoliose idiopathique de l'adolescence.

Simoneau et al. (2006a, 2006b) ont déterminé que la scoliose interfère avec les mécanismes responsables des afférences sensorielles lors du contrôle de l'équilibre. L'amplitude des commandes du contrôle de l'équilibre a été reliée à de plus grandes mesures d'étendue et de variabilité de la vitesse du centre de pression lors de conditions expérimentales altérant la proprioception aux chevilles de sujets scoliotiques (Simoneau et al., 2006b). Des déficits à la structure et au fonctionnement des systèmes périphériques pourraient expliquer l'instabilité des sujets scoliotiques. La mesure de la vitesse de déplacement du centre de pression pourrait donc contribuer à identifier les sujets scoliotiques susceptibles de progresser.

Certaines études ont évalué la contribution de facteurs reliés à l'équilibre postural comme indicateurs pronostiques de la progression de la scoliose idiopathique. Adler et al. (1986) n'ont pu déceler de différences au niveau de l'équilibre entre des patientes scoliotiques progressives et non progressives, ou entre des patientes avec et sans corset. Sahlstrand et Lidström (1980) n'ont trouvé aucune différence dans la distribution et la fréquence des anomalies entre des patients scoliotiques progressifs et non progressifs. Les mesures de stabilité, d'électroencéphalographie et d'électronystagmographie utilisées dans cette étude n'ont pas semblées prédictives de la progression de la scoliose.

Les sujets scoliotiques sembleraient démontrer une instabilité du contrôle de l'équilibre debout dû aux compensations physiques liées aux déformations scoliotiques ou à un phénomène neurologique compensatoire. Des relations interviendraient entre des paramètres posturaux et d'équilibre debout chez les sujets scoliotiques. D'autres facteurs affecteraient cependant leur équilibre debout. Des interférences avec les mécanismes responsables des afférences sensorielles, ainsi que le type et la localisation de la courbe pourraient expliquer l'instabilité du contrôle postural. La valeur prédictive des paramètres d'équilibre n'a cependant pu être établie avec certitude.

Il apparaît que les mesures individuelles de morphologie, de posture et d'équilibre n'ont pas été utilisées pour identifier les cas scoliotiques à risque de progresser. De plus, le regroupement de ces divers types de mesure n'a pas été réalisé dans une étude afin de prédire la progression de la scoliose. L'utilisation de plusieurs types de mesures permettrait une évaluation plus globale des effets de la scoliose et pourrait également améliorer l'efficacité de la distinction entre des patients progressifs et non progressifs.

2.2 Liens entre mesures cliniques et biomécaniques et progression de la scoliose

Avant de développer un modèle pronostique, il apparaît important d'établir des liens entre les mesures cliniques et biomécaniques et la progression de la scoliose idiopathique. Cette section présente l'utilité des mesures cliniques et biomécaniques pour expliquer la progression de la maladie. Certaines limites seront exposées quant aux possibilités des mesures cliniques à quantifier les diverses manifestations de la

scoliose. L'ajout de mesures biomécaniques pourrait permettre de prendre en compte les adaptations morphologiques, posturales et d'équilibre en relation au développement de la maladie.

2.2.1 Mesures cliniques

Les cliniciens disposent de paramètres cliniques, tels l'angle de Cobb et l'indice de Risser afin de décrire la sévérité des déformations à la colonne scoliothique (Gross et al., 1983; Rogala et al., 1978) et pour quantifier la maturité squelettique des patients (Dhar, 1993; Sanders et al., 2007, 2008). Ces indices ont également servi à estimer la probabilité de progression de la scoliose (Lonstein et Carlson, 1984; Peterson et Nachemson, 1995) et agissent en fait à titre de référence pour l'étude de la maladie (Lenke et al., 2001, 2002; Sanders et al., 2007, 2008). Bien que ces indices aient été utilisés dans plusieurs études afin de décrire les symptômes et d'évaluer le développement de la maladie, elles ne peuvent fournir une description complète des symptômes de la maladie.

Les approches utilisant des radiographies conventionnelles sont limitées à l'étude de vues planaires, alors que la scoliose est reconnue comme étant une déformation tridimensionnelle (De La Huerta et al., 1998; Masso et Gorton, 2000; Nault et al., 2002). Les radiographies ne peuvent documenter de façon fidèle l'orientation des segments corporels résultant de l'effet global du réalignement vertébral associé à la scoliose idiopathique (Masso et Gorton, 2000). Les effets de la courbe sur l'alignement de la tête et des épaules en relation au bassin ne peuvent pas être évalués directement à l'aide de radiographies (Masso et Gorton, 2000). Certaines

études ont également rapporté que les examens cliniques et radiologiques sous-estiment les aspects tridimensionnels de la maladie (Deacon et al., 1984). Les mesures bidimensionnelles ne procurent donc qu'une simplification des déformations réelles qui se produisent en fait en trois dimensions. Différentes formes de la colonne vertébrale peuvent d'ailleurs produire la même vue bidimensionnelle à partir d'une projection donnée (Poncet et al., 2001). L'utilisation de mesures tridimensionnelles permet une description plus détaillée des déformations et peut mener à une planification des traitements plus efficace. Une meilleure compréhension des mécanismes de déformation peut aussi permettre le développement de traitements de la scoliose plus appropriés, ainsi qu'une évaluation plus précise des effets produits par un traitement spécifique (Poncet et al., 2001). L'utilisation de mesures tridimensionnelles semble donc plus adéquate pour représenter les déformations scoliotiques et apparaît plus indiquée pour le développement de modèles visant à prédire la progression de la maladie.

La possibilité de détecter des changements et de classer les courbes scoliotiques à l'aide uniquement de radiographies est limitée, puisque la précision des mesures de l'angle de Cobb (3° à 10°) enjambe le seuil des changements utiles observés entre des évaluations cliniques (5° sur une période de 6 mois, Ajemba et al., 2007). L'utilisation de mesures des déformations scoliotiques additionnelles, telle la forme de la surface corporelle du tronc, pourrait améliorer la valeur prédictive des changements détectés lors de classifications cliniques (Ajemba et al., 2007). De plus, la progression de la scoliose est non linéaire dans le temps et les facteurs affectant les déformations spinales associées à la cage thoracique et au tronc ne sont pas bien

compris. Il s'avère donc difficile de prédire la progression de la scoliose avec des techniques de modélisation numériques conventionnelles (Wu et al., 2005). Les informations fournies par la radiologie et la numérisation de la surface corporelle du tronc s'avèrent donc insuffisantes pour englober les effets des déformations scoliotiques. La contribution d'autres approches, telles les mesures biomécaniques, permettraient de considérer les ajustements morphologiques, posturaux et d'équilibre liés au développement de la maladie.

2.2.2 Mesures biomécaniques

Il apparaît y avoir une relation entre la scoliose et la morphologie des patients. LeBlanc et al. (1995, 1997, 1998) ont utilisé des mesures anthropométriques et une classification morphologique pour évaluer le développement physique de sujets scoliotiques. De faibles développements osseux et musculaires, menant à une constitution musculo-squelettique moins robuste, seraient reliés à la scoliose (LeBlanc et al., 1997). L'utilisation de mesures morphologiques dans l'élaboration de modèles pronostiques permettrait de prendre en compte le développement physique des sujets scoliotiques afin de différencier les patients à risque de progresser.

Les déformations à la colonne vertébrale causées par la scoliose ne modifient pas seulement la forme du tronc, mais changent aussi les relations entre les segments corporels (Goldberg et al., 2001). Plusieurs études ont évalué l'effet de la scoliose sur l'orientation tridimensionnelle des segments corporels (De La Huerta et al., 1998; LeBlanc et al., 1996; Masso et Gorton, 2000; Nault et al., 2002; Zabjek et al., 2005). Masso et Gorton (2000) rapportent que les données provenant d'un système

optoélectronique procurent une appréciation des effets globaux des déformations vertébrales sur l'alignement des segments corporels, et permettent une évaluation non invasive des relations tridimensionnelles complexes associées à la posture scoliotique. De La Huerta et al. (1998) concluent que ce type de mesure est suffisamment sensible pour discriminer les caractéristiques pathologiques de patients présentant des scoliose à un stade sous thérapeutique. Les systèmes stéréovidéographiques permettent une évaluation intégrale de l'effet des déformations vertébrales sur l'orientation de la posture scoliotique. Les mesures provenant de ces systèmes s'avèrent assez sensibles pour percevoir les changements chez des sujets n'ayant pas reçu de traitement. Ces mesures pourraient donc contribuer à dissocier les sujets scoliotiques à risque de progresser.

Les adaptations posturales provenant de la progression de la scoliose pourraient être liées à l'instabilité du contrôle de l'équilibre debout. Une telle instabilité a été rapportée avec l'apparition de la scoliose idiopathique (Herman et al., 1985; Sahlstrand et al., 1978). Des phénomènes neurologiques compensatoires ou des interférences avec les mécanismes responsables des afférences sensorielles seraient mis en cause. Une relation complexe entre la colonne vertébrale, le tronc et le bassin a été proposée par Burwell et al. (1992). Des troubles de développement dans le système nerveux central seraient responsables pour une asymétrie des muscles du tronc. Subséquemment, la croissance et la gravité en présence d'asymétries neuromusculaires contribueraient à la continuation des déformations à la colonne vertébrale.

Les muscles squelettiques sont incapables de produire une force constante. Un système comprenant une multitude de segments et de muscles ne peut maintenir une posture totalement stable (Collins et De Luca, 1993; Riach et Strarks, 1994). Le système de contrôle postural reçoit continuellement des informations provenant des organes sensoriels périphériques. Cependant, cette information n'est pas utilisée pour moduler les signaux efférents transmis aux muscles que si une certaine valeur seuil est dépassée (Collins et De Luca, 1993). Il est possible que les déviations vertébrales causées par la scoliose génèrent des interférences avec les mécanismes sensoriels afférents. Ces interférences pourraient nuire au transfert d'informations et viendraient perturber le contrôle de l'équilibre. De telles interférences seraient possiblement indicatives de la progression de la scoliose.

Le centre de pression correspond au centre de la distribution de la force totale appliquée sur la surface de support. Il exprime une mesure de la dynamique de tout le corps et représente la sommation des effets d'un nombre de composantes neuromusculaires agissant à différentes articulations (Collins et De Luca, 1993). Cette variable est utilisée pour déduire les mécanismes neurologiques et biomécaniques du contrôle de l'équilibre (Corriveau et al., 2000). La vitesse de déplacement du centre de pression a été utilisée pour vérifier si la scoliose interfère avec les mécanismes neuraux permettant l'acheminement des afférences sensorielles disponibles vers des réponses musculaires adéquates pour réguler l'équilibre (Simoneau et al., 2006b). La présence de telles interférences et l'augmentation de la vitesse de déplacement du centre de pression qui en découle pourraient contribuer à différencier les sujets scoliotiques à risque de progresser.

Zatsiorsky et Duarte (1999, 2000) ont développé une méthode permettant d'analyser l'équilibre postural à l'aide de deux composantes, soient la sinuosité et le tremblement. La composante de sinuosité décrit le mouvement d'un point de référence par rapport auquel l'équilibre du corps est maintenu. La composante de tremblement reflète les oscillations du corps autour de la trajectoire du point de référence. Ces deux composantes quantifient le comportement d'un point d'équilibre global (sinuosité) autour duquel un signal efférent (tremblement) oscille afin de préserver l'équilibre debout. D'après Zatsiorsky et Duarte (1999), les légères déviations du tremblement lors de l'équilibre debout sont contrebalancées par la résistance passive des muscles et la restauration de l'équilibre ne requiert pas de réflexe ou d'intervention volontaire du système nerveux central. Advenant des déviations plus importantes, l'implication d'une force de plus grande amplitude est nécessaire afin de rediriger le tremblement vers la trajectoire de la sinuosité et ainsi maintenir l'équilibre. Les mesures de la sinuosité et du tremblement procurent donc une estimation des efforts impliquées pour préserver l'équilibre debout. Zatsiorsky et Duarte (1999, 2000) ont utilisé des mesures de variabilité et d'étendue de la sinuosité et du tremblement afin de quantifier ce processus de contrôle de l'équilibre. Des augmentations de la variabilité et de l'étendue de la sinuosité et du tremblement impliqueraient un contrôle de l'équilibre demandant l'usage de forces de plus grande amplitude pour préserver l'équilibre debout, et pourraient être indicatives de la progression de la scoliose.

Dalleau et al. (2007) ont évalué l'équilibre postural à l'aide du moment libre (T_V). Le T_V représente le moment aux pieds autour de l'axe vertical mesuré au centre

de pression. Le T_V est indicatif des oscillations du corps autour de l'axe vertical et contribue au contrôle de l'équilibre debout dans le plan horizontal (Dalleau et al., 2007). Ces auteurs suggèrent qu'en addition à un problème des déficits sensoriels et moteurs, les changements morphologiques et la torsion axiale dus aux déformations scoliotiques à la colonne et au tronc pourraient refléter un contrôle de l'équilibre asymétrique autour de l'axe vertical. Bleuse et al. (2002) ont utilisé des mesures de l'amplitude et de la surface sous la courbe de T_V pour étudier les ajustements posturaux lors de la flexion du membre supérieur. Les auteurs ont rapporté une augmentation de l'amplitude et de la surface de T_V lors de la flexion du membre supérieur avec charge additionnelle. Les auteurs indiquent que l'addition d'un poids tend à amplifier les perturbations posturales produites pendant le mouvement. Veldhuizen et al. (2000) relèvent que les déformations scoliotiques engendrent une charge plus élevée d'un côté de la colonne. Cette répartition inégale de la charge pourrait affecter le mouvement de rotation dans le plan horizontal. Ainsi, les mesures de l'étendue et de l'intégrale de T_V pourraient permettre de quantifier l'effet des déformations scoliotiques sur le contrôle de l'équilibre autour de l'axe vertical. Les augmentations de l'étendue et de l'intégrale de T_V pourraient être indicatives de la progression de la scoliose.

Diverses mesures cliniques et biomécaniques ont été utilisées afin de caractériser l'effet des déformations scoliotiques. Ces mesures ont permis de faire ressortir des différences entre les sujets normaux et scoliotiques. Des liens ont également été établis entre le développement de la scoliose, les déformations cliniques qui s'en suivent, la morphologie, la posture et l'équilibre des patients.

L'existence de ces liens laisse croire que les manifestations de la scoliose ne sont pas isolées et que des interactions existent entre les symptômes de la maladie. L'intégration de ces liens dans des modèles pronostiques de la scoliose permettrait de combiner des approches méthodologiques variées afin d'améliorer l'efficacité de la prédiction de sa progression.

2.3 Modèles pronostiques de la scoliose

Divers modèles visant à établir la progression de la scoliose idiopathique ont été proposés. Certains modèles classent les sujets scoliotiques comme progressifs ou non progressifs, ou classent les courbes scoliotiques d'après le type, la forme ou la sévérité des déformations. D'autres modèles tentent d'estimer la probabilité de progression de la maladie ou visent à prédire la progression de la courbe scoliotique. La section qui suit présente les principaux modèles pronostiques répertoriés dans la littérature et relève certaines limites relatives à leur utilisation.

Parmi les modèles permettant de classer les patients comme progressifs ou non progressifs, LeBlanc et al. (1998) ont utilisé des mesures anthropométriques et une classification morphologique pour discriminer entre des adolescents normaux et des patients scoliotiques progressifs et des patients scoliotiques non progressifs. Yamashita et al. (2001) ont classé les déformations spinales de patients atteints de la dystrophie musculaire de Duchenne comme étant à risque de progression sévère et rapide ou comme étant moins susceptibles de progresser. La classification a été basée sur quatre facteurs, dont le type de courbure scoliotique et l'angle de Cobb évalué à l'âge de 10 ans. L'étude a été réalisée avec les données rétrospectives de seulement

12 patients. En conséquence, les auteurs recommandent la nécessité d'une étude prospective afin de réunir un plus grand nombre de sujets et d'effectuer un suivi clinique adéquat. Très peu d'études prospectives ont été réalisées sur la prédiction de la progression scoliothique. Les modèles demeurent ainsi basés sur les données ayant servies à leur élaboration et n'ont pas été testés sur des populations indépendantes.

Ajemba et al. (2005) ont utilisé une série de sept modèles pour classer des sujets scoliothiques comme étant à risque de progresser ou susceptibles de se stabiliser. La classification des patients a été réalisée à partir de 21 indicateurs radiologiques et cliniques ayant été obtenus rétrospectivement. L'étude est aussi limitée par l'emploi de plusieurs modèles, dont l'un est basé sur la performance des trois meilleurs modèles développés au cours de l'étude. L'utilisation de ces modèles requiert également une grande quantité de traitement de données, ce qui ne s'avère pas pratique en milieu clinique.

Ainsi, les modèles permettant de classer les patients comme progressifs ou non progressifs ne s'attardent qu'à des paramètres cliniques, ou n'utilisent qu'un seul type de mesure, et ne considèrent pas les autres facteurs de risque liés à la progression de la scoliose. Ces modèles ont été développés à partir de données rétrospectives et n'ont pas été testés avec des populations indépendantes. Certains de ces modèles requièrent une grande quantité de traitement de données et ne s'avèrent pas pratiques en contexte clinique.

Des approches pronostiques ont été développées dans le but de classer les courbes d'après leur type et leur forme (Duong et al., 2006; Poncet et al., 2001;

Stokes et al., 2009). Les modèles basés sur cette approche visent à regrouper les colonnes scoliotiques à partir de leurs caractéristiques communes. Ces modèles utilisent des données obtenues de reconstructions tridimensionnelles des colonnes vertébrales et n'utilisent aucunes données biomécaniques mesurant la morphologie, la posture ou l'équilibre. Ces reconstructions demandent l'identification d'un nombre de repères anatomiques sur les vertèbres pouvant aller jusqu'à 214 (Mezghani et al., 2008). Cette procédure fait que les protocoles de reconstructions tridimensionnelles de stéréoradiographies sont difficiles à utiliser dans un environnement clinique (Pomero et al., 2004).

Les modèles de classification centrés sur le type, la forme ou la sévérité des déformations scoliotiques ont une valeur pronostique limitée, puisqu'ils sont conçus pour regrouper des cas similaires et non pour identifier ceux qui sont progressifs. Une courbe montrant des déformations classées comme sévères par l'un de ces modèles peut finalement s'avérer non progressive. Weinstein (1994) propose que la progression de la scoliose soit liée à son histoire naturelle. Il suggère que certains types de courbes progressent plus que d'autres et que la progression dépend en fait de l'interaction de plusieurs facteurs. Ainsi, le type, la forme ou la sévérité de la courbe sont chacun des facteurs de progression, mais ne peuvent prédire de façon individuelle le développement de la maladie.

Une autre approche pronostique est basée sur l'estimation de la probabilité de progression de la scoliose. Lonstein et Carlson (1984) ont utilisé les données rétrospectives de 727 patients scoliotiques afin de calculer un facteur de progression à l'aide de l'angle de Cobb, l'indice de Risser et l'âge chronologique du patient. Un

graphique et un nomogramme ont ensuite été développés pour déterminer l'incidence de progression à l'aide du facteur de progression. Le modèle ne fournit cependant pas de point de partage permettant de déterminer si un cas donné doit être considéré comme progressif ou non. Compte tenu que le modèle de Lonstein et Carlson (1984) ne procure pas la classification d'un individu comme progressif ou non, mais plutôt un pourcentage estimant la probabilité de progression, il est important de connaître la probabilité à laquelle un sujet est classé comme progressif. De plus, le modèle de Lonstein et Carlson (1984) n'a été employé qu'avec la population ayant servi à son développement et n'a pas été évalué avec une population indépendante. On ne connaît donc pas sa capacité de prédiction. Le modèle est toutefois reconnu dans la littérature et a été comparé à des modèles permettant de classer les patients comme progressifs ou non progressifs (Ajemba et al., 2005), ainsi qu'à des modèles de prédiction de probabilité de progression (Peterson et Nachemson, 1995) et de progression réelle de la courbe (Yamauchi et al., 1988). Ainsi, l'utilisation du modèle de Lonstein et Carlson (1984) avec une population indépendante permettrait de vérifier l'efficacité du modèle sur une nouvelle population suivant la détermination d'un point de partage, et d'établir un critère auquel pourraient être comparés d'autres modèles pronostiques.

Peterson et Nachemson (1995) ont réalisé une étude prospective au cours de laquelle la régression logistique a été utilisée pour déterminer des facteurs prédictifs de la progression de la courbure scoliothique. Les auteurs ont par la suite développé une équation leur permettant d'estimer la probabilité de progression de la courbe d'au moins 6° à partir de ces quatre facteurs. Les auteurs suggèrent que même pour un

groupe similaire de patients, la prédiction de progression peut ne pas s'avérer aussi élevée qu'elle est apparue avec les patients ayant servi à développer le modèle, et que la capacité du modèle à prédire la progression de la scoliose devrait être évaluée avec une population indépendante de patients. Il s'agit donc d'appliquer le modèle avec un nouveau groupe de patients et d'établir son efficacité à différencier les sujets scoliotiques progressifs et non progressifs.

D'autres modèles ont été développés afin de prédire la progression de la courbe scoliotique (Wu et al., 2005; Yamauchi et al., 1988). Ces modèles utilisent des facteurs de risque de la scoliose dans le but d'estimer la progression réelle de la courbe. Cette approche pronostique suppose que la progression scoliotique se limite à la prédiction de l'angle de Cobb, alors qu'une multitude de facteurs ont été associés à son développement (Lowe et al., 2000; Weinstein, 1994). De plus, la progression de la scoliose est non linéaire dans le temps (Wu et al., 2005), ce qui rend la modélisation de son développement difficile sur de longues périodes ou lors de l'arrivée de poussées de croissance. L'erreur sur l'estimation de la progression peut également aller jusqu'à $\pm 10^\circ$ sur l'angle de Cobb (Yamauchi et al., 1988). Cette marge d'erreur rend difficile la dissociation des cas en début de suivi clinique. Ces modèles sont donc limités par leurs capacités prédictives dans le temps et par l'erreur sur l'estimation de la progression de l'angle de Cobb.

Les diverses approches pronostiques ont mené au développement de modèles visant à classer les sujets scoliotiques comme progressifs ou non progressifs. Ces modèles ne s'attardent qu'à des paramètres cliniques, ou n'utilisent qu'un seul type de mesure, et ne considèrent pas les autres facteurs de risque liés à la progression de

la scoliose. D'autres modèles classent les courbes scoliotiques d'après le type, la forme ou la sévérité des déformations. Ces modèles ont une valeur pronostique limitée, puisqu'ils sont conçus pour regrouper des cas similaires et non pour distinguer ceux qui sont à risque de progresser. Des modèles ont été élaborés dans le but d'estimer la probabilité de progression. Ces modèles n'ont été employés qu'avec la population ayant servi à leur développement, et leur capacité à prédire la progression de la scoliose doit être évaluée avec des populations indépendantes. Finalement, des modèles ont été développés afin de prédire la progression de la courbe scoliotique. Ainsi, les données biomécaniques demeurent exclues de la modélisation du développement de la maladie. D'autres avenues permettant une évaluation plus globale des effets de la scoliose pourraient être envisagées avec l'ajout de paramètres biomécaniques. L'addition de telles mesures pourrait également amener une amélioration de l'efficacité et de la précision des modèles pronostiques.

2.4 Objectifs spécifiques de la thèse

Les études sur la scoliose idiopathique de l'adolescence ont relevé plusieurs paramètres cliniques et biomécaniques permettant de décrire l'effet du développement de la maladie. Des relations ont été établies entre la progression de la scoliose, les déformations cliniques qui en résultent, la morphologie, la posture et l'équilibre des patients. L'intégration de ces relations dans des modèles pronostiques combinerait des approches variées afin d'améliorer l'efficacité de la prédiction de la progression scoliotique. Bien que des liens aient été établis entre le développement de

la scoliose et diverses mesures biomécaniques, les études sur le risque de progression ne reposent essentiellement que sur des données cliniques.

La morphologie, la posture et l'équilibre sont des facteurs connus, mais qui demeurent exclus dans l'évaluation de la progression scoliotique. L'ajout de ces variables aux données cliniques pourrait permettre une évaluation de la maladie et améliorer la distinction entre des sujets à risque de progresser et ceux susceptibles de se stabiliser. Ainsi, l'objectif général de cette thèse est de tester si l'ajout de variables biomécaniques, telles des variables morphologiques, posturales et d'équilibre, aux données cliniques permet d'améliorer l'efficacité de la dissociation entre des sujets ayant une scoliose progressive et ceux ayant une scoliose non progressive.

Les deux premiers objectifs spécifiques relèvent d'analyses basées sur une étude rétrospective. Le premier objectif spécifique est de vérifier l'efficacité du modèle développé par Lonstein et Carlson (1984) à dissocier des sujets ayant une scoliose progressive de ceux ayant une scoliose non progressive, et ce, à partir de populations indépendantes. Pour ce faire, il faut arriver à la définition d'un point de partage. Cela permettra l'établissement d'un référentiel auquel seront comparés les modèles biomécaniques. Le deuxième objectif spécifique est de développer des modèles de classification à partir de variables biomécaniques et cliniques, et de vérifier leur efficacité à dissocier des sujets ayant une scoliose progressive de ceux ayant une scoliose non progressive.

Le dernier objectif spécifique est d'appliquer les modèles de classification, et de vérifier si l'ajout de variables biomécaniques aux données cliniques permet d'améliorer l'efficacité et la précision de la dissociation entre des sujets ayant une

scoliose progressive et ceux ayant une scoliose non progressive. Les analyses relatives à cet objectif ont été réalisées à partir d'une étude prospective et à l'aide du modèle développé par Lonstein et Carlson (1984).

CHAPITRE 3

3. MÉTHODE

Ce chapitre présente les étapes ayant menées au développement des modèles de classification de sujets scoliotiques comme progressifs ou non progressifs. En tout, 74 sujets scoliotiques recrutés à la clinique de scoliose de l'hôpital Sainte-Justine ont participé à cette étude. Un groupe d'apprentissage de 47 jeunes filles a d'abord été utilisé avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984), afin de définir un référentiel auquel seront comparés les modèles biomécaniques. Le groupe d'apprentissage a par la suite été utilisé pour développer quatre nouveaux modèles, à savoir un sans réduction, deux avec réduction et un expert. La classification des sujets comme étant progressifs ou non a été réalisée avec trois tests statistiques, soient l'analyse discriminante, la régression logistique et l'analyse par composantes principales. Dans une étude prospective, un nouveau groupe test de 27 autres jeunes filles a ensuite été utilisé pour appliquer les modèles développés à partir du groupe d'apprentissage. Finalement, les aires sous les courbes ROC ont été calculées à partir de la classification des sujets du groupe test, afin de vérifier la précision des modèles.

3.1 Population scoliotique

La conception de modèles permettant de classer les sujets scoliotiques comme progressifs ou non a nécessité l'implication de deux séries de sujets. La première série a formé le groupe d'apprentissage. Dans une étude rétrospective, ce groupe a été

utilisé avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984), pour établir un critère auquel seront confrontés les modèles biomécaniques. Ce groupe a également été utilisé pour élaborer quatre modèles biomécaniques. La seconde série a formé le groupe test qui a servi à appliquer et évaluer les modèles dans une étude prospective.

En tout, 74 sujets ont participé à cette étude. Les sujets ont formé un échantillon de convenance. Elles ont été recrutées dans le même établissement où l'étude était réalisée et présentaient les critères d'inclusion requis pour prendre part à l'étude. Les sujets ont été recrutés sur une base volontaire à la clinique de scoliose de l'hôpital Sainte-Justine, avec la participation du Dr. Charles-Hilaire Rivard et du Dr. Hubert Labelle du Service d'orthopédie. Seuls les sujets de sexe féminin ont été approchés pour participer à l'étude, puisque les filles sont plus à risque comparativement aux garçons pour un ratio de 3,6:1 pour la population en général (Weinstein, 1994). On retrouve parmi les critères d'inclusion le diagnostic d'une scoliose idiopathique de l'adolescence suivant le critère proposé par Bunnell (1984, 1986). Ce critère est associé à la présence d'un angle de rotation au tronc de 5° à n'importe quel niveau de la colonne vertébrale, ce qui constitue la déformation significative minimale recommandée pour justifier la référence d'un patient pour une évaluation orthopédique. Aussi, la courbe devait être mesurée à au moins 5° (Brooks et al., 1975; Sahlstrand et Lidström, 1980) selon la méthode de Cobb (Cobb, 1948) à partir d'une radiographie de la colonne vertébrale réalisée dans le plan frontal et en position debout. Cette mesure est inférieure à la celle définie par la Société de Recherche sur la Scoliose, soit un minimum de 10° d'angle de Cobb (Miller, 1999; Reamy et Slakey, 2001; Soucacos et al., 1998), puisque le recrutement des sujets fut

réalisé lors de leur première visite en clinique, et que leur inclusion nécessitait la décision de la part du chirurgien orthopédiste de procéder à un suivi clinique afin de vérifier l'évolution de la scoliose. Finalement, l'apex de la courbe devait être situé au niveau thoracique et du côté droit, puisque 90% des courbes thoraciques sont du côté droit (Reamy et Slakey, 2001).

Les critères d'exclusion sont la présence d'une pathologie associée telle l'arthrite et la spondylolyse, l'existence d'une inégalité dans la longueur des membres inférieurs de plus de 1cm, l'utilisation d'une orthèse plantaire ou la réalisation d'une chirurgie au dos ou aux membres inférieurs. Les sujets devaient également n'avoir reçu aucun traitement pour la scoliose par corset ou chirurgie. De plus, les filles devaient être exemptes de la présence d'affections au système nerveux périphérique et de neuropathies ou encore avoir des problèmes d'équilibre.

Le tableau 3.1 présente les données descriptives des variables cliniques pour l'ensemble des 74 sujets. Ils étaient âgés entre 7 et 16 ans, présentaient une courbe scoliothique majeure variant entre 8° et 49° d'angle de Cobb lors du diagnostic et n'avaient pas reçu de traitement.

Tableau 3.1 : Données descriptives des variables cliniques pour l'ensemble des 74 sujets de l'étude.

Variable	
Cobb (degrés)	22,4 ± 11,6
Risser	1,3 ± 1,4
Âge (années)	12,5 ± 2,3
Taille (cm)	151,9 ± 12,5
Poids (kg)	42,8 ± 10,5

3.2 Procédures

Les sujets ont été évalués qu'une seule fois. Cela s'est fait lors du diagnostic de la scoliose. Les évaluations se sont déroulées au Laboratoire d'Étude du Mouvement localisé au Centre de Recherche de l'hôpital Sainte-Justine. Les sujets étaient accompagnés d'un ou des deux parents lors des journées d'évaluation en clinique. Ils ont fourni, préalablement au déroulement de l'expérience, leur consentement éclairé et par écrit. Le protocole expérimental utilisé dans l'étude a été approuvé par le Comité d'éthique de l'hôpital Sainte-Justine (No. de dossier : 2630). Compte tenu que les sujets étaient d'âge mineur, ils devaient obtenir la permission de leurs parents avant de participer à l'étude.

Les filles ont toutes pris part à un protocole impliquant des mesures cliniques, morphologiques, posturales et d'équilibre. Les mesures cliniques font référence aux informations ayant trait à la maturation (âge), au gabarit des sujets (taille et poids) et aux mesures radiologiques. Ces dernières portent sur la sévérité de la courbure scoliothique ainsi que sur la maturité squelettique. Les mesures morphologiques décrivent la structure corporelle des sujets, alors que les mesures posturales procurent de l'information sur la position tridimensionnelle de repères anatomiques et sur l'orientation des segments dans l'espace. Finalement, les mesures d'équilibre postural permettent d'apprécier les oscillations du corps en position statique debout. La durée totale des acquisitions pour chacun des sujets était d'environ une heure.

3.2.1 Mesures cliniques

La taille a été mesurée au moyen d'une toise. Pour cette mesure les filles se tenaient en position debout, la tête orientée de telle façon à ce que le processus zygomatique et les tragus formaient une ligne parallèle à l'horizontale. Le poids a été évalué à l'aide d'un pèse-personne, avec les sujets ne portant qu'un minimum de vêtements et sans chaussures.

Des radiographies de la colonne vertébrale ont été prises à l'aide du système EOS (Biospace Instruments, Paris, France). L'appareil d'imagerie EOS permet la réduction d'environ 8 à 10 fois les doses de rayons X par rapport à une prise traditionnelle de la radiographie de la colonne grâce à l'utilisation de détecteurs gazeux. Le patient se tenait debout et des clichés ont été obtenus de façon simultanée de face et de profil du sommet de la tête jusqu'à la plante des pieds (Dubousset et al., 2005). La sévérité de la scoliose est mesurée par la déformation de la courbure vertébrale à l'aide de l'angle de Cobb (Cobb, 1948). Les clichés radiographiques permettent également l'estimation de la maturité squelettique par l'entremise de l'indice de Risser (Risser, 1958). Ainsi, cinq mesures cliniques ont été réalisées, soient l'âge, la taille debout, le poids, l'angle de Cobb et l'indice de Risser.

3.2.2 Mesures morphologiques

Les mesures morphologiques ont été effectuées suivant la méthode de Carter et Heath (1990). La fidélité des mesures morphologiques a été vérifiée au cours d'une étude précédente (Hinse, 2001). Chaque sujet est caractérisé par trois composantes.

La première, l'endomorphie, est associée à la matière adipeuse et est mesurée à l'aide des plis cutanés. L'équation 3.1 permet le calcul de la composante endomorphique du somatotype, où SPC représente la somme des plis cutanés (mm) du triceps, subscapulaire et supra-épineux.

$$\begin{aligned} \text{Endomorphie} = \\ -0,7182 + 0,1451(\text{SPC}) - 0,00068(\text{SPC}^2) + 0,0000014(\text{SPC}^3) \end{aligned} \quad \text{Éq. 3.1}$$

Les plis cutanés ont été réalisés à l'aide d'une pince Harpenden (Baty International, Burgess Hill, West Sussex, G.-B.). Pendant la prise de mesures, les sujets se tenaient en position debout et détendue, à l'exception du pli du mollet, lors duquel les sujets étaient assis. Le pli du triceps brachial a été exécuté à l'arrière du bras qui demeurait en extension et relâché, à mi-chemin sur une ligne reliant l'acromion et l'olécrâne. Le pli subscapulaire a été pris légèrement sous l'angle inférieur de la scapula, sur une ligne inclinée à environ 45° et dirigée vers le bas et l'extérieur. Le pli supra-épineux a été réalisé 5 à 7cm au-dessus de l'épine iliaque antéro-supérieure, sur une ligne orientée à environ 45° vers le bas et l'intérieur. Le pli du mollet a été pris à la verticale, sur la portion interne la plus charnue.

La mésomorphie décrit le développement musculo-osseux de l'individu. Elle est mesurée à l'aide des largeurs (mm) des condyles huméraux et fémoraux, ainsi que des circonférences (mm) au bras et au mollet. Les équations 3.2 à 3.4 permettent le calcul de la composante mésomorphique du somatotype.

$$\begin{aligned}
 \text{Mésomorphie} = & \\
 & \left[\begin{aligned}
 & (0,858 \times \text{largeur humérus}) + (0,601 \times \text{largeur fémur}) \\
 & + (0,188 \times \text{circonférence corrigée bras}) \\
 & + (0,161 \times \text{circonférence corrigée mollet})
 \end{aligned} \right] & \text{Éq. 3.2} \\
 & - (0,131 \times \text{taille}) + 4,50
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Circonférence corrigée bras} = & \\
 & [\text{circonférence bras} - (\text{pli cutané triceps} \div 10)] & \text{Éq. 3.3}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Circonférence corrigée mollet} = & \\
 & [\text{circonférence mollet} - (\text{pli cutané mollet} \div 10)] & \text{Éq. 3.4}
 \end{aligned}$$

Les sujets se tenaient debout et avaient le bras fléchi à 45° et à 90° par rapport à l'avant-bras pour les mesures à l'humérus. Les largeurs ont été estimées entre les condyles médial et latéral des deux os, au moyen d'un pied à coulisse. Les circonférences ont été estimées à l'aide d'un ruban à mesurer en métal flexible. La mesure a été prise pendant que le biceps brachial et les autres muscles du bras étaient contractés au maximum, à l'endroit où le tour du bras semblait le plus volumineux. La circonférence au mollet a été mesurée parallèlement au sol, autour de la section la plus charnue du mollet, alors que les sujets se tenaient debout. Pour la mesure de la largeur au fémur les filles étaient assises sur une chaise.

L'ectomorphie est caractérisée par la linéarité du corps et surtout par le rapport taille-poids (RTP). Les équations 3.5 et 3.6 permettent le calcul de la composante ectomorphique du somatotype.

$$\text{Ectomorphie} = (\text{RTP}) \times 0,732 - 28,58 \quad \text{Éq. 3.5}$$

$$\text{RTP} = \left(\text{taille} \div \sqrt[3]{\text{poids}} \right) \quad \text{Éq. 3.6}$$

Si le RTP est plus faible que 40,75, mais plus élevé que 38,25,

$$Ectomorphie = (RTP) \times 0,463 - 17,63$$

Si le RTP est égal ou plus faible que 38,25,

$$Ectomorphie = 0,1$$

L'évaluation de la morphologie a permis de décrire la structure corporelle des patientes scoliotiques. Les dix mesures morphologiques effectuées ont ainsi permis de calculer les composantes du somatotype, soient l'endomorphie, la mésomorphie et l'ectomorphie. Les variables indépendantes consistent en ces trois composantes.

3.2.3 Mesures posturales

La posture a été évaluée à l'aide d'un système vidéographique (Motion Analysis Corporation, Santa Rosa, CA, É.-U.). Ce système est composé de cinq caméras et permet la localisation et la reconstruction tridimensionnelle de réflecteurs apposés sur des repères anatomiques. Ces repères ont ensuite permis de quantifier la posture corporelle. La figure 3.1 schématise la position des caméras par rapport au sujet. Le calibrage du système de coordonnées a été effectué à l'aide de repères localisés sur la plate-forme de force. Une tige sur laquelle des réflecteurs étaient positionnés a ensuite permis de calibrer un volume délimité par la surface de la plate-forme de force et allant jusqu'à environ 1,80m en hauteur.

La figure 3.2 présente les 16 repères anatomiques utilisés pour les mesures de posture (Nault et al., 2002). Ces repères sont localisés sur la tête (glabellum, tragus droit et gauche, protubérance occipitale), l'apophyse épineuse de la 7^{ième} vertèbre cervicale (C7), les acromions droit et gauche, l'angle inférieur des scapulas droite et

gauche et le bassin (épines iliaques antéro-supérieures (ÉIAS) droite et gauche, crêtes iliaques droite et gauche, épines iliaques postéro-inférieures (ÉIPI) droite et gauche, apophyse épineuse de la 1^{ère} vertèbre sacrée, S1).

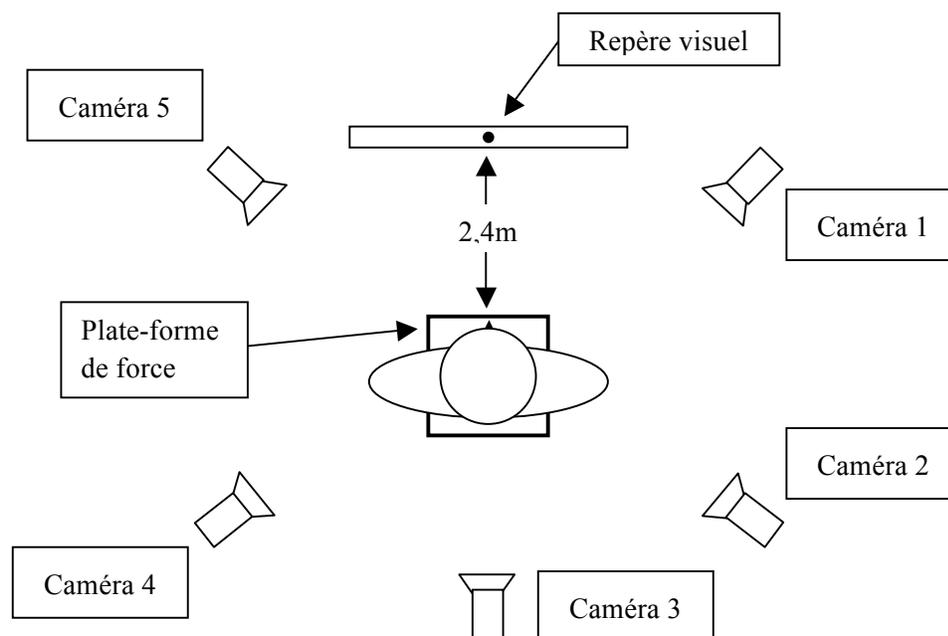


Figure 3.1 : Position des caméras par rapport au sujet.

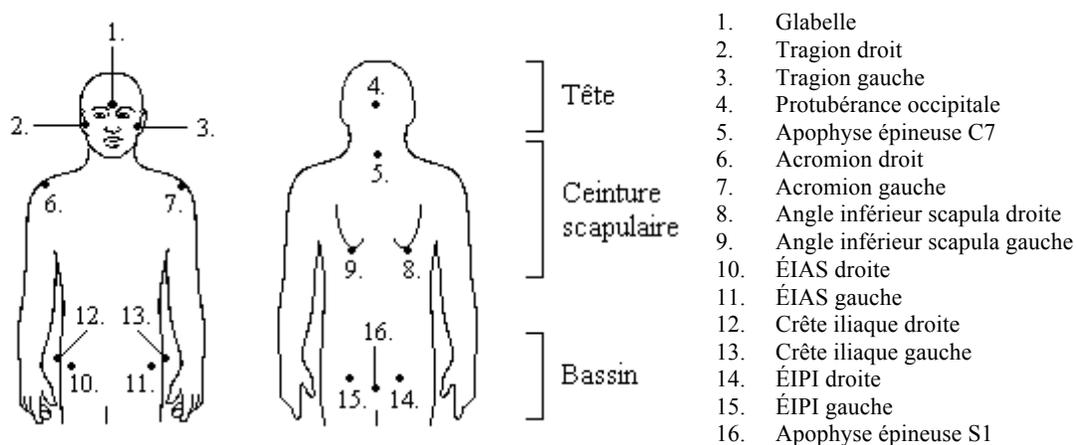


Figure 3.2 : Repères anatomiques utilisés pour les mesures de posture (Nault et al., 2002).

Il fut demandé aux sujets de se tenir en position debout, avec les membres supérieurs pendants de chaque côté du tronc. Les sujets ont situé leurs pieds sur les bords intérieurs d'un gabarit conçu afin de maintenir un écart entre les talons de 28cm ainsi qu'une rotation externe des pieds de 15° en référence au plan sagittal (McIlroy et Maki, 1997). Le gabarit fut retiré avant de procéder à la collecte des données. Les participants devaient fixer un point situé à la hauteur des yeux et localisé à 2,4m devant eux (Allard et al., 2001, 2004). La consigne donnée aux sujets était de minimiser le plus possible les mouvements d'oscillation durant l'expérimentation. Chaque sujet a complété trois essais avec les yeux ouverts. Les acquisitions ont été réalisées à une fréquence de 60Hz pour une durée de 64 secondes.

Quinze paramètres de posture ont été calculés sur la base des résultats rapportés par De La Huerta et al. (1998), LeBlanc et al. (1996), Masso et Gorton (2000), Nault et al. (2002) et Zabjek et al. (2001, 2005). La fidélité des mesures posturales a été vérifiée au cours d'une étude antécédente (Hinse, 2001). La figure 3.3 présente cinq angles mesurés dans le plan frontal. Ces angles ont permis de mesurer les déviations segmentaires causées par la courbure latérale de la colonne scoliothique par rapport à l'axe médio-latéral et la verticale (De La Huerta et al., 1998). Il s'agit des angles des tractions, des acromions, des scapulas et du bassin calculés en référence à l'axe médio-latéral. L'angle du bassin a été calculé par la moyenne de position tridimensionnelle des épines iliaques antéro-supérieures, des crêtes iliaques et des épines iliaques postéro-inférieures pour les côtés droit et gauche. L'angle reliant les apophyses épineuses de C7 et de S1 a été mesuré en référence à la verticale. Un sixième angle mesure l'orientation des scapulas en référence aux crêtes

iliaques. Ce paramètre a été calculé par la différence en valeur absolue entre les angles des scapulas et des crêtes iliaques mesurés en référence à l'axe médio-latéral. Cet angle vérifie si le bassin, mesuré par l'inclinaison des crêtes iliaques, est inclus ou exclu de la scoliose. Si le bassin est inclus dans la scoliose, il est désaligné par rapport à l'axe médio-latéral et le risque de progression de la courbe est moindre. Inversement, si le bassin est exclu de la scoliose, il demeure relativement aligné par rapport à l'axe médio-latéral et le risque de progression de la courbe est alors supérieur. Chez une population de filles d'âges comparables à la population de sujets scoliotiques ayant participé à cette étude, ces angles sont généralement près de zéro représentant un alignement postural horizontal ou vertical (Masso et Gorton, 2000).

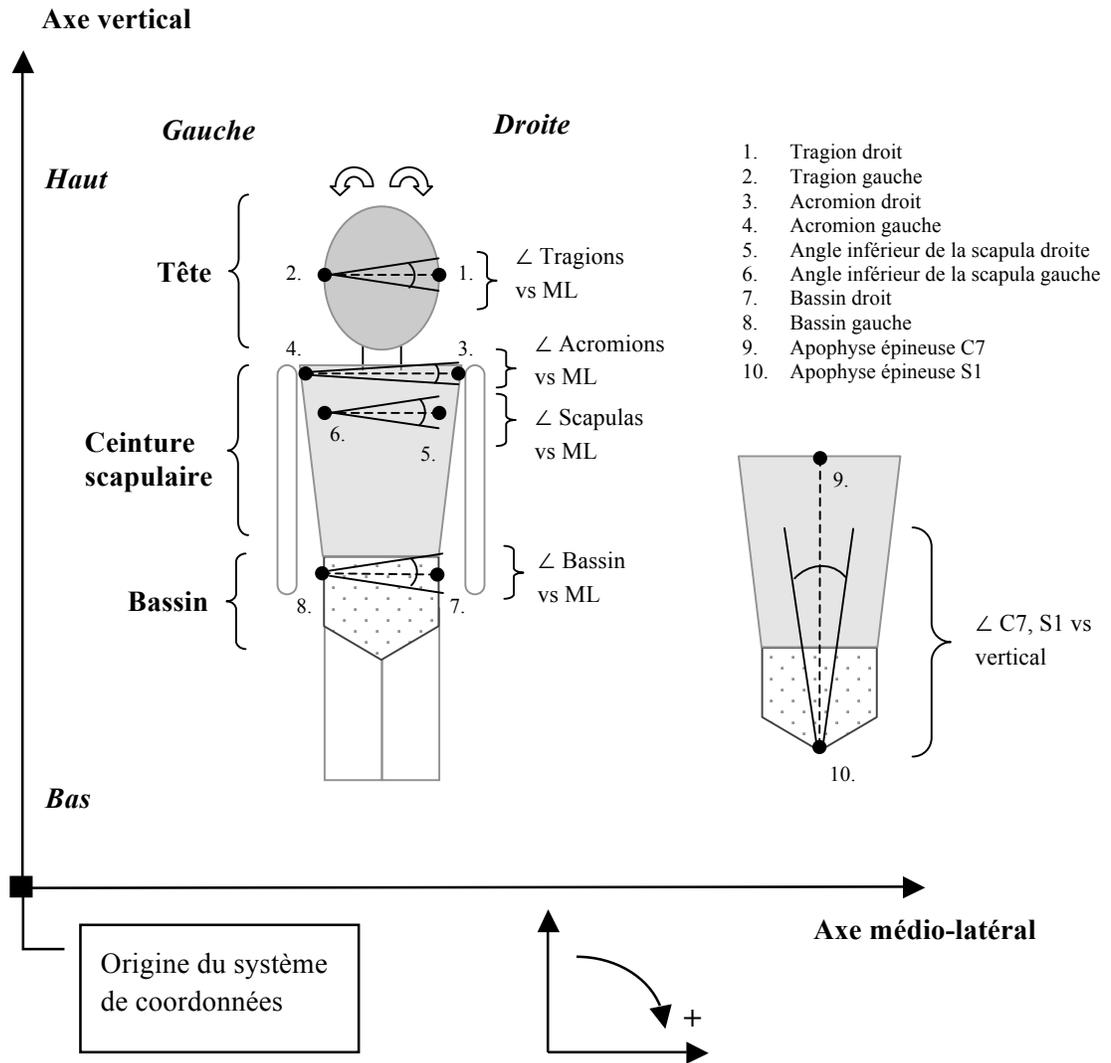


Figure 3.3 : Paramètres de posture mesurés dans le plan frontal.

La figure 3.4 présente les quatre angles mesurés dans le plan sagittal. Ces angles ont permis l'évaluation des compensations posturales engendrées par la scoliose en référence à l'axe antéro-postérieur et la verticale. Il s'agit de l'angle reliant la glabelle et la protubérance occipitale ainsi que l'angle reliant la moyenne de position des ÉIAS et des ÉIPI droits et gauches mesurés en référence à l'axe antéro-

postérieur. L'angle reliant l'apophyse épineuse de C7 à la moyenne de position des tractions droit et gauche ainsi que l'angle reliant les apophyses épineuses de C7 et de S1 ont été mesurés en référence à la verticale. Des jeunes filles saines présentent normalement un alignement segmentaire se rapprochant de la verticale ou de l'horizontale (Chow et al., 2006; De La Huerta et al., 1998).

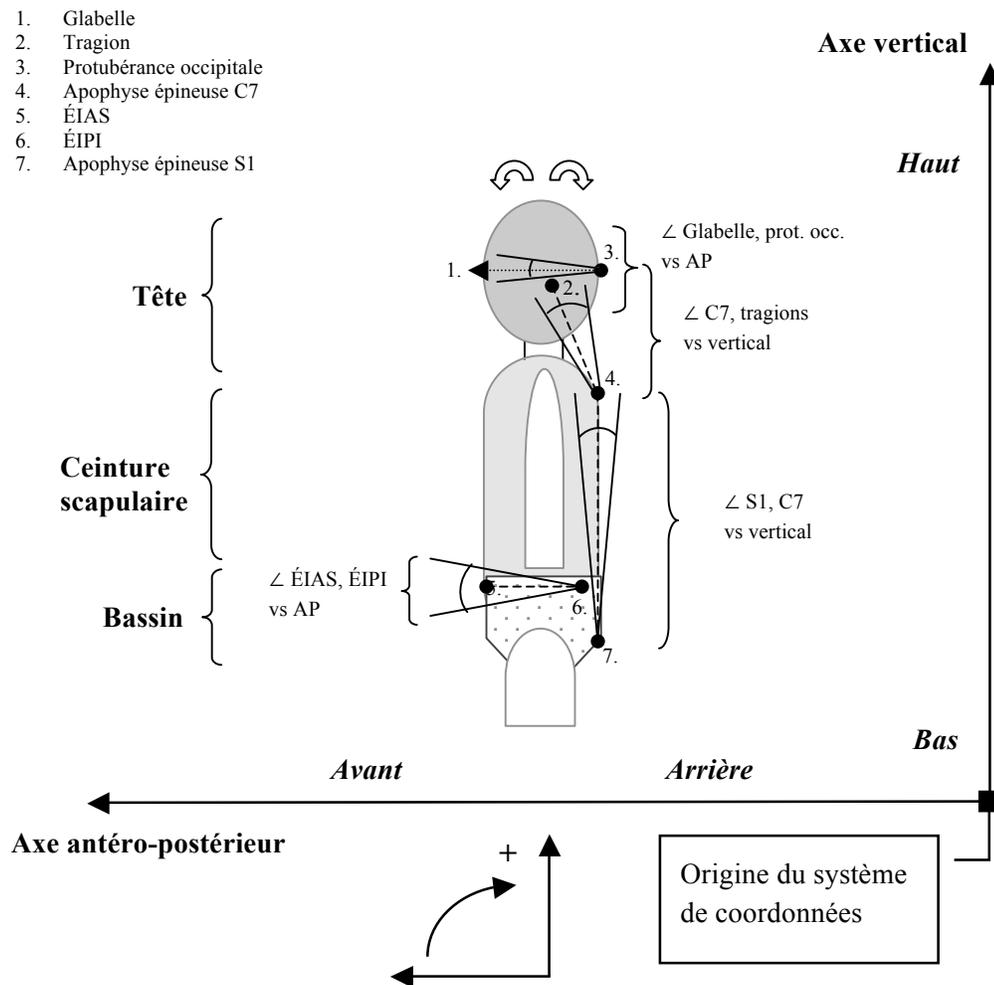


Figure 3.4 : Paramètres de posture mesurés dans le plan sagittal.

La figure 3.5 présente quatre angles mesurés dans le plan horizontal. Ces angles mesurent la rotation des segments induits par la courbe scoliothique par rapport aux axes antéro-postérieur et médio-latéral. Il s'agit des angles des tractions, des acromions, des scapulas et du bassin calculés en référence à l'axe médio-latéral. Un cinquième angle mesure l'orientation des scapulas en référence aux crêtes iliaques (en valeur absolue). Pour des sujets féminins normaux, l'orientation des segments démontre peu de rotation dans le plan horizontal et demeure relativement parallèle à l'axe médio-latéral (LeBlanc et al., 1996).

La posture a été évaluée à l'aide du système vidéographique du laboratoire. Seize repères anatomiques localisés sur la tête, la ceinture scapulaire et le bassin ont permis la mesure de l'alignement tridimensionnel des segments corporels. Quinze angles ont ensuite été utilisés afin d'évaluer l'effet de la scoliose sur l'orientation des segments en référence aux trois plans.

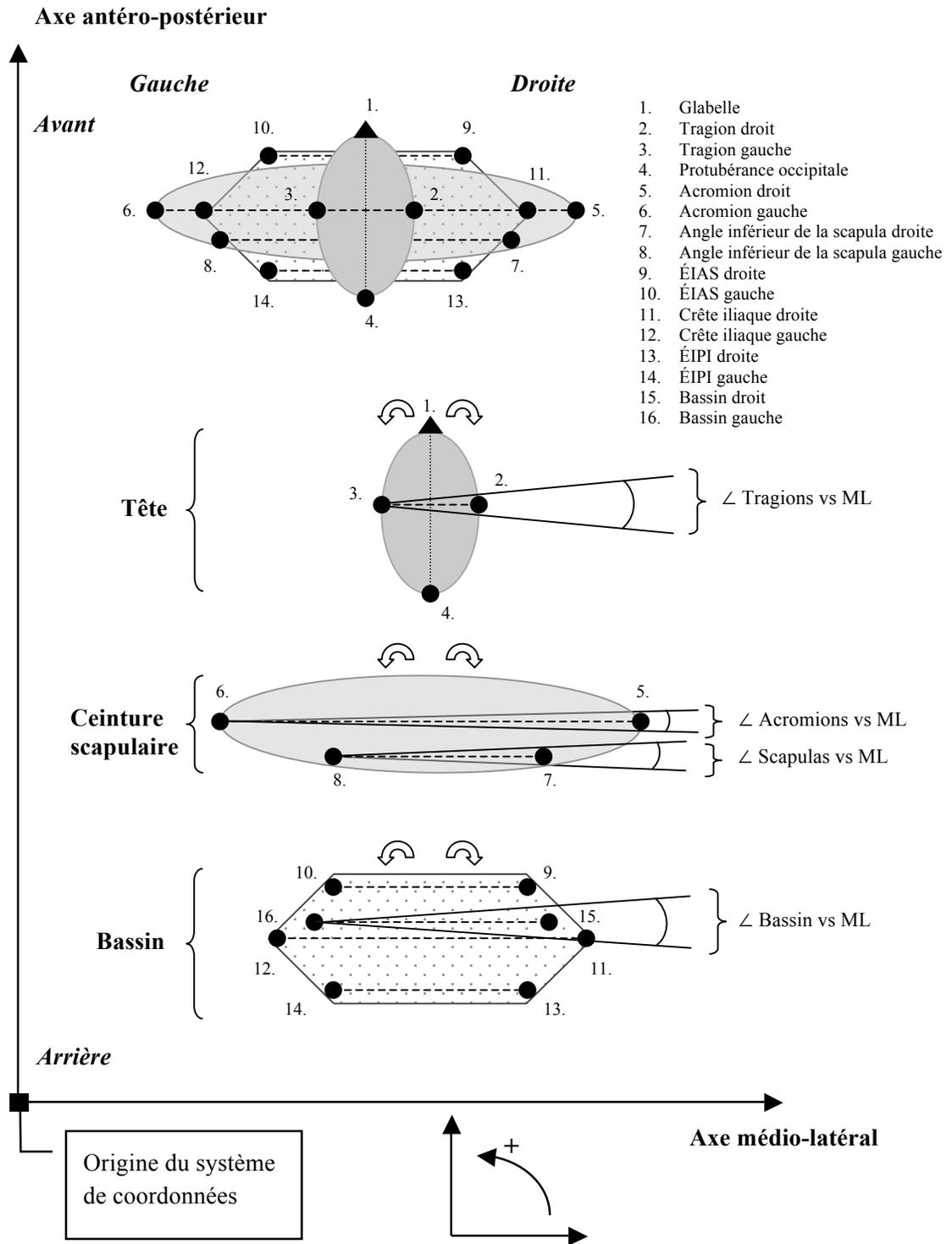


Figure 3.5 : Paramètres de posture mesurés dans le plan horizontal.

3.2.4 Mesures d'équilibre

L'équilibre postural en station debout a été testé à l'aide d'une plate-forme de force (Advanced Mechanical Technology Inc., Watertown, MA, É.-U.). Cet appareil permet de calculer la position du centre de pression (COP) à partir des forces et des moments mesurés. Le centre de pression correspond au barycentre des forces appliquées aux pieds. Pour normaliser les conditions expérimentales, les participants fixaient un point situé à la hauteur des yeux sur le paravent devant eux (Allard et al., 2001, 2004). Avant les essais, une acquisition était réalisée sans charge sur la plate-forme afin de déterminer le bruit de fond du système d'acquisition. Il fut demandé aux sujets de se placer sur la plate-forme de force et de situer leurs pieds sur les bords intérieurs d'un gabarit conçu afin de maintenir un écart entre les talons de 28cm ainsi qu'une rotation externe des pieds de 15° en référence au plan sagittal (McIlroy et Maki, 1997). Le gabarit fut retiré de la plate-forme avant la collecte des données. La consigne donnée aux sujets était de minimiser le plus possible les mouvements d'oscillation durant l'expérimentation. Tous les sujets ont été évalués avec les yeux ouverts, les pieds nus et ne portant que leurs sous-vêtements. Pour chacun des trois essais, la durée des acquisitions était de 64 secondes. Une durée d'acquisition de 64 secondes a été utilisée afin d'accroître la stabilité et la fidélité des mesures de la position du COP (Carpenter et al., 2001). Les signaux de forces et de moments furent échantillonnés à une fréquence de 60Hz. Une fréquence d'acquisition de 60Hz a été employée par Eslami et al. (2006) lors d'études sur l'équilibre debout.

Douze mesures d'équilibre ont été calculées. La fidélité des mesures d'équilibre a été vérifiée au cours d'une étude antérieure (Hinse, 2001). La position

du COP a été calculée en référence au centre de la plate-forme de force. Dans la direction antéro-postérieure, la position du COP présentait une valeur positive vers l'avant, tandis que la position du COP médio-latéral présentait une valeur positive vers la gauche. La figure 3.6 illustre la trajectoire du déplacement du centre de pression.

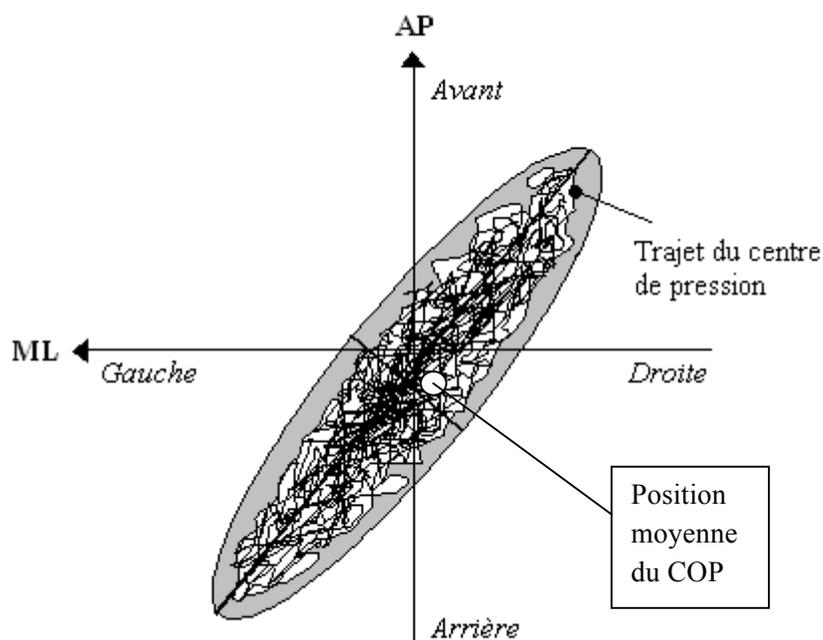


Figure 3.6 : Trajectoire du déplacement du centre de pression.

À partir des excursions du COP, les valeurs de positions moyennes (mm) ont été calculées dans les directions antéro-postérieure (COP_{AP}) et médio-latérale (COP_{ML}) (Beaulieu et al., 2009; Gauchard et al., 2001; Herman et al., 1985; Sawatzky et al., 1997). Il exprime une mesure de la dynamique de tout le corps et représente la sommation des effets de plusieurs composantes neuromusculaires agissant à différentes articulations (Collins et De Luca, 1993). Les mesures suivantes étaient la

vitesse moyenne (mm/s) du COP antéro-postérieure ($Vit\ COP_{AP}$) et médio-latérale ($Vit\ COP_{ML}$). L'équation 3.7 permet le calcul des $Vit\ COP_{AP}$ et $Vit\ COP_{ML}$.

$$Vit_{COP} = \frac{\sum_{i=1}^{3839} |COP_{i+1} - COP_i|}{64} \quad \text{Éq. 3.7}$$

La vitesse de déplacement du COP a été utilisée pour caractériser le contrôle de l'équilibre chez des sujets scoliotiques (Simoneau et al., 2006a, 2006b). Ce paramètre permet d'évaluer la quantité d'activité requise pour maintenir l'équilibre (Corbeil et al., 2003; Teasdale et Simoneau, 2001). Une augmentation de la vitesse de déplacement du centre de pression moyenne a été rapportée avec la présence de fatigue musculaire (Corbeil et al., 2003), ainsi que lors de tâches demandant la réintégration de la proprioception et pour lesquelles la demande attentionnelle était accrue (Teasdale et Simoneau, 2001). Une augmentation de la vitesse de déplacement du COP indique une capacité limitée des mécanismes d'intégration à reconnaître une hiérarchie dans les afférences sensorielles (Teasdale et Simoneau, 2001).

Deux autres mesures d'équilibre ont été calculées à partir du moment libre (T_V). Le T_V représente le moment aux pieds autour de l'axe vertical mesuré à la position moyenne du COP. Le T_V est un indicateur des oscillations du corps autour de l'axe vertical et contribue au contrôle de l'équilibre debout dans le plan horizontal (Dalleau et al., 2007). L'équation 3.8 permet de calculer le moment libre à partir du moment autour de l'axe vertical (M_V) pris à l'origine de la plate-forme de force, de deux moments résultants des forces antéro-postérieure (F_{AP}) et médio-latérale (F_{ML}) et des positions du COP (COP_{AP} et COP_{ML}) (Dalleau et al., 2007).

$$T_V = M_V + F_{AP} \times COP_{ML} - F_{ML} \times COP_{AP} \quad \text{Éq. 3.8}$$

T_V correspond à M_V lors de deux conditions, notamment, lorsque la position du COP se situe au-dessus de l'origine de la plate-forme de force et lorsque la force horizontale équivaut à zéro (M_V et $T_V = 0$). T_V varie lors de l'équilibre postural debout, bien que sa moyenne se situe près de zéro, puisque le sujet ne s'impose pas de rotation dans une direction particulière (Dalleau et al., 2007). Les deux mesures calculées à partir de T_V furent son étendue (Nm) et son intégrale (Nm·s). L'étendue de T_V a été calculée par la différence en valeur absolue entre le maximum et le minimum de T_V pour la durée d'une acquisition. Cette mesure permet de vérifier l'amplitude des oscillations du corps autour de l'axe vertical. L'augmentation de l'étendue de T_V indique la présence de fortes oscillations lors du contrôle de l'équilibre debout dans le plan horizontal. L'intégrale de T_V représente la quantité totale absolue de moment autour de l'axe vertical pour la durée d'une acquisition. Une augmentation de l'intégrale de T_V indique l'implication d'une forte composante rotationnelle lors du contrôle postural.

Les six dernières mesures d'équilibre furent calculées à partir de la sinuosité (« rambling ») et du tremblement (« trembling ») (Zatsiorsky et Duarte, 1999, 2000). La figure 3.7 illustre la séquence des opérations utilisées pour la décomposition du stabilogramme. Les points d'équilibre instantanés sont définis par les instants lors desquels la somme des forces externes agissant sur le corps dans la direction horizontale équivaut à zéro ($F_{hor} = 0$). Les positions du COP_{AP} à ces instants sont déterminées et interpolés à l'aide d'une spline cubique d'interpolation pour obtenir une estimation de la trajectoire de la sinuosité (mm) (de Boor, 1978). La trajectoire de

la position du COP_{AP} est comparée à la trajectoire interpolée du point d'équilibre instantané et la déviation de la position du COP_{AP} de la trajectoire de la sinuosité approximée (position relative du COP_{AP}) est déterminée. Ceci représente la trajectoire du tremblement (mm) (Zatsiorsky et Duarte, 1999).

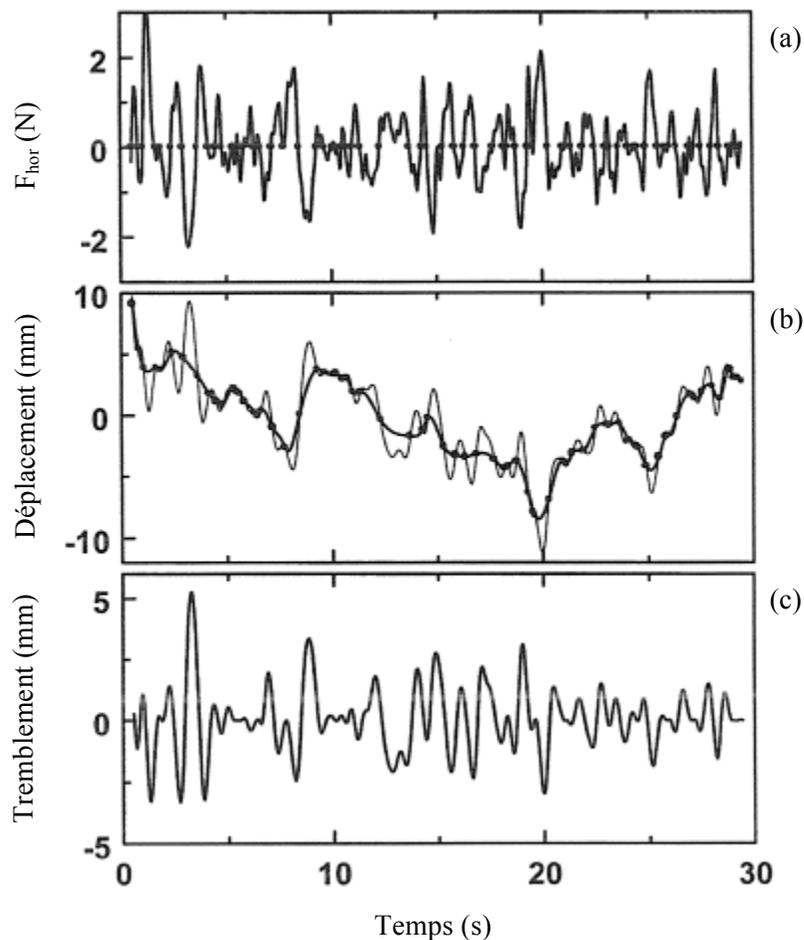


Figure 3.7: Séquence des opérations utilisées pour la décomposition du stabilogramme. (a) $F_{hor} = 0$: Instants lors desquels la force horizontale équivaut à zéro (●). (b) À partir des déplacements de la position du COP_{AP} (ligne mince), la position du COP_{AP} aux instants $F_{hor} = 0$ (point d'équilibre instantané) est localisée (●), et la trajectoire interpolée de la sinuosité est définie (ligne épaisse). (c) La trajectoire du tremblement qui est la différence entre la position du COP_{AP} et la trajectoire interpolée de la sinuosité (adapté de Zatsiorsky et Duarte, 1999).

Les six mesures consistent en la moyenne, la valeur RMS et l'étendue de la sinuosité et du tremblement. La moyenne de la sinuosité et du tremblement indique la position de la trajectoire des deux mesures par rapport au centre de la plate-forme de force. La valeur RMS quantifie la variabilité des deux signaux. L'étendue témoigne de l'amplitude du déplacement des trajectoires de la sinuosité et du tremblement dans le plan horizontal. Des augmentations de la valeur RMS et de l'étendue de la sinuosité et du tremblement indiquent un accroissement des efforts impliqués pour préserver l'équilibre debout.

En tout, douze mesures d'équilibre ont été utilisées afin de quantifier le contrôle postural des sujets scoliotiques. La position et la vitesse de déplacement du centre de pression ont permis d'évaluer la quantité d'activité requise pour maintenir l'équilibre debout. L'étendue et l'intégrale du moment libre ont permis d'estimer les oscillations du corps autour de l'axe vertical. La moyenne, la valeur RMS et l'étendue de la sinuosité et du tremblement ont mesuré les efforts fournis par les patientes scoliotiques afin de préserver l'équilibre debout.

3.3 Groupe d'apprentissage

Ce groupe de 47 sujets scoliotiques a été constitué afin d'établir un critère d'efficience de classification, et pour développer quatre modèles de classification de sujets scoliotiques comme progressifs ou non progressifs qui reposent sur des données biomécaniques. Ces sujets présentaient un suivi clinique rétrospectif d'une durée moyenne de 47 mois. Le groupe comprenait des sujets dont la scoliose était non progressive (n=23) et progressive (n=24). Le critère de progression de la scoliose

était la prescription d'un corset par un chirurgien orthopédiste. Les données des 35 paramètres ont été utilisées dans les cinq modèles de classification du groupe d'apprentissage.

Le tableau 3.2 présente les données descriptives des variables cliniques pour les sujets du groupe d'apprentissage. Vingt-trois patientes âgées entre 8 et 16 ans présentant une scoliose thoracique droite variant entre 8° et 41° lors du diagnostic et qui n'ont pas reçu de traitement ont formé le groupe non progressif. Vingt-quatre autres patientes âgées entre 10 et 15 ans présentant une scoliose thoracique droite variant entre 17° et 49° et à qui un corset a été prescrit ont constitué le groupe progressif. La taille des groupes est suffisante pour obtenir une puissance statistique de 0,80 ($\alpha=0,05$), soit la probabilité que le test détecte des différences significatives entre les groupes non progressif et progressif (Cohen, 1988; Hays, 1963).

Tableau 3.2 : Données descriptives des variables cliniques pour les sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) du groupe d'apprentissage

Variable	NP (n=23)	P (n=24)	t	p
Cobb (degrés)	20,7 ± 8,0	33,3 ± 9,0	-5,07	<0,001
Risser	2,0 ± 1,6	0,9 ± 1,1	2,90	0,006
Âge (années)	13,3 ± 1,9	12,6 ± 1,4	1,45	NS
Taille (cm)	155,4 ± 9,9	152,6 ± 10,4	0,97	NS
Poids (kg)	45,3 ± 9,7	42,6 ± 7,9	1,06	NS

Des tests-t pour groupes indépendants affichent des différences significatives pour l'angle de Cobb ($p<0,001$) et l'indice de Risser ($p=0,006$) uniquement. Le groupe progressif démontre une courbure plus prononcée de 12,6° d'angle de Cobb ainsi qu'une plus faible maturité squelettique de 1,2 point d'indice de Risser par

rapport au groupe non progressif. Ceci se traduit par des déformations cliniques plus importantes ainsi qu'un retard dans le développement osseux chez les sujets progressifs et explique en partie la progression de la scoliose dans ce groupe. Bien que l'angle de Cobb et l'indice de Risser soient deux paramètres cliniques déterminants ils sont insuffisants pour prédire par eux-mêmes la progression de la scoliose.

3.4 Application du modèle de Lonstein et Carlson (1984)

Lonstein et Carlson (1984) ont calculé un indice de progression de la scoliose à partir de trois facteurs, soit l'angle de Cobb, l'indice de Risser et l'âge chronologique du patient. Afin d'établir l'efficacité des modèles biomécaniques, le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a été appliqué sur le groupe d'apprentissage pour servir de mesure étalon. Il servira de référentiel aux quatre modèles biomécaniques développés dans cette thèse.

Avant d'utiliser le modèle de Lonstein et Carlson (1984), une valeur de point de partage doit être sélectionnée pour déterminer si un cas donné doit être considéré comme progressif ou non progressif. Le point de partage définit le caractère normal ou anormal du résultat d'un test (Grenier, 1990) ou l'incidence de progression à laquelle un sujet scoliotique est considéré comme progressif ou non progressif. Dans le cas du modèle de Lonstein et Carlson (1984), une incidence de progression de 0% indique que la scoliose d'un sujet n'a aucune chance de progresser, et inversement, une incidence de progression de 100% indique que la scoliose a toutes les chances de progresser. La sélection d'un point de partage qui se rapproche de 0% d'incidence de

progression entraîne une diminution de la spécificité et une augmentation de la sensibilité et du taux de faux positifs (Grenier, 1990). La sélection d'un point de partage qui se rapproche de 100% d'incidence de progression entraîne une diminution de la sensibilité et une augmentation de la spécificité et du taux de faux négatifs (Grenier, 1990). Ainsi, suivant le calcul du facteur de progression et l'estimation de l'incidence de progression d'un individu à l'aide du nomogramme suggéré par Lonstein et Carlson (1984), un individu sera classé comme progressif pour les valeurs d'incidence de progression supérieures à la valeur de point de partage sélectionnée.

Pour déterminer la valeur de point de partage, l'indice de Youden, le rapport de vraisemblance positif et le rapport de vraisemblance négatif ont été calculés pour les points de partage se situant entre 40% et 60% d'incidence de progression. L'indice de Youden varie de -1 à +1. Un indice égal ou inférieur à 0 n'a aucune efficacité d'orientation diagnostique. Le rapport de vraisemblance positif varie de 0 lorsque la sensibilité est nulle à l'infini quand la spécificité tend vers 1. Le rapport de vraisemblance négatif est nul quand la sensibilité est totale (Grenier, 1990). Il s'agit donc de trouver un compromis entre des valeurs maximales de l'indice de Youden et du rapport de vraisemblance positif et une valeur minimale pour le rapport de vraisemblance négatif.

La figure 3.8 présente l'indice de Youden, le rapport de vraisemblance positif et le rapport de vraisemblance négatif en fonction de la variation du point de partage. L'indice de Youden affiche des valeurs se situant entre 0,656 et 0,788 pour les points de partage allant de 40% à 60%. Sa valeur se stabilise à 0,786 pour les points de partage s'étalant entre 49% et 53%. Le rapport de vraisemblance positif étale des

valeurs se situant entre 3,514 et 10,063 pour les points de partage allant de 40% à 60%. Sa valeur se stabilise à 7,028 pour les points de partage s'étalant entre 49% et 53%. Le rapport de vraisemblance négatif montre des valeurs se situant entre 0,096 et 0,144 pour les points de partage allant de 40% à 60%. Sa valeur se stabilise à 0,096 pour les points de partage s'étalant entre 49% et 53%. Ainsi, les points de partage s'étendant entre 49% et 53% présentent des valeurs maximales de l'indice de Youden et du rapport de vraisemblance positif et une valeur minimale pour le rapport de vraisemblance négatif. Le point de partage à utiliser avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a donc été sélectionné dans cette étendue de valeur.

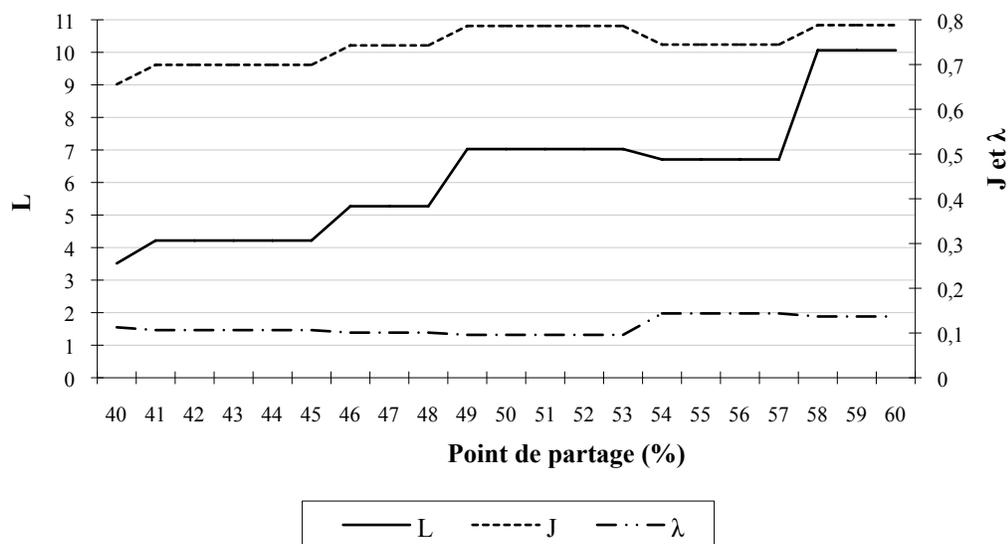


Figure 3.8 : Représentation de l'indice de Youden (J), du rapport de vraisemblance positif (L) et du rapport de vraisemblance négatif (λ) en fonction de la variation du point de partage.

Dans le cas présent, compte tenu que la sélection de la valeur du point de partage ne doit pas favoriser la sensibilité ni la spécificité du test, un point de partage

de 50% a été choisi arbitrairement pour déterminer si un cas donné doit être considéré comme progressif ou non progressif. Suite à l'estimation de l'incidence de progression à l'aide du modèle de Lonstein et Carlson (1984), un individu fut arbitrairement classé comme progressif pour les valeurs d'incidence de progression supérieures à 50%. Ce point de partage sera appliqué lors de la classification des sujets du groupe d'apprentissage à l'aide du modèle de Lonstein et Carlson (1984).

3.5 Développement de quatre modèles biomécaniques

Cette section décrit quatre modèles biomécaniques, à savoir un sans réduction, deux avec réduction et un expert développés dans cette thèse. Le modèle sans réduction est composé de 35 variables tirées de la littérature. Des ANCOVA et analyses par composantes principales (ACP) ont été utilisées pour réduire le nombre de variable. Finalement, le modèle expert repose sur l'expérience clinique d'un chirurgien orthopédiste de l'hôpital Sainte-Justine, le Dr Charles-Hilaire Rivard, et de renommée internationale sur la scoliose idiopathique de l'adolescence. Tous les quatre modèles ont été développés à partir de la série de données du groupe d'apprentissage formé de 47 jeunes filles scoliotiques, dont 51% sont progressives.

3.5.1 Modèle sans réduction

Le modèle sans réduction inclus toutes les 35 variables identifiées dans les procédures présentées plus haut. Le tableau 3.3 présente ces variables, ainsi que les données descriptives pour les groupes non progressif et progressif.

Tableau 3.3 : Identification des 35 variables cliniques, morphologiques, posturales et d'équilibre composant le modèle sans réduction pour les groupes non progressif (NP) et progressif (P).

Type	Variable	NP		P		
Clinique	Cobb	20,7	± 8,0	33,3	± 9,0	
	Risser	2,0	± 1,6	0,9	± 1,1	
	Âge	13,3	± 1,9	12,6	± 1,4	
	Taille	155,4	± 9,9	152,6	± 10,4	
	Poids	45,3	± 9,7	42,6	± 7,9	
Morphologie	Endomorphie	3,3	± 1,3	3,4	± 1,2	
	Mesomorphie	3,1	± 0,9	3,1	± 1,1	
	Ectomorphie	3,5	± 1,1	3,6	± 1,6	
Posture	Plan frontal:					
	Tragion vs ML	-1,2	± 4,5	-1,7	± 4,0	
	Acromion vs ML	-4,8	± 8,6	-6,0	± 7,2	
	Scapula vs ML	7,7	± 15,2	-1,4	± 17,3	
	Bassin vs ML	-2,3	± 3,3	-1,7	± 2,7	
	C7,S1 vs verticale	-6,5	± 12,7	-1,9	± 16,1	
	Scapula-iliocrystal	11,5	± 15,3	11,5	± 12,1	
	Plan sagittal:					
	Glabella,opistocrânion vs AP	9,1	± 15,4	7,0	± 17,2	
	C7,tragion vs verticale	-30,4	± 13,7	-32,9	± 13,8	
	ÉIAS, ÉIPI vs AP	-5,5	± 5,9	-8,0	± 7,8	
	C7,S1 vs verticale	-7,2	± 8,9	-8,6	± 10,0	
	Plan horizontal:					
	Tragion vs ML	-1,0	± 6,3	2,4	± 5,1	
	Acromion vs ML	2,5	± 4,5	4,0	± 5,2	
	Scapula vs ML	4,5	± 9,3	-1,9	± 8,2	
	Bassin vs ML	1,7	± 4,5	-2,9	± 5,3	
	Scapula-iliocrystal	6,7	± 6,6	6,5	± 6,7	
	Équilibre	COP _{ML}	-6,7	± 10,7	-2,3	± 13,6
		COP _{AP}	-72,0	± 16,0	-76,4	± 12,3
		Vit COP _{ML}	7,0	± 3,8	8,4	± 4,0
Vit COP _{AP}		9,0	± 3,0	10,4	± 2,2	
T _v (Étendue)		0,6	± 0,2	0,6	± 0,2	
T _v (Intégrale)		2,4	± 0,8	2,8	± 1,3	
Sinuosité (Moyenne)		-0,1	± 0,2	0,0	± 0,2	
Sinuosité (RMS)		4,6	± 2,2	5,0	± 2,1	
Sinuosité (Étendue)		20,7	± 10,5	22,4	± 7,3	
Tremblement (Moyenne)		0,1	± 0,2	0,1	± 0,2	
Tremblement (RMS)		1,3	± 0,5	1,5	± 0,4	
Tremblement (Étendue)		11,0	± 4,8	11,9	± 3,5	

3.5.2 Modèle avec réduction analyse de covariance

Des analyses de covariance (ANCOVA) comparant les groupes non progressif et progressif ont été utilisées pour réduire les 35 variables du modèle sans réduction. Cette méthode de réduction a été sélectionnée parce qu'elle a déjà été utilisée dans d'autres études en biomécanique, notamment dans l'analyse de la marche normale (Breit et Whalen, 1997; Cho et al., 2004; McGibbon et Krebs, 1999, 2004). L'utilisation d'ANCOVA permet de contrôler les effets d'une ou plusieurs variables et d'enlever l'influence des variables non contrôlées appelées covariables (Ferguson, 1976). Les covariables sont choisies à cause de leur association connue avec une variable dépendante (Tabachnick et Fidell, 1996). Les ANCOVA ont été réalisées avec les variables cliniques, morphologiques, posturales et d'équilibre comme variables dépendantes (32 variables) et l'âge, la taille et le poids étaient les covariables. Ces covariables ont été sélectionnées parce qu'elles sont associées à la maturation et à la croissance physique des sujets, et que la scoliose se développe et progresse lors des poussées de croissance (Dhar et al., 1993; Gross et al., 1983; Nissinen et al., 1993; Soucacos et al., 1998). Ainsi les différences entre les patients scoliotiques progressifs et non progressifs peuvent être attribuables au développement de la maladie et non au processus de maturation des sujets.

Les corrections Benjamini (Benjamini et Hochberg, 1995) ont ensuite été apportées aux valeurs de p. Seules les variables affichant une valeur de p des ANCOVA inférieure à la valeur de p corrigée par la procédure de Benjamini devraient être considérées comme significativement différentes. Suite à l'application de ces corrections sur les valeurs de p des ANCOVA, 7 variables affichèrent des

valeurs de p inférieures aux valeurs corrigées telles qu'indiquées au tableau 3.4. Une seule variable, soit l'angle du bassin mesuré en référence à l'axe médio-latéral dans le plan horizontal, afficha une valeur de p supérieure de 0,016 à la valeur seuil de Benjamini ($p=0,0125$) et fut néanmoins incluse dans le modèle. Cet angle a été conservé puisqu'il permet d'estimer la composante de rotation du bassin scoliotique et a été utilisé à cette fin dans plusieurs études (De La Huerta et al., 1998; Le Blanc et al., 1996; Nault et al., 2002; Zabjek et al., 2001, 2005).

Le tableau 3.4 présente les 8 variables composant le modèle avec réduction ANCOVA, ainsi que les valeurs de F et de p suivant les comparaisons entre les groupes non progressif et progressif. Deux variables cliniques, l'angle de Cobb et l'indice de Risser, les trois composantes du somatotype, une variable posturale et deux variables d'équilibre forment le modèle avec réduction ANCOVA. Cela indique que non seulement les variables cliniques sont nécessaires, mais aussi celles associées à la morphologie, la posture et l'équilibre contribuent à discriminer entre les patientes scoliotiques progressives et non progressives.

Tableau 3.4 : Identification des 8 variables composant le modèle ANCOVA. Valeurs de F et de p suivant les comparaisons entre les groupes non progressif et progressif.

Type	Variable	F	p
Clinique	Cobb	11,2	<0,00001
	Risser	13,3	<0,00001
Morphologie	Endomorphie	17,5	<0,00001
	Mesomorphie	18,2	<0,00001
	Ectomorphie	252,4	<0,00001
Posture	Bassin vs ML (horiz.)	3,0	0,03
Équilibre	Vit COP _{AP}	9,5	0,00001
	Vit COP _{ML}	4,1	0,007

3.5.3 Modèle avec réduction analyse par composantes principales

L'analyse par composantes principales (ACP) a été employée pour réduire les 35 variables provenant du modèle sans réduction (Sharma, 1996) qui ne sont pas corrélées entre-elles (Flury et Riedwyl, 1988; Hamilton, 1992). Comme les composantes principales qui présentent des eigenvaleurs supérieures à 1 peuvent être retenues pour l'analyse des données (Hamilton, 1992; Kaiser, 1960; Sharma, 1996, les deux premières ont été conservées pour les analyses subséquentes et expliquent respectivement 22,0% et 13,1% de la variance totale. Le pourcentage cumulé de variance expliquée attribuable aux deux premières composantes principales représente 35,1% de la variance totale.

Afin d'interpréter les composantes principales, les coordonnées factorielles des variables faisant partie de chacune des deux premières composantes ont été utilisées (Sharma, 1996). Les coordonnées factorielles constituent une mesure de la relation entre la composante principale et la variable (Tabachnick et Fidell, 1996). Les variables associées à des coordonnées factorielles supérieures à 0,70 et inférieures à -0,70 dans les deux premières composantes principales ont été conservées pour réduire le nombre de variables (Sadeghi et al., 2002; Tabachnick et Fidell, 1996; Comrey et Lee, 1992). Les sept variables conservées sont présentées au tableau 3.5. Le modèle compte une variable clinique, soit l'indice de Risser, et six variables de posture, dont trois sont mesurées dans le plan frontal et trois dans le plan sagittal.

Similairement au modèle avec réduction ANCOVA, le modèle avec réduction ACP comporte des variables cliniques et posturales. Parmi les mesures posturales, aucune n'est toutefois mesurée dans le plan horizontal, qui s'avère indicatif de la rotation associée à la courbure scoliothique. De plus, les variables morphologiques ou d'équilibre n'ont pas été retenues par l'ACP. Par contre, il faut se rappeler que les deux premières composantes principales n'expliquent que 35,1% de la variance, ce qui est relativement faible (Tabachnick et Fidell, 1996). La faible taille du groupe d'apprentissage a pu diminuer la fidélité des coefficients de corrélations (Tabachnick et Fidell, 1996). Des tailles d'échantillon de 50 et 100 sujets sont considérées comme très faible et faible, respectivement (Comrey et Lee, 1992).

Tableau 3.5 : Identification des 7 variables composant le modèle avec réduction ACP. Variance totale expliquée (%) et eigenvaleurs pour les deux premières composantes principales (CP1 et CP2). Coordonnées factorielles des variables pour CP1 et CP2.

		CP1	CP2
Variante totale (%)		22,0	13,1
Eigenvalueur		7,701	4,576
Type	Variable	Coord. fact.	Coord. fact.
Clinique	Risser	0,042	-0,741
Posture	Plan frontal:		
	Acromions vs ML	-0,715	-0,447
	Scapulas vs ML	0,758	0,199
	Scapulas-crêtes iliaques	0,777	0,429
	Plan sagittal:		
	Glabella, prot. occ. vs AP	-0,813	-0,266
	C7,tragions vs vertical	0,867	0,297
	C7, S1 vs vertical	-0,726	-0,363

3.5.4 Modèle expert

Le modèle expert a été développé à partir des 35 variables du modèle sans réduction et comprend des variables d'intérêt clinique d'après l'expérience du Dr Charles-Hilaire Rivard, chirurgien orthopédiste de l'hôpital Sainte-Justine. Le principal critère de sélection des variables du modèle expert repose sur le jugement clinique à caractériser et différencier des patients ayant différents stades de progression de la scoliose. L'accessibilité des mesures ainsi que la facilité d'interprétation en milieu clinique par un chirurgien orthopédiste se sont également avérées des critères de sélection des variables du modèle. Il est important de noter que le modèle expert a été développé à l'aveugle des autres modèles, de sorte qu'il soit totalement indépendant de résultats de la modélisation.

Suivant les critères cliniques mentionnés plus haut, 8 variables présentées au tableau 3.6 ont été arbitrairement sélectionnées dans le modèle expert. Le modèle compte deux variables cliniques, soit l'angle de Cobb et l'indice de Risser, qui sont associées au diagnostic et au suivi du développement de la scoliose. Cinq variables de posture font également partie du modèle. Ces mesures ont fait l'objet d'études cliniques portant sur les déformations posturales liées à la scoliose (De La Huerta et al., 1998; Le Blanc et al., 1996; Nault et al., 2002; Zabjek et al., 2001, 2005). Il s'agit des angles des tractions, des scapulas et du bassin mesurés en référence à l'axe médio-latéral dans le plan horizontal. À ces angles s'additionne l'angle des scapulas en référence aux crêtes iliaques mesuré dans les plans frontal et horizontal. Ce paramètre fut proposé par le Dr Charles-Hilaire Rivard, car dans le plan frontal, cette mesure vise à vérifier si le bassin est inclus ou exclu de la scoliose, tandis que dans le plan

horizontal, elle rend compte de la rotation du bassin par rapport aux épaules. Une variable d'équilibre a été retenue dans le modèle. Il s'agit de la vitesse du centre des pressions mesurée en référence à l'axe antéro-postérieur. Cette dernière variable a été utilisée pour expliquer les processus de contrôle de l'équilibre chez des sujets scoliotiques qui se manifeste surtout le long de cet axe (Nault et al., 2002; Simoneau et al., 2006a, 2006b). Encore une fois, ce modèle comprend des variables provenant de sources multiples.

Tableau 3.6 : Identification des 8 variables composant le modèle expert.

Type	Variable
Clinique	Cobb
	Risser
Posture	Plan horizontal:
	Tragion vs ML
	Scapula vs ML
	Bassin vs ML
	Scapula-iliocrystal
Équilibre	Plan frontal:
	Scapula-iliocrystal
	Vit COP_{AP}

3.6 Analyses statistiques

Le premier objectif est de vérifier l'efficacité du modèle développé par Lonstein et Carlson (1984) à dissocier des sujets ayant une scoliose progressive de ceux ayant une scoliose non progressive, et ce, à partir de populations indépendantes. Le modèle de Lonstein et Carlson (1984) sert de référence car il est fréquemment utilisé pour fin de comparaisons avec des modèles permettant de classer les patients comme progressifs ou non progressifs (Ajemba et al., 2005), avec des modèles de

prédiction de probabilité de progression (Peterson et Nachemson, 1995) et de progression réelle de la courbe (Yamauchi et al., 1988). À cette fin, les sujets du groupe d'apprentissage ont été classés à l'aide du modèle de Lonstein et Carlson (1984). La valeur de point de partage utilisée avec tous les tests permettant de classer les sujets scoliotiques comme progressifs ou non progressifs est de 50%. Suivant la classification, les fréquences des sujets ont été présentées dans un tableau de contingence (Annexe 1). Les fréquences observées ont reflété la classification des sujets d'après le critère de progression de la scoliose, soit la prescription d'un corset par un chirurgien orthopédiste. Ces fréquences ont par la suite été utilisées pour calculer l'efficacité, la sensibilité, la spécificité, le taux de faux négatifs et le taux de faux positifs afin de vérifier le résultat de la classification des sujets à l'aide de ce modèle (Annexe 2). L'efficacité correspond au taux de succès de la classification.

Le deuxième objectif est de développer des modèles de classification à partir de variables cliniques et biomécaniques, et de vérifier leur efficacité à dissocier des sujets scoliotiques progressifs et non progressifs. La classification des sujets avec les modèles biomécaniques a été réalisée d'après trois tests statistiques, notamment l'analyse discriminante, la régression logistique et l'analyse par composantes principales.

L'analyse discriminante (AD) effectuant une inclusion des variables par étape (Forward stepwise) a été utilisée afin de regrouper chaque individu dans l'un des groupes prédéfinis (Dillon et Goldstein, 1984). La régression logistique (RL) permet de prédire l'appartenance à un groupe (Tabachnick et Fidell, 1996). Tout comme pour l'AD, la procédure d'inclusion des variables par étape a été utilisée. L'ACP a été

utilisée pour la classification de sujets (Anbarian, 2005; Sadeghi et al., 2002). L'analyse a été basée sur la matrice de corrélation. Cela a permis d'obtenir une solution qui reflète les relations entre les variables, mais non l'unité de mesure (Tabachnick et Fidell, 1996), puisque les variables utilisées dans l'analyse sont mesurées sur des échelles différentes. La classification des sujets comme progressifs ou non progressifs a été réalisée de façon arbitraire suivant la projection des cas sur le plan factoriel (Sharma, 1996).

Une rotation varimax a été utilisée avec les 35 variables provenant du modèle sans réduction. Cette rotation a fait ressortir 9 variables présentant des coordonnées factorielles supérieures à 0,70 ou inférieures à -0,70 dans les deux premières composantes principales. Suivant la rotation des axes, trois variables ont été ajoutées, soient l'âge, la taille et la Vit COP_{AP} , tandis que l'indice de Risser a été retranché. L'efficacité obtenue suivant la classification des sujets réalisée avec l'ACP et ces 9 variables a cependant donné des résultats inférieurs de 9% comparativement à l'efficacité de la classification réalisée avec l'ACP et les 7 variables originales. De plus, aucun résultat ne put être obtenu avec l'AD et la RL avec l'utilisation des 9 variables. L'indice de Risser est un paramètre connu des cliniciens et qui est utilisé pour le suivi de la progression de la scoliose. Ce paramètre fait également partie des trois autres modèles biomécaniques. Son retrait du modèle avec réduction ACP a entraîné une diminution d'efficacité. Compte tenu de ces résultats, les 7 variables du modèle avec réduction ACP sans rotation ont été conservées.

Suivant la classification à l'aide des modèles biomécaniques, les fréquences des sujets ont été présentées dans des tableaux de contingence. Les fréquences

observées correspondent au classement des filles selon qu'elles portent un corset ou non, alors que les fréquences calculées proviennent de l'application des différents modèles. Ces fréquences ont été utilisées pour calculer l'efficacité, la sensibilité, la spécificité, le taux de faux négatifs et le taux de faux positifs pour chacun des modèles. Les modèles ont ensuite été classés d'après leur efficacité. Seuls les modèles qui ont obtenu une efficacité supérieure à 0,80 ont été conservés pour les analyses réalisées dans une étude prospective avec les données du groupe test.

Les fréquences des sujets non progressifs et progressifs ont été comparées entre tous les modèles à l'aide du test Q de Cochran pour groupes dépendants. Pour vérifier si les modèles biomécaniques montrent des différences significatives avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984), les fréquences des sujets non progressifs et progressifs ont été comparées à l'aide du test de McNemar pour groupes dépendants.

Les analyses discriminantes, les régressions logistiques, les tests Q de Cochran et les tests de McNemar ont été calculées à l'aide du logiciel SPSS, version 13.0 (Chicago, IL, É.-U.). Les analyses par composantes principales ont été réalisées avec logiciel STATISTICA, version 6.0 (StatSoft Inc., Tulsa, OK, É.-U.). Le logiciel STATISTICA a été utilisé avec l'ACP puisqu'il permet l'estimation des coordonnées factorielles des chaque cas ainsi que la représentation des cas sur le plan factoriel. Le seuil de signification est de $p \leq 0,05$ pour tous les tests statistiques.

3.7 Étude prospective

Parmi nos 74 sujets, 27 ont été choisis pour composer le groupe test. La durée moyenne de suivi clinique pour ce groupe fut de 7 mois, ce qui constitue une période de temps écoulée entre l'évaluation au laboratoire et la date à laquelle s'est déroulé le dernier examen clinique noté au dossier du patient. Le groupe test est composé de filles dont la scoliose a été jugée comme étant non progressive (n=22) ou progressive (n=5). Le critère de progression de la scoliose est la prescription d'un corset orthopédique pour les patients progressifs, tel que déterminé à la dernière visite médicale. Le tableau 3.7 présente les statistiques descriptives des variables cliniques pour les groupes non progressif et progressif. Vingt-deux sujets âgés entre 7 et 16 ans présentant une scoliose thoracique droite variant entre 5° et 43° lors du diagnostic ont formé le groupe non progressif. Un sujet de ce groupe n'ayant jamais été traité présentait une courbe plus importante que les autres, soit 43° d'angle de Cobb, et montrait un indice de Risser d'une valeur de 3, soit une valeur équivalente au maximum du groupe. Il s'agit donc d'un sujet dont la courbe a évolué de façon assez importante et qui aurait dû être évalué plus tôt. Cinq sujets âgés entre 7 et 15 ans présentant une scoliose thoracique droite variant entre 10° et 28° et à qui un corset a été prescrit ont constitué le groupe progressif après l'évaluation au Laboratoire d'Étude du Mouvement.

Tableau 3.7 : Données descriptives des variables cliniques pour les sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) du groupe test.

Variable	NP (n=22)	P (n=5)	t	p
Cobb (degrés)	13,1 ± 8,2	19,0 ± 7,5	-1,46	NS
Risser	1,0 ± 1,3	0,4 ± 0,9	1,05	NS
Âge (années)	11,9 ± 3,0	12,1 ± 3,4	-0,18	NS
Taille (cm)	148,5 ± 15,1	147,2 ± 18,9	0,16	NS
Poids (kg)	41,6 ± 13,3	37,8 ± 11,4	0,59	NS

Les comparaisons de moyenne à l'aide de tests-t pour groupes indépendants n'affichent aucune différence significative entre les groupes non progressifs et progressifs. Le groupe progressif présente une courbure plus prononcée de 5,9° d'angle de Cobb ainsi qu'une plus faible maturité squelettique de 0,6 point d'indice de Risser comparativement au groupe non progressif. Ceci se traduit par des déformations cliniques légèrement plus importantes ainsi qu'un petit retard dans le développement osseux chez les sujets progressifs. Les groupes non progressif et progressif ne diffèrent pas en termes de maturation (âge) et de gabarit (taille et poids). Les sujets progressifs sont néanmoins plus âgés de 0,2 année, plus petits de 1,3cm et plus légers de 3,8kg par rapport aux sujets progressifs. Bien qu'il y ait de légères différences entre les deux groupes, rien n'indique que la scoliose est à risque de progresser ou non. Des paramètres tels l'angle de Cobb ou l'indice de Risser s'avèrent impuissants.

À ce moment, il n'y avait aucun indice permettant de savoir si la scoliose pouvait ou non progresser. Les patientes ont pris part au même protocole impliquant des mesures cliniques, morphologiques, posturales et d'équilibre qui fut employé avec le groupe d'apprentissage. Parmi les cinq modèles de classification développés à

partir du groupe d'apprentissage, seuls les modèles ayant obtenu une efficacité supérieure à 0,80 lors de la classification des sujets du groupe d'apprentissage ont été conservés pour les analyses réalisées avec les données du groupe test. Ces modèles seront désignés comme étant les modèles-tests. L'efficacité de la classification des sujets ainsi que les comparaisons de fréquences ont été vérifiées suivant les mêmes approches que celles ayant été utilisées avec le groupe d'apprentissage.

Le troisième objectif est d'appliquer les modèles-tests aux sujets du groupe test. Les aires sous les courbes ROC (Receiver Operating Characteristic) ont été utilisées pour vérifier la précision des modèles-tests et de les classer en termes de performance. Les courbes ROC ont été utilisées en recherche biomédicale sur la scoliose pour évaluer les modèles de prédiction (Schwab et al., 2008), ainsi que pour vérifier la précision de tests dans le traitement de la scoliose (Horlocker et al., 2001; Medina et al., 1999). Les analyses ROC vérifient la précision d'un modèle à séparer les cas positifs des négatifs (comme la prédiction de la présence ou l'absence d'une maladie), et les résultats sont indépendants de la prévalence des cas positifs dans la population étudiée. Les modèles tests présentant les aires sous les courbes ROC les plus importantes ont été considérés comme les plus performants. Ces calculs ont été réalisés à l'aide du logiciel SPSS, version 13.0 (Chicago, IL, É.-U.).

Au cours de ce chapitre, le groupe d'apprentissage a été utilisé pour appliquer le modèle de Lonstein et Carlson (1984) afin d'établir un référentiel d'efficacité pour la classification de sujets scoliotiques comme progressifs ou non. Ce groupe a également été employé pour développer quatre modèles basés sur des paramètres biomécaniques. Trois tests statistiques ont été sélectionnés pour classer les sujets à

l'aide des variables composant ces modèles. Les modèles biomécaniques ont ensuite été appliqués avec les sujets du groupe test. L'utilisation des aires sous les courbes ROC a été proposée afin de vérifier la précision des modèles.

CHAPITRE 4

4. RÉSULTATS

Le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a été utilisé avec le groupe d'apprentissage afin de déterminer un référentiel pour classer les patientes scoliotiques comme progressives ou non progressives. Les fréquences obtenues avec cette classification ont été comparées à celles des informations obtenues des dossiers cliniques. Les patientes étaient considérées comme progressives si l'on retrouvait la mention du port d'un corset orthopédique. Les mêmes patientes ont été classées en utilisant les variables des quatre modèles biomécaniques à l'aide de l'AD, la RL et l'ACP. Les fréquences suivant la classification des patientes à l'aide des modèles biomécaniques et du modèle de Lonstein et Carlson (1984) ont par la suite été comparées entre-elles. Cette approche a été répétée avec le groupe test. La précision des modèles prédictifs a ensuite été évaluée avec les aires sous les courbes ROC.

4.1 Efficacité du modèle de Lonstein et Carlson (1984)

Pour vérifier la classification selon Lonstein et Carlson (1984) avec un point de partage établi à 50%, les fréquences des 47 sujets du groupe d'apprentissage sont présentées au tableau 4.1 qui présente un tableau de contingence dont le point de partage établi à 50%. Les fréquences observées reflètent la classification des sujets d'après les informations contenues dans les dossiers cliniques (i.e., la mention du port d'un corset orthopédique par les patients progressifs), alors que les fréquences

calculées proviennent de l'application du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Les résultats obtenus par la méthode de Lonstein et Carlson (1984) montrent une efficacité de 0,89, une sensibilité de 0,92, une spécificité de 0,87, ainsi que des taux de faux négatifs de 0,08 et de faux positifs de 0,13. Ces valeurs serviront en partie de référence à la performance des modèles développés.

Tableau 4.1 : Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, en utilisant le modèle de Lonstein et Carlson (1984) avec un point de partage établi à 50%.

		Observées	
		Progressif (n=24)	Non progressif (n=23)
Calculées	Progressif	22	3
	Non progressif	2	20

4.2 Classification des sujets du groupe d'apprentissage à l'aide des modèles biomécaniques

Cette section vérifie si l'ajout de variables biomécaniques associées à la progression de la scoliose permet de mieux dissocier les sujets ayant une scoliose progressive de ceux ayant une scoliose non progressive. Les modèles biomécaniques avec et sans réduction et expert ont été utilisés pour classer les sujets du groupe d'apprentissage. La classification a été réalisée avec trois tests statistiques, à savoir l'AD, la RL et l'ACP. Les fréquences résultant de la classification des sujets ont été comparées entre tous les modèles.

4.2.1 Modèle sans réduction

La classification réalisée à l'aide des 35 variables du modèle sans réduction est présentée au tableau 4.2. L'AD et l'ACP montrent des fréquences semblables aux fréquences observées. Par contre, l'ACP montre 7 faux positifs et 7 faux négatifs. Le tableau 4.3 présente l'efficacité, la sensibilité, la spécificité, ainsi que les taux de faux négatifs et de faux positifs. On y voit que la RL montre une efficacité de 0,94 et présente globalement les meilleurs résultats. La spécificité (0,91) et les faux positifs (0,09) sont semblables pour l'AD et la RL.

Tableau 4.2 : Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 35 variables du modèle sans réduction.

		Observées	
		Progressif (n=24)	Non progressif (n=23)
AD Calculées	Progressif	22	2
	Non progressif	2	21
RL Calculées	Progressif	23	2
	Non progressif	1	21
ACP Calculées	Progressif	17	7
	Non progressif	7	16

Tableau 4.3 : Efficience, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 35 variables du modèle sans réduction.

	AD	RL	ACP
Efficience	0,91	0,94	0,70
Sensibilité	0,92	0,96	0,71
Spécificité	0,91	0,91	0,70
Faux négatifs	0,08	0,04	0,29
Faux positifs	0,09	0,09	0,30

Pour visualiser la répartition des sujets et déterminer leur classement, l'ACP a été utilisée. L'ACP permet de calculer les coordonnées factorielles et de positionner chacun des cas par rapport aux axes factoriels. La figure 4.1 présente la projection des cas réalisée à l'aide des deux premières composantes principales (facteurs), car elles montrent des eigenvaleurs supérieures à 1 (Kaiser, 1960; Sharma, 1996). La première composante compte pour 22,0% de la variance totale, tandis que les deux premières composantes en représentent 35,1%. L'axe séparant les deux groupes a été orienté arbitrairement à partir de l'origine du système d'axe factoriel, afin d'obtenir la meilleure efficience. Les trois tests statistiques classent invariablement un sujet comme faux positif et un autre comme faux négatif.

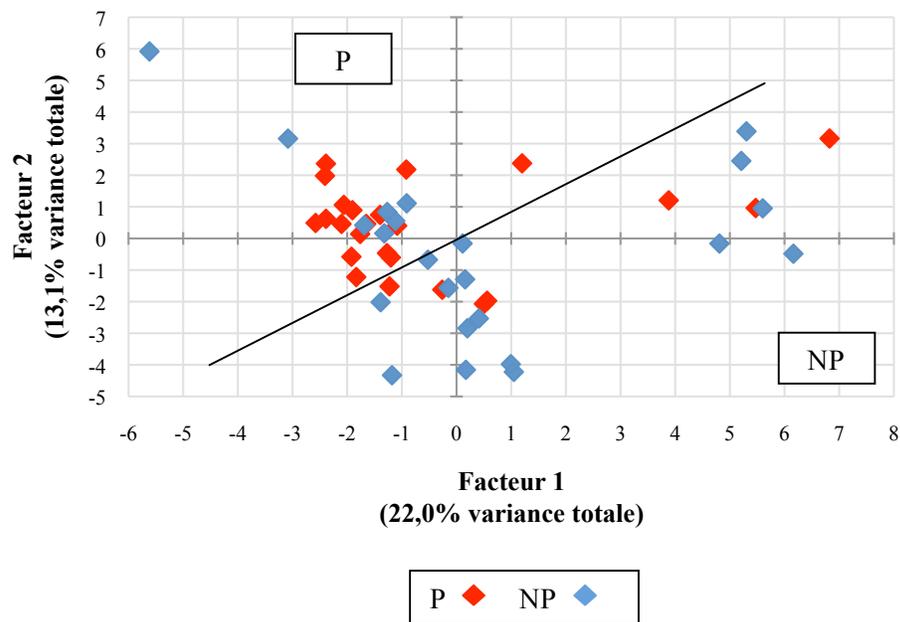


Figure 4.1 : Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 35 variables du modèle sans réduction. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.

4.2.2 Modèle avec réduction ANCOVA

Le modèle avec réduction ANCOVA est composé de 8 variables ayant affiché des différences significatives suivant les comparaisons entre les groupes progressif et non progressif. Les variables radiologiques sont l'angle de Cobb et l'indice de Risser. Les variables morphologiques incluent les trois composantes du somatotype (endomorphie, mesomorphie et ectomorphie). L'angle du bassin en référence à l'axe médio-latéral mesuré dans le plan transverse constitue la seule variable de posture. Les vitesses du centre des pressions en référence aux axes antéro-postérieur et médio-latéral représentent les variables d'équilibre incluses dans le modèle.

Avec ces 8 variables, on a testé la performance de l'AD, la RL et l'ACP. Les résultats sont présentés au tableau 4.4. L'AD et la RL montrent tous les deux 23 sujets progressifs et 24 non progressifs. L'ACP montre 6 faux positifs et 9 faux négatifs, tandis que l'AD et la RL affichent 2 faux positifs et 3 faux négatifs. Le tableau 4.5 présente l'efficacité, la sensibilité, la spécificité, ainsi que les taux de faux négatifs et de faux positifs. L'AD et la RL montrent la meilleure efficacité (0,89) et exposent des résultats identiques.

Tableau 4.4 : Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle avec réduction ANCOVA.

		Observées	
		Progressif (n=24)	Non progressif (n=23)
AD Calculées	Progressif	21	2
	Non progressif	3	21
RL Calculées	Progressif	21	2
	Non progressif	3	21
ACP Calculées	Progressif	15	6
	Non progressif	9	17

Tableau 4.5 : Efficacité, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle avec réduction ANCOVA.

	AD	RL	ACP
Efficacité	0,89	0,89	0,68
Sensibilité	0,88	0,88	0,63
Spécificité	0,91	0,91	0,74
Faux négatifs	0,13	0,13	0,38
Faux positifs	0,09	0,09	0,26

Pour visualiser la répartition des sujets, la figure 4.2 présente la projection des cas à l'aide de l'ACP. La première composante compte pour 29,7% de la variance totale, tandis que les deux premières composantes en représentent 56,5%. Les trois tests statistiques classent constamment un sujet comme faux positif et deux autres sujets comme faux négatifs.

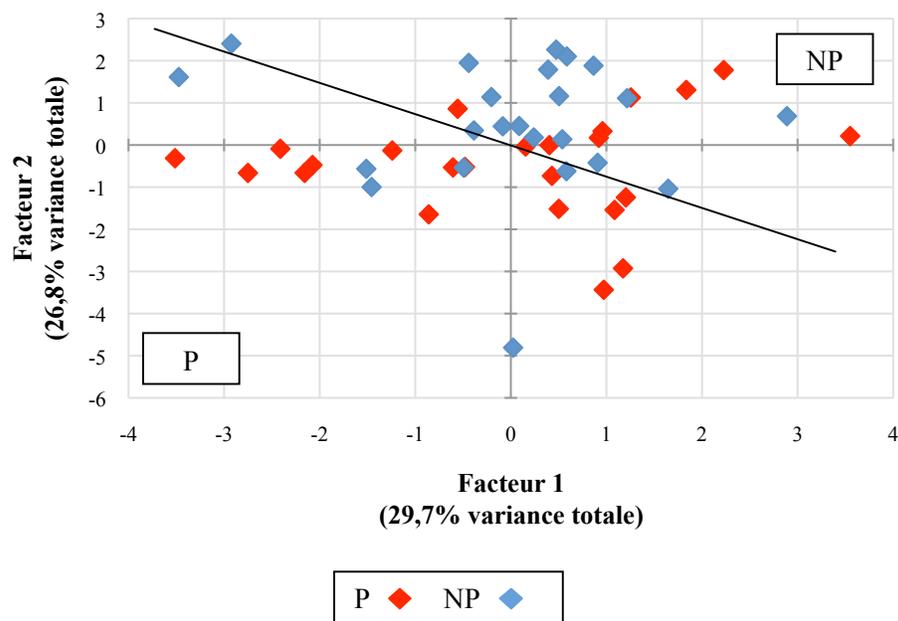


Figure 4.2 : Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 8 variables du modèle avec réduction ANCOVA. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.

4.2.3 Modèle avec réduction ACP

Ce modèle est composé de 7 variables associées à des coordonnées factorielles supérieures à 0,70 et inférieures à -0,70 dans les deux premières composantes principales lors du développement du modèle. L'indice de Risser constitue la seule variable radiologique. Six variables de posture sont incluses dans le modèle. Dans le

plan frontal, il s'agit des angles des acromions et des scapulas en référence à l'axe médio-latéral, ainsi que l'angle des scapulas mesuré en référence aux crêtes iliaques (en valeur absolue). Dans le plan sagittal, il s'agit de l'angle reliant la glabella et la protubérance occipitale mesuré en référence à l'axe antéro-postérieur, ainsi que les angles reliant C7 aux tragions et C7 à S1 mesurés en référence à la verticale.

La classification avec le modèle avec réduction ACP est présentée au tableau 4.6. L'AD et la RL montrent des résultats semblables, soit 27 sujets progressifs et 20 non progressifs. Les trois tests statistiques affichent 7 faux négatifs. La RL et l'ACP présentent 7 faux positifs, tandis que l'AD en montre 6. Le tableau 4.7 montre que L'AD présente la meilleure efficacité (0,72). Les trois tests statistiques affichent une sensibilité de 0,71 ainsi qu'un taux de faux négatifs de 0,29.

Tableau 4.6 : Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 7 variables du modèle avec réduction ACP.

		Observées	
		Progressif (n=24)	Non progressif (n=23)
AD Calculées	Progressif	17	6
	Non progressif	7	17
RL Calculées	Progressif	17	7
	Non progressif	7	16
ACP Calculées	Progressif	17	7
	Non progressif	7	16

Tableau 4.7 : Efficience, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 7 variables du modèle avec réduction ACP.

	AD	RL	ACP
Efficience	0,72	0,70	0,70
Sensibilité	0,71	0,71	0,71
Spécificité	0,74	0,70	0,70
Faux négatifs	0,29	0,29	0,29
Faux positifs	0,26	0,30	0,30

Lorsqu'on visualise la répartition des sujets à l'aide de l'ACP (figure 4.3), la première composante compte pour 66,4% de la variance totale, tandis que les deux premières composantes en représentent 81,3%. Les trois tests statistiques classent invariablement 5 sujets comme faux positifs et 3 autres sujets comme faux négatifs.

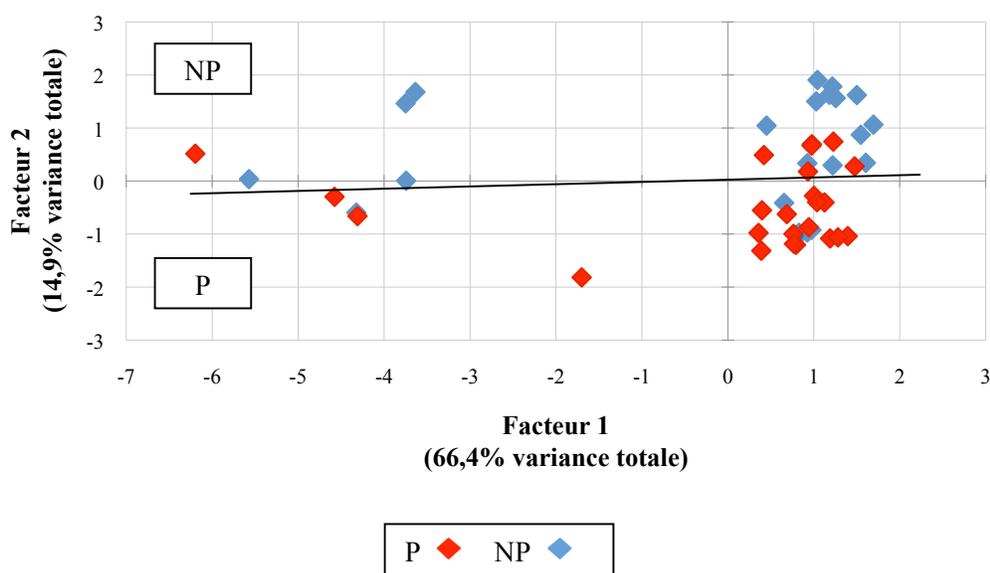


Figure 4.3 : Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 7 variables du modèle avec réduction ACP. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.

4.2.4 Modèle expert

Ce modèle est composé de 8 variables. Deux variables sont cliniques, soit l'angle de Cobb et l'indice de Risser, cinq variables concernent la posture (angles des tractions, des scapulas et du bassin mesurés en référence à l'axe médio-latéral dans le plan horizontal, l'angle des scapulas en référence aux crêtes iliaques mesuré dans les plans frontal et horizontal) et finalement, une variable d'équilibre qui est la vitesse du centre des pressions mesurée en référence à l'axe antéro-postérieur.

Avec ce modèle expert, la classification des sujets apparaît au tableau 4.8. L'AD et la RL montrent 2 faux positifs, tandis que l'ACP en affiche 7. La RL présente 3 faux négatifs, tandis que l'AD et l'ACP en exposent 4. Les trois tests statistiques classent invariablement deux sujets comme faux positifs et un autre comme faux négatif.

Tableau 4.8 : Tableau de contingence suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle expert.

		Observées	
		Progressif (n=24)	Non progressif (n=23)
AD Calculées	Progressif	20	2
	Non progressif	4	21
RL Calculées	Progressif	21	2
	Non progressif	3	21
ACP Calculées	Progressif	20	7
	Non progressif	4	16

Le tableau 4.9 présente l'efficacité, la sensibilité, la spécificité, ainsi que les taux de faux négatifs et de faux positifs. La RL montre une efficacité de 0,89 et

expose globalement les meilleurs résultats. L'AD suit avec une efficacité de 0,87 et des résultats égaux ou moins bons de l'ordre de 0,04 comparativement à ceux de la RL. La spécificité (0,91) et les faux positifs (0,09) sont semblables pour l'AD et la RL. L'ACP présente une efficacité de 0,77 et des résultats égaux ou moins bons de 0,04 ou 0,22 comparativement à ceux des deux autres tests statistiques.

Tableau 4.9 : Efficacité, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 47 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD), la régression logistique (RL) et l'analyse par composantes principales (ACP), en utilisant les 8 variables du modèle expert.

	AD	RL	ACP
Efficacité	0,87	0,89	0,77
Sensibilité	0,83	0,88	0,83
Spécificité	0,91	0,91	0,70
Faux négatifs	0,17	0,13	0,17
Faux positifs	0,09	0,09	0,30

La figure 4.4 présente la projection des cas à l'aide des deux premières composantes de l'ACP. La première composante compte pour 29,7% de la variance totale, tandis que les deux premières composantes en représentent 47,9%. L'ACP a correctement classé 20 sujets comme progressifs et 16 sujets comme non progressifs. Deux faux positifs et un faux négatif sont communs aux trois tests statistiques.

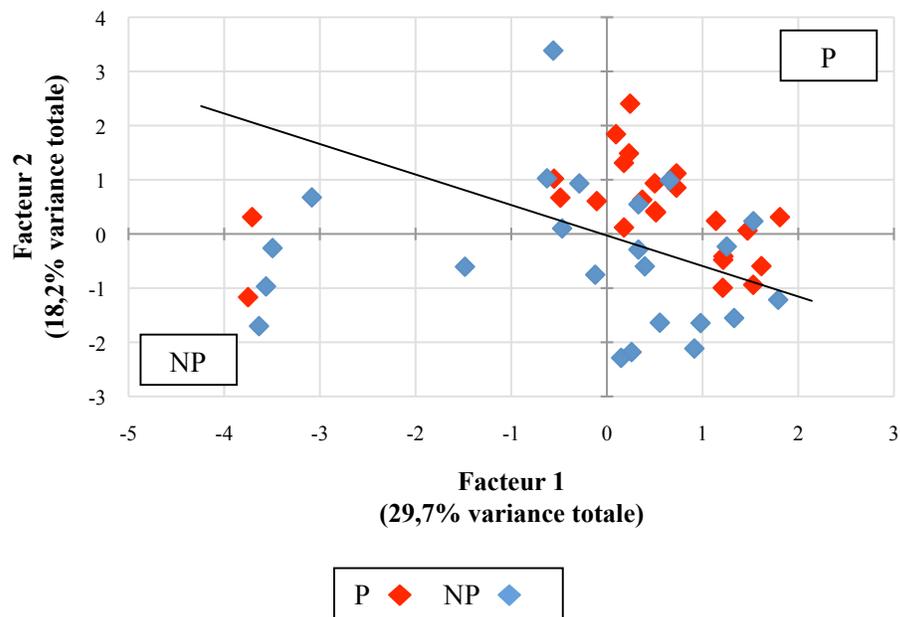


Figure 4.4 : Projection des cas suivant la classification de 47 sujets à l'aide de l'analyse par composantes principales, en utilisant les 8 variables du modèle expert. P : Sujets progressifs ; NP : Sujets non progressifs.

Les sujets du groupe d'apprentissage ont été classés comme progressifs ou non à l'aide des modèles biomécaniques. Seuls les modèles qui ont obtenu une efficacité supérieure à 0,80 seront conservés pour les analyses réalisées dans une étude prospective avec les données du groupe test.

4.3 Comparaison de l'efficacité des modèles de classification avec le groupe d'apprentissage

On compare ici l'efficacité des modèles biomécaniques où l'efficacité a été $>0,80$ avec celle du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Comme on le voit à la figure 4.5, les efficacités s'étalent entre 0,87 et 0,94. La plus élevée est obtenue en

utilisant la RL avec les données du modèle sans réduction (0,94). La seconde efficacité en importance est affichée par l'AD aussi avec les données du modèle sans réduction (0,91). Suivent l'AD et la RL avec les données du modèle avec réduction ANCOVA, la RL avec les données du modèle expert et le modèle de Lonstein et Carlson (1984) avec une efficacité de 0,89. Vient ensuite l'AD avec les données du modèle expert (0,87).

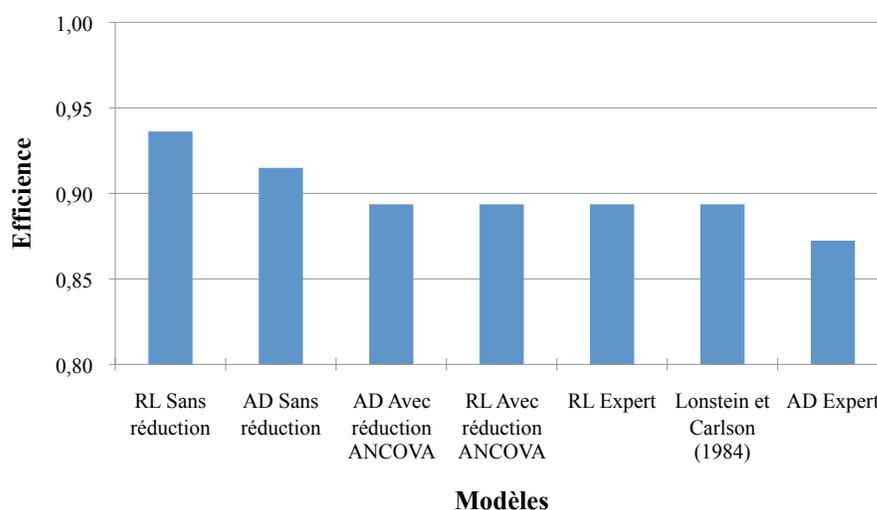


Figure 4.5 : Modèles ayant obtenus une efficacité $>0,80$. Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL).

Le tableau 4.10 présente la comparaison des résultats des sujets non progressifs et progressifs entre tous les modèles. La valeur d'efficacité de 0,80 a été choisie puisqu'elle correspond au taux de succès minimal utilisé par plusieurs études portant sur la classification de sujets scoliotiques (Ajemba et al., 2005; LeBlanc et al., 1998; Yamashita et al., 2001). Le test Q de Cochran pour groupes dépendants a été utilisé. Le test n'affiche pas de différence significative ($p=0,91$). Ceci implique que

les fréquences suivant la classification des sujets sont relativement semblables entre les treize modèles testés. La comparaison entre les fréquences des modèles biomécaniques et celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) a été réalisée à l'aide du test de McNemar pour groupes dépendants. Aucune des fréquences des modèles biomécaniques n'a montré de différence significative avec celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) ($p \geq 0,25$).

Tableau 4.10 : Comparaison des fréquences des sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) entre tous les modèles à l'aide du test Q de Cochran. Comparaison entre les fréquences des modèles biomécaniques et celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) à l'aide du test de McNemar (p). Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL) ; Analyse par composantes principales (ACP).

Modèles	Cochran Q		McNemar
	NP	P	p
AD Sans réduction	23	24	1,00
RL Sans réduction	22	25	1,00
ACP Sans réduction	23	24	1,00
AD Réduction ANCOVA	24	23	0,50
RL Réduction ANCOVA	24	23	0,50
ACP Réduction ANCOVA	26	21	0,42
AD Réduction ACP	24	23	0,75
RL Réduction ACP	23	24	1,00
ACP Réduction ACP	23	24	1,00
AD Expert	25	22	0,25
RL Expert	24	23	0,50
ACP Expert	20	27	0,75
Lonstein et Carlson (1984)	22	25	—

4.4 Vérification de l'efficacité et de la précision des modèles-tests

Seuls les modèles-tests ayant obtenus une efficacité supérieure à 0,80 lors de la classification des sujets du groupe d'apprentissage ont été utilisés. Ici, aucun résultat ne sera rapporté pour le modèle avec réduction ANCOVA, puisque l'AD et la

RL n'ont pu être réalisées sur les données test due à la faible taille de l'échantillon. La précision des modèles-tests a été vérifiée à l'aide de courbes ROC. Les modèles-tests présentant les aires sous les courbes ROC les plus importantes ont été considérés comme les plus précis.

Au tableau 4.11, la RL utilisée avec le modèle expert et le modèle de Lonstein et Carlson (1984) montrent des fréquences semblables aux fréquences observées, soit 5 sujets progressifs et 22 non progressifs. L'AD utilisée avec les modèles sans réduction et expert ainsi que le modèle de Lonstein et Carlson (1984) affichent 3 faux positifs. La RL utilisée avec les modèles sans réduction et expert présentent 2 faux négatifs.

Au tableau 4.12, on voit que l'AD et la RL utilisées avec le modèle sans réduction montrent une efficacité de 0,89. L'AD utilisée avec le modèle sans réduction affiche une sensibilité de 1,00 et des faux négatifs de 0,00. La RL utilisée avec le modèle sans réduction expose une spécificité de 0,95 et des faux positifs de 0,05. Le modèle de Lonstein et Carlson (1984) présente une efficacité de 0,78 et des résultats égaux ou moins bons de l'ordre de 0,05 à 0,60 comparativement à ceux des autres tests statistiques. Un sujet est classé comme faux positif par tous les modèles-tests à l'exception du modèle de Lonstein et Carlson (1984).

Tableau 4.11 : Tableau de contingence suivant la classification de 27 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD) et la régression logistique (RL), en utilisant les variables des modèles sans réduction et expert, ainsi que d'après le modèle de Lonstein et Carlson (1984).

		Observées	
		Progressif (n=5)	Non progressif (n=22)
AD Base Calculées	Progressif	5	3
	Non progressif	0	19
RL Base Calculées	Progressif	3	1
	Non progressif	2	21
AD Expert Calculées	Progressif	4	3
	Non progressif	1	19
RL Expert Calculées	Progressif	3	2
	Non progressif	2	20
Lonstein et Carlson (1984) Calculées	Progressif	2	3
	Non progressif	3	19

Tableau 4.12 : Efficience, sensibilité, spécificité, taux de faux négatifs et de faux positifs suivant la classification de 27 sujets, d'après l'analyse discriminante (AD) et la régression logistique (RL), en utilisant les variables des modèles sans réduction et expert, ainsi que d'après le modèle de Lonstein et Carlson (1984).

	Sans réduction		Expert		Lonstein et Carlson (1984)
	AD	RL	AD	RL	
Efficience	0,89	0,89	0,85	0,85	0,78
Sensibilité	1,00	0,60	0,80	0,60	0,40
Spécificité	0,86	0,95	0,86	0,91	0,86
Faux négatifs	0,00	0,40	0,20	0,40	0,60
Faux positifs	0,14	0,05	0,14	0,09	0,14

À la figure 4.6, on présente une comparaison des efficacités obtenues en utilisant les populations des groupes d'apprentissage et test. L'efficacité de la classification des sujets test est légèrement moindre en moyenne de 6% que pour le

groupe d'apprentissage. L'efficacité la plus élevée est obtenue en utilisant l'AD et la RL avec le modèle sans réduction (0,89). La seconde efficacité en importance est affichée par l'AD et la RL avec les données du modèle expert (0,85). Suit le modèle de Lonstein et Carlson (1984) avec une efficacité de 0,78. La diminution la plus marquée est observée avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984), avec une baisse de 15%, tandis que la plus faible, soit 2% est notée pour l'AD utilisée avec le modèle expert.

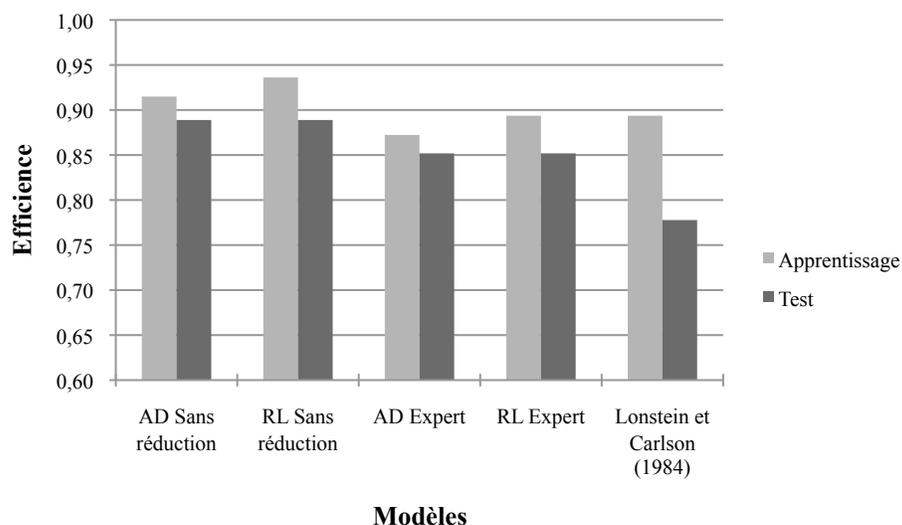


Figure 4.6 : Comparaison des efficacités obtenues en utilisant les populations des groupes d'apprentissage et test. Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL).

Le tableau 4.13 présente la classification des sujets selon tous les modèles-tests à l'aide du test Q de Cochran pour groupes dépendants. Le test n'affiche pas de différence statistiquement significative ($p=0,39$). La différence entre les résultats des modèles-tests biomécaniques et celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) a été réalisée à l'aide du test de McNemar pour groupes dépendants. Aucune des

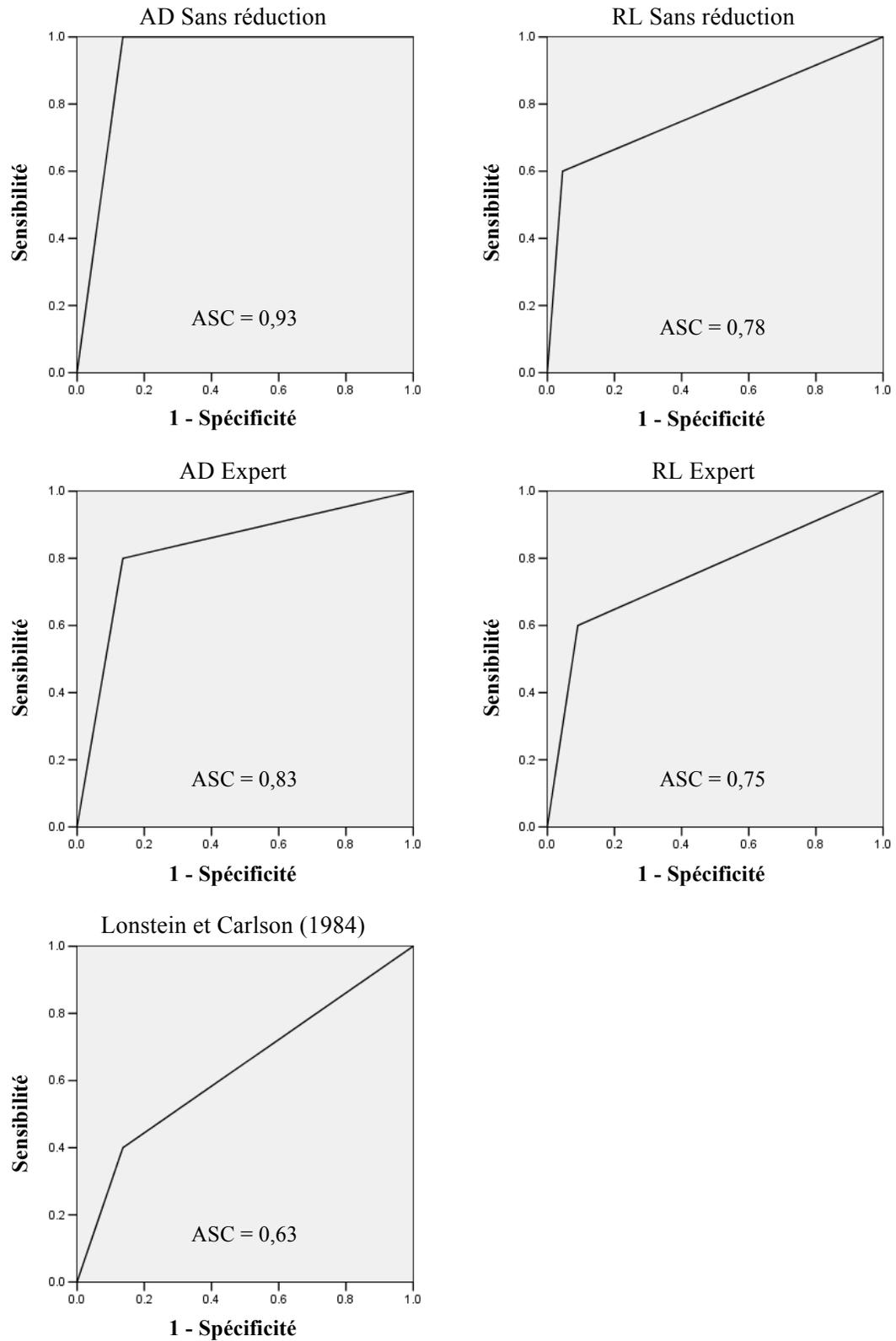
fréquences des modèles-tests biomécaniques n'a montré de différence statistiquement significative avec celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) ($p \geq 0,51$).

Tableau 4.13 : Comparaison des fréquences des sujets non progressifs (NP) et progressifs (P) entre tous les modèles-tests à l'aide du test Q de Cochran. Comparaison entre les fréquences des modèles-tests biomécaniques et celles du modèle de Lonstein et Carlson (1984) à l'aide du test de McNemar (p). Analyse discriminante (AD) ; Régression logistique (RL).

Modèles	Cochran Q		McNemar
	NP	P	p
AD Sans réduction	19	8	0,51
RL Sans réduction	23	4	1,00
AD Expert	20	7	0,73
RL Expert	22	5	1,00
Lonstein et Carlson (1984)	22	5	—

Pour vérifier la précision des modèles-tests, les aires sous les courbes ROC ont été calculées (figure 4.7). Les aires sous les courbes ROC s'étalent entre 0,63 et 0,93. L'AD utilisée avec les modèles sans réduction et expert présente les plus grandes aires sous les courbes avec des valeurs de 0,93 et 0,83, respectivement. Suivent la RL utilisée avec les modèles sans réduction et expert avec des valeurs de 0,78 et 0,75, respectivement. Vient ensuite le modèle de Lonstein et Carlson (1984) avec une aire sous la courbe de 0,63.

Figure 4.7 : Aires sous les courbes ROC (ASC) pour les modèles-tests retenus et le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Analyse discriminante (AD); Régression logistique (RL).



La classification des sujets du groupe d'apprentissage avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a montré une efficacité de 0,89. Les mêmes sujets ont été classés à l'aide des modèles biomécaniques. Les efficacités se sont étalées entre 0,87 et 0,94. L'efficacité la plus élevée fut obtenue en utilisant la RL avec les données du modèle sans réduction. Les comparaisons de fréquences suivant la classification des sujets à l'aide des modèles-tests biomécaniques et du modèle de Lonstein et Carlson (1984) n'ont démontré aucune différence significative. Les sujets du groupe test ont ensuite été classés à l'aide des modèles-tests biomécaniques et du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Les efficacités se sont étalées entre 0,78 et 0,89. L'efficacité la plus élevée fut obtenue en utilisant l'AD et la RL avec le modèle sans réduction, tandis que la plus faible fut obtenue avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Les comparaisons de fréquences n'ont démontré aucune différence statistiquement significative. Les aires sous les courbes ROC ont été calculées sur ces résultats afin de vérifier la précision des modèles-tests. Les aires sous les courbes ROC se sont étalées entre 0,63 et 0,93. La plus grande aire sous la courbe ROC fut obtenue avec l'AD utilisée avec le modèle sans réduction, tandis que la plus faible fut obtenue avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984).

CHAPITRE 5

5. DISCUSSION

Ce chapitre traitera d'abord des caractéristiques cliniques, morphologiques, posturales et d'équilibre permettant de différencier des patientes scoliotiques dont la courbe risque de progresser de celles dont la déviation est stabilisée. Cela sera suivi par l'utilisation du modèle de Lonstein et Carlson (1984) pour estimer des valeurs d'efficacité de prédiction auxquelles seront comparés les modèles biomécaniques développés dans cette thèse. Les modèles biomécaniques affichant les meilleures efficacités seront alors appliqués avec un groupe indépendant de patientes. L'exactitude de ces derniers modèles sera par la suite testée et classée au moyen de l'aire sous les courbes ROC. Ce chapitre se terminera par les limites à ce travail et des suggestions de recherches futures.

5.1 Caractéristiques des sujets progressifs et non progressifs

Des comparaisons entre des sujets scoliotiques progressifs et non progressifs ont déjà été réalisées. Cependant, dans ces études, le type de mesure servait de moyen de comparaison. Par exemple, LeBlanc et al. (1998) ont décrit des différences morphologiques, tandis que Sahlstrand et Lidström (1980) se sont servis de paramètres associés à l'équilibre. Les comparaisons présentées ici sont uniques car quatre types de mesures ont été effectuées sur deux groupes de patientes dont la scoliose est demeurée stable ou a progressée. À titre d'introduction à ce chapitre, il

apparaît utile de discuter de l'ensemble des types de mesures réalisées sur une population comptant à la fois des patientes scoliotiques progressives et non progressives. Cette étude utilise pour la première fois un ensemble de 35 paramètres provenant de divers types de données biomécaniques regroupés en paramètres cliniques, morphologiques, posturaux et d'équilibre pour caractériser des patientes scoliotiques comme progressives ou non. Les paramètres montrant des différences statistiquement significatives entre les sujets progressifs et non progressifs suivant les comparaisons à l'aide d'ANCOVA ont été présentés au tableau 3.4 dans la partie Méthode. Nos observations font ressortir la pertinence de certains paramètres, tel l'alignement des scapulas en référence à l'axe médio-latéral dans les plans frontal et horizontal, pour décrire les sujets progressifs et stables. Les divers types de paramètres apportent une appréciation globale des effets de la scoliose comparativement aux études répertoriées dans la littérature (Adler et al., 1986; LeBlanc et al., 1998) qui se sont focalisées sur une seule catégorie et avec un nombre restreint de mesures. Bien que certains paramètres, tels l'angle de Cobb et l'indice de Risser, aient été largement associés avec le développement des déformations scoliotiques, d'autres, comme les mesures d'équilibre, ont moins été considérées dans la progression de la maladie.

Les mesures cliniques présentées au tableau 3.4 permettent d'observer que l'angle de Cobb est significativement plus élevé chez les patientes dont la scoliose est progressive par comparaison aux filles dont la courbe est stable. La sévérité des déformations des patientes non progressives est comparable à celle des sujets de l'étude de LeBlanc et al. (1998) qui présentent des courbes modérées et sous

observation d'une moyenne de 20° d'angle de Cobb, par rapport à notre étude où les patientes affichent une moyenne de 21°. L'amplitude des déformations des patientes progressives est similaire à celle relevée par Willner (1984) pour des sujets auxquels un corset a été prescrit, soient des moyennes variant entre 27° et 30° d'angle de Cobb dépendamment du type de courbe, comparativement à une moyenne de 33° dans ce travail. Il est à noter que l'écart de 10° d'angle de Cobb entre les deux groupes de patientes de la présente étude est plus faible en comparaison à l'écart entre les groupes progressifs et non progressifs présentés par LeBlanc et al. (1998), dont l'écart s'élève à près de 30°. L'utilisation de groupes de sujets ayant des niveaux de développement de la scoliose relativement similaires s'avère utile face à la problématique clinique liée à l'identification des cas à risque de progresser. Cela tient du fait que les patientes évaluées en début de suivi clinique présentent habituellement des déformations allant de faibles à modérées et que la divergence de sévérité de la courbe entre des sujets stables et progressifs est habituellement faible. L'utilisation de groupes relativement homogènes en termes de sévérité de la courbe s'avère probablement plus pertinente en relation à l'identification clinique de sujets à risque de progresser. D'autres facteurs cliniques ont également permis de caractériser la progression scoliotique.

L'indice de Risser est significativement plus faible chez les sujets dont la scoliose est progressive (tableau 3.4). Bien que les sujets des deux groupes de notre étude aient sensiblement le même âge, la maturité squelettique s'avère plus faible pour les sujets progressifs. Cette observation pourrait avoir un impact sur les modèles de prédiction qui sont basés sur un petit nombre de paramètres cliniques, tel le

modèle de Lonstein et Carlson (1984). La présence d'un écart en termes de maturité squelettique devrait favoriser la différenciation des sujets progressifs et non progressifs. Le risque de progression de la courbe scoliothique est en fait relié au potentiel de croissance de la colonne vertébrale (Weinstein, 1994) qui subit une perte de stabilité mécanique liée à des malformations aux corps vertébraux et aux côtes (Veldhuizen et al., 2000). Ce paramètre a été mis en évidence dans d'autres études (Miller, 1999; Rogala et al., 1978; Sanders et al., 2007, 2008) qui spécifient que le risque de progression est plus élevé chez les patients présentant une faible maturité squelettique. À partir de ces constatations, des liens peuvent être établis entre la maturité squelettique et la morphologie des sujets scoliothiques.

Les patientes progressives sont associées à des composantes d'endomorphie, de mésomorphie et d'ectomorphie significativement plus importantes comparativement aux patientes non progressives (tableau 3.4). Les différences entre les deux groupes pour la composante d'ectomorphie pourraient être attribuées à un déficit du développement physique chez les sujets progressifs qui serait associé à des retards de la poussée de croissance (Roche et al., 1975; Tanner, 1962) et du développement osseux (Drummond et Rogala, 1980). LeBlanc et al. (1997) soulignent l'utilité du somatotype comme facteur prédictif pour l'identification de patients scoliothiques à risque de progression. Ainsi, de faibles développements osseux et musculaires, menant à une constitution musculo-squelettique moins robuste, pourraient être liés à la progression de la scoliose idiopathique.

Les mesures de posture permettent de faire ressortir des différences au niveau de l'alignement segmentaire entre les patientes progressives et non progressives.

Dans le plan horizontal, les ANCOVA ont fait ressortir une rotation du bassin significativement plus importante dans le sens horaire pour les sujets progressifs (tableau 3.4). Ce phénomène a aussi été observé par De La Huerta et al. (1998) lors de comparaisons entre des sujets scoliotiques et sains. La rotation des segments dans le plan horizontal peut être expliquée par des adaptations posturales associées aux déformations tridimensionnelles de la scoliose (Adam et al., 2008; Perdriolle et al., 2001; Poncet et al., 2001). L'un des traits constants d'une scoliose est la rotation axiale des vertèbres impliquées dans la courbe (Bunnell, 1984). Dubousset (1994) suggère qu'une déformation vertébrale causant une flexion latérale de la colonne produit automatiquement un effet de rotation des vertèbres. La rotation des segments dans le plan horizontal est donc liée à la déviation latérale de la colonne et constitue un signe précurseur menant au développement de la scoliose idiopathique (Weinstein, 1994). Le phénomène de rotation des segments peut également être attribuable à la dislocation rotatoire des vertèbres de la colonne scoliotique (Dubousset, 1994; Duval-Beaupère et Dubousset, 1972). La dislocation rotatoire entraîne que les deux vertèbres et disques intervertébraux localisés à la jonction de deux courbes qui effectuent des rotations en sens opposés exercent un effet de cisaillement sur la colonne vertébrale. Un phénomène de torsion rotatoire a aussi été rapporté par Perdriolle et Vidal (1981, 1985) comme étant pronostique de la progression de la scoliose. Les mesures posturales laissent voir que la scoliose est associée à un désalignement du bassin qui est plus marqué chez les patientes à risque de progresser en comparaison à celles qui sont susceptibles de se stabiliser.

Les ANCOVA ont fait ressortir des différences statistiquement significatives pour les Vit COP_{AP} et Vit COP_{ML} (tableau 3.4). Les patientes progressives démontrent des vitesses de déplacement du centre de pression plus élevées en comparaison aux non progressives. Une augmentation de la vitesse du centre de pression est associée à un équilibre postural plus précaire (Lidström et al., 1988). Des déficits à la structure et au fonctionnement des systèmes périphériques ainsi que des interférences avec les mécanismes neuraux permettant l'acheminement des afférences sensorielles pourraient expliquer l'instabilité des sujets scoliotiques (Simoneau et al., 2006a, 2006b) et contribuer à l'augmentation des vitesses de déplacement du centre de pression. Ainsi, les mesures d'équilibre indiquent que le contrôle postural des patientes à risque de progresser ne présente pas les mêmes caractéristiques que celui des patientes susceptibles de se stabiliser. L'ajout des mesures d'équilibre, telles les vitesses de déplacement du centre de pression antéro-postérieure et médio-latérale, a permis d'établir de nouveaux paramètres en relation à la progression de la scoliose idiopathique.

La présence de dissemblances entre les sujets scoliotiques progressifs et non progressifs pour les mesures morphologiques, posturales et d'équilibre permet de supposer que ces types de paramètres peuvent dissocier des patients ayant différents niveaux de progression de la maladie. Des divergences entre les deux groupes sont observées pour les quatre catégories de mesures et également pour certains des paramètres pris individuellement. Bien que la morphologie, la posture et l'équilibre soient des facteurs associés au développement de la scoliose, ils demeurent encore exclus dans l'évaluation de la progression scoliotique. L'incorporation de ces

paramètres serait susceptible d'améliorer la différenciation de patients dont la courbe scoliothique risque de progresser de ceux dont la déviation risque de se stabiliser. Par exemple, Vardaxis et al. (1998) ainsi que Watelain et al. (2000) ont démontré que l'utilisation de plusieurs paramètres permettait de classer les patrons de marche, ce qui ne pouvait pas se faire avec l'utilisation d'un seul paramètre.

Sur la base de ces éléments, l'objectif général de cette thèse est de tester si l'ajout d'un ensemble de variables biomécaniques provenant de différentes catégories de données, telles des variables morphologiques, posturales et d'équilibre aux données cliniques, permet d'améliorer l'efficacité de la dissociation entre des sujets ayant une scoliose progressive et ceux ayant une scoliose non progressive.

5.2 Vérification du Modèle de Lonstein et Carlson (1984)

Le premier objectif de cette thèse était de vérifier l'efficacité du modèle développé par Lonstein et Carlson (1984) à dissocier des sujets ayant une scoliose progressive de ceux ayant une scoliose non progressive, et ce, à partir de populations indépendantes. Ce modèle est composé de trois paramètres associés à de fortes corrélations avec la progression de la scoliose, soient l'angle de Cobb, l'indice de Risser et l'âge chronologique du patient. Ce modèle ne procure pas la classification d'un individu comme progressif ou non, mais estime la probabilité de progression. Les paramètres qu'il contient offrent comme avantages d'être connus par la majorité des spécialistes traitant des patients scoliothiques et de faire partie intégrante du dépistage et du suivi de la maladie (Bunnell, 1986; Karol et al., 1993; Miller, 1999; Reamy et Slakey, 2001; Weinstein, 1994). La portée de ce travail est cependant limité

par le fait que la courbe du graphique qui permet d'estimer l'incidence de progression fut calculée à partir de courbures scoliotiques se situant entre 20° et 29° d'angle de Cobb. De plus, un grand nombre de patients a servi à établir une incidence de progression faible, tandis qu'un petit nombre de patients a été utilisé pour calculer une incidence de progression élevée. Bien que les auteurs spécifient que l'estimation de l'incidence de progression est réalisée que dans le but de guider la famille des patients quant à la probabilité de progression, ce modèle a été cité par diverses études pour des fins de comparaisons méthodologiques pour le calcul de la probabilité de progression de la courbe (Peterson et Nachemson, 1995).

Les données des sujets du groupe d'apprentissage ont été utilisées afin de sélectionner une valeur de point de partage permettant d'établir si un cas donné doit être considéré comme progressif ou non. L'adoption d'un point de partage d'une valeur de 50% a l'avantage d'être neutre par rapport à la sensibilité et la spécificité du test et du fait, aucun des taux de faux positifs ou de faux négatifs n'est avantage au détriment de l'autre (Grenier, 1990). Ainsi, suivant l'estimation de l'incidence de progression à l'aide du modèle de Lonstein et Carlson (1984), un individu fut classé comme progressif pour les valeurs d'incidence de progression supérieures à 50%.

Jusqu'à présent, le modèle de Lonstein et Carlson (1984) n'a été utilisé qu'avec la population ayant servi à son développement. Notre étude est la première à avoir testé ce modèle avec des populations indépendantes. Les groupes d'apprentissage et tests ont permis de vérifier l'efficacité de ce modèle qui donne une efficacité de 0,89 avec le groupe d'apprentissage et de 0,78 avec le groupe test. La baisse d'efficacité pour le groupe test peut être attribuée en partie au fait que deux des

trois paramètres utilisés par le modèle de Lonstein et Carlson (1984), à savoir l'angle de Cobb et l'indice de Risser, présentent trop peu de variabilité. Ceci est observé au niveau des écarts types de l'angle de Cobb et de l'indice de Risser qui présentent des valeurs plus faibles pour le groupe test. De plus, le groupe test présente une durée de suivi plus courte (moyenne de 7 mois) comparativement au groupe d'apprentissage (moyenne de 47 mois). Advenant un suivi de plus longue durée pour le groupe test, certains des sujets auraient possiblement présentés des signes de progression, ce qui aurait contribué à augmenter la variabilité de l'angle de Cobb et l'indice de Risser à l'intérieur du groupe. Ainsi, des similitudes entre les sujets progressifs et non progressifs du groupe test pour la majorité des paramètres utilisés par le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a entraîné une diminution d'efficacité de classification. Les modèles utilisant plusieurs types de paramètres, tels les modèles biomécaniques, permettent d'éviter cette limite.

Les travaux réalisés au cours de cette thèse sur le modèle de Lonstein et Carlson (1984) ont d'abord servi pour la première fois à établir une valeur de point de partage permettant de classer les sujets comme progressifs ou non progressifs. L'efficacité du modèle de Lonstein et Carlson (1984) pût également être vérifiée pour la première fois à partir de populations indépendantes qui comprenaient tous deux des filles dont la scoliose était progressive et non progressive. Les valeurs d'efficacité résultant de l'application de ce modèle varient entre 0,78 et 0,89 et vont servir de comparaison aux modèles biomécaniques développés dans cette thèse.

5.3 Vérification des quatre modèles biomécaniques

Le deuxième objectif de cette thèse était de développer quatre modèles biomécaniques et de vérifier leur efficacité à dissocier des sujets ayant une scoliose progressive de ceux ayant une scoliose non progressive. Le modèle sans réduction est composé de 35 variables tirées de la littérature. Le modèle avec réduction est constitué par l'entremise de deux méthodes permettant la réduction de variables. Des ANCOVA ont été utilisées pour passer de 35 à 8 variables et l'analyse par composantes principales a permis de passer de 35 à 7 variables. Finalement, le modèle expert a été développé indépendamment des résultats de la modélisation et contient 8 variables d'intérêt clinique permettant de caractériser et de discriminer des patients présentant différents stades de progression de la scoliose. Le choix des paramètres pour effectuer la classification est important puisqu'il détermine les règles à partir desquelles les sujets seront regroupés. Duong et al. (2006) ont souligné l'importance de la sélection de caractéristiques appropriées lors de la classification de déformations scoliotiques, afin d'assurer une classification qui se révèle utile en contexte clinique.

L'analyse discriminante, la régression logistique et l'analyse par composantes principales ont été appliquées afin de classer les sujets du groupe d'apprentissage comme progressifs ou non. Parmi les modèles ayant obtenus une efficacité $>0,80$ avec le groupe d'apprentissage, la régression logistique utilisée avec le modèle sans réduction a présenté l'efficacité la plus élevée avec une valeur de 0,94, tandis que l'analyse discriminante utilisée avec le modèle expert a montré l'efficacité la plus faible avec 0,87. L'analyse par composantes principales a présenté des résultats

d'efficience variant entre 0,68 et 0,77. Ces résultats sont attribuables en partie à la faible taille du groupe d'apprentissage qui a pu diminuer la fidélité des coefficients de corrélations (Tabachnick et Fidell, 1996). Ceci a pu avoir un effet sur les coordonnées factorielles des variables dans les deux premières composantes principales et entraîner la sélection de variables qui sont moins efficaces pour départager les cas scoliotiques progressifs et non progressifs. L'utilisation de variables biomécaniques a permis d'obtenir une efficience supérieure de 6% comparativement à celle résultant de l'emploi du modèle de Lonstein et Carlson (1984).

Les efficacités résultant des classifications réalisées avec les modèles biomécaniques sont comparables à celles provenant de modèles basés sur des reconstructions tridimensionnelles de colonnes vertébrales (Duong et al., 2006; Mezghani et al., 2008; Poncet et al., 2001; Stokes et al., 2009). Ces modèles classent correctement entre 92% et 100% des courbes d'après leur type et leur forme, dépendamment de la technique de classification, du nombre de paramètres et de la taille de l'échantillon. Les modèles présentés dans ces études n'ont pas été avec des populations indépendantes, car ils n'ont été utilisés qu'avec les populations ayant servi à leur développement. De plus, ces modèles demandent l'implication d'un nombre élevé de sujets et requièrent un grand nombre de variables, ce qui limite leur application clinique. De plus, les reconstructions tridimensionnelles de colonnes vertébrales requièrent la calibration de l'environnement radiologique et l'identification de plusieurs repères anatomiques sur les vertèbres. Ce processus entraîne que les reconstructions tridimensionnelles de stéréoradiographies s'avèrent lourdes à utiliser en contexte clinique (Pomero et al., 2004).

L'efficacité des modèles biomécaniques est également semblable à celle de modèles utilisant des paramètres morphologiques ou des numérisations de la surface corporelle pour classer des sujets scoliotiques. LeBlanc et al. (1998) ont discriminé des adolescents normaux ainsi que des patients scoliotiques progressifs et non progressifs à l'aide de mesures anthropométriques et d'une classification morphologique. Leurs résultats montrent qu'entre 66% et 95% des cas ont été classés correctement. Cette étude est cependant limitée par la présence d'un écart important de la sévérité des déformations entre les deux groupes de patients. Un tel écart affecte les paramètres morphologiques utilisés pour décrire les effets de la scoliose et facilite notablement la discrimination des patients scoliotiques progressifs et non progressifs. D'autres études ont quantifié la forme du tronc pour classer des sujets scoliotiques (Liu et al., 2001; Ajemba et al., 2007). Leurs résultats montrent des valeurs d'efficacité allant de 55% à 96% dépendamment de la méthode utilisée. Chacune de ces études n'utilise toutefois qu'un seul type de mesure pour classer les sujets, ce qui limite la distinction des sujets progressifs et non progressifs à une facette du développement de la scoliose.

Un autre critère de performance des modèles de prédiction est la comparaison des résultats de la classification des patientes scoliotiques. Les modèles biomécaniques n'ont démontré aucune différence significative avec celui de Lonstein et Carlson (1984). Il est important de noter que le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a été testé sur une nouvelle population, alors que la performance des autres modèles repose sur les données qui ont servi à leur élaboration. Cela indique

l'efficacité du modèle Lonstein et Carlson (1984). Celle des modèles biomécaniques devra être déterminée au cours d'une étude prospective.

Suivant la classification des sujets du groupe d'apprentissage, certains sujets ont été mal classés par tous les modèles. Un sujet non progressif est invariablement classé comme faux positif. Ce sujet démontre un angle de Cobb supérieur et un indice de Risser inférieur à la moyenne des sujets non progressifs. Deux autres sujets sont classés comme faux négatifs par douze des treize combinaisons de modèles et tests. Les sujets classés comme faux négatifs présentent un angle de Cobb inférieur et un indice de Risser supérieur à la moyenne des sujets progressifs. La classification incorrecte des sujets est explicable par les valeurs qu'ils affichent pour certains paramètres cliniques, particulièrement l'angle de Cobb et l'indice de Risser, ainsi que par les valeurs des mesures posturales et d'équilibre qui divergent des moyennes de leur groupe réel.

Ces résultats de modélisation montrent pour la première fois un lien direct entre un ensemble de paramètres cliniques, morphologiques, posturaux et d'équilibre et la progression de la maladie chez des filles atteintes de scoliose idiopathique de l'adolescence. Selon les résultats obtenus, les modèles biomécaniques testés dans ce projet constituent des outils pronostiques permettant une évaluation plus globale de la progression de la scoliose. À ce stade, il apparaît que le modèle sans réduction présente les meilleurs résultats avec une efficacité de 0,94. Les combinaisons entre modèles et tests ayant affiché des efficacités supérieures à 0,80 doivent cependant être testées avec des données tirées d'une population indépendante.

5.4 Vérification de l'efficacité et de la précision des modèles

Le troisième objectif de cette thèse faisait appel à une étude prospective dans laquelle l'ajout de variables biomécaniques aux données cliniques permet de tester l'efficacité et la précision de la dissociation entre des sujets ayant une scoliose progressive et ceux ayant une scoliose non progressive. À notre connaissance, il s'agit de la première étude qui utilise des données sur de nouveaux sujets avec plusieurs types de paramètres afin de classer des sujets scoliotiques.

Les sujets du groupe test ont été classés à l'aide du modèle de Lonstein et Carlson (1984) et des modèles biomécaniques ayant obtenus une efficacité supérieure à 0,80 avec le groupe d'apprentissage. Le modèle avec réduction ANCOVA n'a cependant pas été utilisé, puisqu'aucun résultat n'a pu être obtenu avec l'analyse discriminante et la régression logistique due à la faible taille de l'échantillon du groupe test.

L'efficacité la plus élevée, soit 0,89, fut obtenue en utilisant l'analyse discriminante et la régression logistique avec le modèle sans réduction. L'efficacité la plus faible, soit 0,78, fut obtenue en utilisant le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Le modèle sans réduction présente donc une efficacité plus élevée de 14% $((0,89-0,78)/0,78)$ comparativement au modèle de Lonstein et Carlson (1984).

L'efficacité de tous les modèles montre une diminution suivant la classification des sujets du groupe test. Cette diminution est toutefois moins marquée pour les modèles sans réduction et expert par comparaison au modèle de Lonstein et Carlson (1984). La majorité des modèles de classification utilisés dans l'étude de la

scoliose idiopathique demeurent basés sur une seule catégorie de données (Liu et al., 2001; Mezghani et al., 2008; Poncet et al., 2001; Stokes et al., 2009). Peu d'études visant à distinguer des patients scoliotiques progressifs des non progressifs ont développé des modèles à partir de données d'apprentissage pour ensuite les vérifier à l'aide de données tests. Ajemba et al. (2005, 2007) ont montré une diminution d'efficacité de classification allant de 4% à 45% entre des séries de données d'apprentissage et test. Suivant des tests avec un échantillon indépendant, les modèles biomécaniques ont démontré de plus faibles diminutions d'efficacité comparativement au modèle de Lonstein et Carlson (1984). Cette faible diminution d'efficacité démontre la valeur pronostique des modèles biomécaniques en relation à la progression de la scoliose idiopathique.

Tout comme pour le groupe d'apprentissage, les résultats de la classification des patientes à l'aide des modèles biomécaniques et du modèle de Lonstein et Carlson (1984) n'ont démontré aucune différence significative. La répartition des sujets progressifs et non progressifs demeure donc semblable entre les modèles testés et celui de Lonstein et Carlson (1984), et aucun modèle ne présente de classification qui se distingue des autres. D'autre part, un sujet est classé comme faux positif par quatre des cinq modèles-tests. Ce sujet présente un angle des scapulas en référence à l'axe médio-latéral inférieur de $6,1^\circ$ ainsi qu'un angle des scapulas en référence aux crêtes iliaques supérieur de $5,8^\circ$ en comparaison à l'alignement segmentaire moyen des sujets non progressifs dans le plan horizontal. Un autre sujet est classé comme faux négatifs par trois des cinq modèles-tests. Ce sujet affiche un angle de Cobb inférieur de 6° par rapport à la moyenne des sujets progressifs.

Afin de déterminer quel modèle offre la meilleure performance, leur précision a été vérifiée à l'aide de l'aire sous la courbe ROC. Les aires sous les courbes ROC ont été calculées à partir de la classification des sujets du groupe test. La précision des modèles biomécaniques à discriminer les sujets progressifs des non progressifs s'avère bonne, telle que démontrée par des aires sous les courbes ROC supérieures à 0,80 (Schwab et al., 2008). L'aire sous la courbe la plus importante, soit 0,93, a été obtenue avec l'analyse discriminante utilisée avec le modèle sans réduction, alors que la plus faible, soit 0,63, a été obtenue avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Ainsi, à l'aide des modèles biomécaniques et du modèle de Lonstein et Carlson (1984), la probabilité la plus élevée que le test produise une valeur pour un sujet malade choisi au hasard, qui est plus élevée que la valeur pour un sujet non malade choisi au hasard, est de 93% (Grenier, 1990). Il s'agit d'une différence de 48% entre le meilleur modèle biomécanique et le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Le modèle de Lonstein et Carlson (1984) n'a pu séparer les sujets progressifs des non progressifs avec autant de précision que les modèles biomécaniques. Ainsi, ce modèle ne peut pas discerner un compromis entre la sensibilité et la spécificité de façon aussi précise que les modèles biomécaniques.

La présente étude constitue la première tentative visant à utiliser l'aire sous la courbe ROC pour évaluer la précision d'un modèle à distinguer les sujets scoliotiques progressifs des non progressifs à partir de données biomécaniques. D'autres études ont également utilisés l'aire sous la courbe ROC pour vérifier la précision de modèles ou de tests dans le traitement de la scoliose. Schwab et al. (2008) ont développés quatre modèles permettant de prédire les patients susceptibles d'atteindre un seuil de

succès suivant une intervention chirurgicale. Leurs résultats indiquent des aires sous les courbes ROC variant entre 0,83 et 0,86 dépendamment des modèles utilisés. Horlocker et al. (2001) ont évalué la précision de tests de coagulation utilisés lors de chirurgies menant à des fusions vertébrales effectuées à différents niveaux de la colonne. L'étude montre des aires sous les courbes ROC s'étendant entre 0,30 et 0,90 pour les divers tests. Medina et al. (1999) ont comparé deux techniques d'imagerie par résonance magnétique pour détecter la présence de dysraphie et d'anomalies rénales chez des enfants et de jeunes adultes, dont certains étaient scoliotiques. Des aires sous les courbes ROC varient entre 0,83 et 0,98 selon la technique d'imagerie et l'anomalie. L'utilisation de l'aire sous la courbe ROC dans ces études témoigne de l'intérêt pour la précision des modèles et des tests lors du suivi clinique de la scoliose.

Suivant les tests réalisés avec une population indépendante, le modèle sans réduction a présenté les meilleures efficacité et précision et constitue le meilleur modèle de prédiction de la progression de la scoliose développé au cours de cette étude. Ce modèle serait donc recommandé afin d'obtenir la meilleure efficacité pour départager les sujets scoliotiques progressifs et non progressifs. Ce modèle est toutefois composé d'un nombre élevé de variables, ce qui rend son utilisation en contexte clinique plus difficile que celle du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Par contre, le modèle expert a montré des efficacité et précision supérieures. De plus, la performance du modèle expert se rapproche plus de celle du modèle sans réduction que de celle du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Bien que le modèle expert compte près de quatre fois moins de variables comparativement au modèle sans réduction, il offre une performance n'étant que 4% inférieure $((0,89-0,85)/0,85)$, où

0,89 est l'efficacité du modèle sans réduction et 0,85 est l'efficacité du modèle expert). Le modèle expert s'avère plus facile à employer en milieu clinique que le modèle sans réduction et pourrait constituer un compromis entre l'efficacité, la précision et la facilité d'emploi.

L'efficacité des modèles biomécaniques est attribuable en partie à l'emploi de plusieurs types et d'un grand nombre de variables et témoigne de l'utilité d'une approche multidimensionnelle de la scoliose. À notre connaissance, il s'agit de la première étude utilisant plusieurs paramètres de nature différente et des techniques d'analyse variées pour classer des patientes scoliotiques. L'ajout de paramètres biomécaniques a permis de prendre en compte des facteurs de risque de progression de la maladie qui ne sont traditionnellement pas considérés lors de l'établissement du pronostic. L'utilisation de variables biomécaniques a donc permis d'obtenir des efficacités supérieures de 6% avec le groupe d'apprentissage et de 14% avec le groupe test, comparativement à l'efficacité résultant de l'emploi du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Le développement des modèles biomécaniques a également permis d'élaborer une nouvelle approche permettant de classer les sujets scoliotiques comme progressifs ou non.

Certains paramètres ont contribué plus que d'autres à la dissociation des sujets progressifs et non progressifs. Parmi ceux-ci, nous retrouvons les angles des tractions, des scapulas et du bassin en référence à l'axe médio-latéral dans le plan horizontal. Lors du développement des modèles biomécaniques, ces mesures ont semblé contribuer de façon constante à la dissociation des sujets progressifs et non progressifs. D'après Bunnell (1984), la rotation axiale des vertèbres impliquées dans

la courbe serait l'un des traits constants de la scoliose. Les adaptations posturales associées aux déformations tridimensionnelles de la scoliose génèrent des rotations de la tête, des scapulas et du bassin dans le plan horizontal, et la mesure de ces rotations apparaît indicative de la progression de la scoliose.

D'autres paramètres n'ont pas démontré la même qualité de discrimination. Ces mesures ont trait à la quantification de l'équilibre debout. Mentionnons la surface ainsi que l'amplitude de déplacement du centre de pression. Lors de l'élaboration des modèles biomécaniques, ces paramètres n'ont pas semblé contribuer à l'amélioration de l'efficacité de la classification. Il est possible que la présence de fortes corrélations entre ces mesures limite leur efficacité prédictive. De plus, plusieurs études utilisant des paramètres de contrôle postural ne purent démontrer de déficit à l'équilibre associé à la scoliose idiopathique, ni prédire la progression de la courbe. (Adler et al., 1986; Driscoll et al., 1984; Sahlstrand et Lidström, 1980).

5.5 Limites de l'étude

Les résultats de cette étude comportent des limites. Une première limite est associée à la présence d'une forte variabilité attribuable à la population étudiée. Les études portant sur les fondements génétiques de la scoliose idiopathique suggèrent une étiologie multifactorielle (Lowe et al., 2000; Veldhuizen et al., 2000). Si c'est le cas, la qualité du matériel humain est plus variable chez les sujets scoliotiques. Ceci entraîne la présence de variabilité dans les données. Les données présentées au tableau 3.3 nous montrent cette variabilité. La présence d'une forte variabilité peut complexifier la détection de l'effet du développement de la scoliose en début de suivi

clinique, alors que les patients montrent des niveaux de progression très rapprochés et ne présentent pas encore de fortes déformations scoliotiques. Suivant le calcul du coefficient de variation pour tous les paramètres, on peut observer que cette variabilité affecte surtout les mesures de posture. Les modèles avec réduction ACP et expert seraient donc plus susceptibles d'être affectés par la variabilité des données, puisqu'ils comptent proportionnellement un plus grand nombre de variables de posture comparativement aux autres modèles. Certains moyens ont toutefois été employés afin de limiter l'effet de la variabilité des données. L'utilisation des ANCOVA a permis de faire ressortir 8 variables affichant des différences significatives entre les sujets progressifs et non progressifs, en contrôlant l'effet des variables liées à la maturation des sujets, soient l'âge, la taille et le poids (tableau 3.4). Également, l'utilisation de critères de sélection lors de la composition des groupes d'apprentissage et test a limité la participation à des sujets féminins présentant une courbure thoracique droite d'un minimum de 5° d'angle de Cobb.

Une seconde limite est liée à la taille des groupes d'apprentissage et test. Des problèmes techniques, tels que ceux encourus avec le modèle avec réduction ANCOVA pourraient ainsi être évités et les options en termes de tests statistiques seraient augmentées. Le recrutement de patientes doit cependant être réalisé à la clinique de la scoliose et la composition des groupes dépend en partie de la volonté de participation des patientes scoliotiques. De plus, certaines patientes n'étaient pas disponibles le jour de leur visite en clinique et leur évaluation au Laboratoire d'Étude du Mouvement devait être reportée à une date ultérieure, ce qui également entraîné la perte de participants potentiels.

Une troisième limite de l'étude porte sur l'application des modèles biomécaniques en contexte clinique, particulièrement en ce qui concerne l'acquisition et l'interprétation des données biomécaniques. L'acquisition de données pourrait entraîner certaines limites techniques. Les appareils de mesures, tels les systèmes vidéo et les plates-formes de force demandent un certain niveau d'expertise afin de procéder à la calibration des systèmes, ainsi qu'à l'acquisition et au traitement de données. Ces systèmes pourraient s'avérer lourds à opérer et demander des délais d'opération ne convenant pas au contexte clinique, où les évaluations doivent être réalisées à l'intérieur d'un certain laps de temps.

5.6 Études futures

La présente étude a testé l'effet de l'ajout de variables biomécaniques, telles des variables morphologiques, posturales et d'équilibre aux données cliniques, sur l'amélioration de l'efficacité de la dissociation entre des sujets ayant une scoliose progressive et ceux ayant une scoliose non progressive. Il est possible que l'ajout de d'autres types de mesures biomécaniques, telle la mesure de l'activité électrique musculaire utilisée dans plusieurs études (Cheung et al., 2004; Hopf et al., 1998; Reuber et al., 1983), permettrait de rehausser d'avantage l'efficacité de la distinction entre des patients progressifs et non progressifs. Ce type de mesure a été lié à des facteurs de risque neuromusculaires associés à la progression de la scoliose idiopathique. Une approche multidimensionnelle allant au-delà des mesures cliniques et biomécaniques pourrait également incorporer des données de génétique, afin

d'identifier et de regrouper les paramètres les plus efficaces dans le but de départager les sujets scoliotiques progressifs et non progressifs.

L'utilisation d'autres techniques pour classer les sujets scoliotiques, telles la logique floue ou les réseaux neuronaux, pourrait être envisagée. La combinaison de techniques d'analyses avancées et l'augmentation du nombre de sujets permettrait également d'ajouter des groupes dans lesquels les patients pourraient être classés. Ainsi, la classification des sujets dans plusieurs catégories représentant différents stades de progression permettrait d'effectuer un suivi clinique plus précis. Une attention devrait néanmoins être portée sur le nombre de classes utilisées pour départager les sujets. Un petit nombre de classes ne peut détecter des sous groupes à l'intérieur de la classification, tandis qu'un grand nombre de classes risque de regrouper des cas isolés et d'identifier des groupes incorrects (Duong et al., 2006).

La présente étude a utilisé le modèle de Lonstein et Carlson (1984) afin de déterminer un référentiel auquel comparer les modèles biomécaniques. Il y aurait une possibilité d'utiliser un échantillon composé de sujets scoliotiques progressifs et non progressifs pour comparer plusieurs modèles qui n'ont été testés qu'avec les sujets ayant servi à leur développement. L'échantillon agirait comme un groupe test commun à un certain nombre de modèles pour déterminer lequel procure les meilleures efficacité et précision. Il y aurait aussi possibilité de comparer les variables utilisées pour la classification des sujets, le calcul d'incidence de progression ou l'estimation du taux de progression de la courbe scoliotique et vérifier celles qui sont utilisées par une majorité d'études. Ces variables pourraient être à la

base d'un nouveau modèle développé à partir de différentes approches de prédiction de la progression de la scoliose.

Il demeure impossible de prédire avec une certitude totale les courbes scoliotiques qui vont progresser et celles qui vont se stabiliser (Lonstein et Carlson, 1984; Peterson et Nachemson, 1995). L'ajout de variables biomécaniques aux données cliniques a néanmoins permis d'améliorer l'efficacité de la prédiction. Ceci a été observé pour les groupes d'apprentissage et test. Il s'agit d'une première expérience visant à classer des sujets scoliotiques progressifs et non progressifs faisant appel à des paramètres autres que des données cliniques en utilisant des échantillons d'apprentissage et test. L'amélioration de l'efficacité avec l'ajout de variables biomécaniques laisse supposer qu'il existe d'autres facteurs que les paramètres cliniques pour départager des sujets scoliotiques progressifs et non progressifs. Une approche fondée sur plusieurs catégories de mesures prend en considération la nature multifactorielle de la scoliose idiopathique et permet une représentation plus globale de la condition des patients. Ce genre d'approche se révèle vraisemblablement mieux adaptée pour prédire la progression de la maladie.

CHAPITRE 6

6. CONCLUSION

Cette thèse avait pour but de tester si l'ajout de variables biomécaniques, telles que celles associées à la morphologie, la posture et l'équilibre, permet d'améliorer l'efficacité à dissocier les sujets ayant une scoliose progressive des sujets ayant une scoliose non progressive. Afin d'établir l'efficacité de l'ajout de variables biomécaniques, le modèle de Lonstein et Carlson (1984) a été utilisé à titre de référence. Ce modèle ne comprend que des variables cliniques, soient l'angle de Cobb, l'indice de Risser et l'âge chronologique du patient. Le groupe d'apprentissage a d'abord permis d'établir à 50% la valeur de point de partage permettant de classer les sujets comme progressifs ou non progressifs à l'aide du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Par la suite, l'efficacité de ce modèle a été vérifiée à partir des groupes d'apprentissage et test, qui comprenaient tous deux des filles dont la scoliose était progressive et non progressive. La classification résulte en une efficacité de 0,89 avec le groupe d'apprentissage et de 0,78 avec le groupe test.

Le groupe d'apprentissage a été utilisé pour développer quatre modèles de classification, à savoir un sans réduction, deux avec réduction et un expert, à partir des variables biomécaniques et cliniques. Par la suite, l'analyse discriminante, la régression logistique et l'analyse par composantes principales ont été appliquées avec ces modèles afin de classer les sujets comme progressifs ou non progressifs. Pour le groupe d'apprentissage, la régression logistique utilisée avec le modèle sans réduction a présenté l'efficacité la plus élevée avec une valeur de 0,94, tandis que

l'analyse discriminante utilisée avec le modèle expert a montré l'efficience la plus faible avec 0,87. L'utilisation de variables biomécaniques a donc permis d'obtenir une efficience supérieure de 6% à celle résultant de l'emploi du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Les résultats de la classification des sujets à l'aide des modèles biomécaniques et avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984) n'ont démontré aucune différence significative. Ces résultats montrent pour la première fois un lien direct entre un ensemble de paramètres cliniques, morphologiques, posturaux et d'équilibre et la progression de la maladie chez des filles atteintes de scoliose idiopathique de l'adolescence. À ce stade, bien que le modèle sans réduction soit le meilleur, il est déterminant de tester les modèles avec des données tirées d'une population indépendante.

Le groupe test a été utilisé pour appliquer les modèles développés à partir du groupe d'apprentissage. L'efficience la plus élevée, soit 0,89, fut obtenue en utilisant l'analyse discriminante et la régression logistique avec le modèle sans réduction, alors que la plus faible, soit 0,78, fut obtenue en utilisant le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Le modèle sans réduction représente une amélioration de 14% sur le modèle de Lonstein et Carlson (1984). Cependant, tout comme pour le groupe d'apprentissage, les résultats de la classification des sujets n'ont affiché aucune différence significative. La répartition des sujets progressifs et non progressifs demeure donc semblable entre les modèles testés et le modèle de Lonstein et Carlson (1984), et aucun modèle ne présente de classification qui se distingue des autres. Suivant les tests réalisés avec une population indépendante, l'efficience la plus élevée

fut obtenue en utilisant l'analyse discriminante et la régression logistique avec le modèle sans réduction.

La précision des modèles a été vérifiée à partir des aires sous les courbes ROC. L'aire la plus importante, soit 0,93, fut obtenue avec l'analyse discriminante utilisée avec le modèle sans réduction, tandis que la plus faible, soit 0,63, fut obtenue avec le modèle de Lonstein et Carlson (1984) Il s'agit d'un premier essai permettant de quantifier la précision d'un modèle à dissocier les cas scoliotiques progressifs et non progressifs. Ceci montre l'importance du compromis entre la sensibilité et la spécificité d'un test visant à identifier les cas à risque de progression dans une population scoliotique.

Le modèle sans réduction a présenté les meilleures efficience et précision. Il est cependant composé d'un plus grand nombre de variables, ce qui le rend plus difficilement utilisable en milieu clinique. Des modèles comptant un moins grand nombre de variables, tel le modèle expert, peuvent néanmoins fournir une performance acceptable et s'avèrent plus facile à employer dans un contexte n'allouant que peu de temps pour l'acquisition et l'analyse de données. Compte tenu des performances du modèle sans réduction, son utilisation serait recommandée afin d'augmenter les probabilités de détecter les cas progressifs.

Le modèle expert a affiché des efficacités et précisions inférieures à celle du modèle sans réduction, mais supérieures à celle du modèle de Lonstein et Carlson (1984). La performance du modèle expert se rapproche plus de celle du modèle sans réduction que de celle du modèle de Lonstein et Carlson (1984). Bien que le modèle

expert compte près de quatre fois moins de variables comparativement au modèle sans réduction, il offre néanmoins une bonne performance. La décision conduisant à un statut d'observation ou à un traitement demeure basée sur l'expérience clinique des praticiens. Un outil diagnostique, tel le modèle expert, constitué d'un compromis entre l'efficacité, la précision et la facilité d'emploi, pourrait sans doute représenter un atout intéressant qui faciliterait le travail des spécialistes en contexte de dépistage clinique de la scoliose.

L'ajout de variables biomécaniques aux données cliniques a permis d'améliorer l'efficacité de la dissociation entre des sujets ayant une scoliose progressive et ceux ayant une scoliose non progressive. Il s'agit d'une première tentative de prédiction de la progression scoliotique faisant appel à des paramètres autres que des données cliniques. L'amélioration de l'efficacité avec l'ajout de variables biomécaniques permet d'avancer qu'il existe d'autres facteurs que les paramètres cliniques pour dissocier des sujets scoliotiques progressifs et non progressifs. Une approche basée sur plusieurs types de paramètres tient compte de la nature multifactorielle de la scoliose idiopathique et s'avère probablement mieux adaptée pour en prédire la progression.

RÉFÉRENCES

Adam, C. J., Askin, G. N., et Pearcy, M. J. (2008). Gravity-induced torque and intravertebral rotation in idiopathic scoliosis. *Spine*, 33: E30-E37.

Adler, N., Bleck, E. E., Rinsky, L. A., et Young, W. (1986). Balance reactions and eye-hand coordination in idiopathic scoliosis. *Journal of Orthopedic Research*, 4:102-107.

Ajemba, P., Durdle, N., Hill, D., et Raso, J. (2007). Classifying torso deformity in scoliosis using orthogonal maps of the torso. *Medical and Biological Engineering and Computing*, 45: 575–584.

Ajemba, P. O, Ramirez, L., Durdle, N. G., Hill, D. G., et Raso, V. J. (2005). A support vectors classifier approach to predicting the risk of progression of adolescent idiopathic scoliosis. *IEEE Transactions on Information Technology in Biomedicine*, 9: 276-282.

Alexander, M. A., et Season, E. H. (1978). Idiopathic scoliosis. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 59: 314–315.

Allard, P., Chavet, P., Barbier, F., Gatto, L., Labelle, H., et Sadeghi, H. (2004). Effect of body morphology on standing balance in adolescent idiopathic scoliosis. *American Journal of Physical Medicine and Rehabilitation*, 83: 689-697.

Allard, P., Nault, M.-L., Hinse, S., LeBlanc, R., et Labelle, H. (2001). Relationship between morphologic somatotypes and standing posture equilibrium. *Annals of Human Biology*, 28: 624-633.

Allington N. J., et Bowen, J. R. (1996). Adolescent idiopathic scoliosis: treatment with the Wilmington brace. A comparison of full-time and part-time use. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 78: 1056–1062.

Anbarian, M. (2005). *Identification and classification of geometrical parameters related to foot pathologies*. Thèse de Doctorat, Université de Montréal.

Beaulieu, M., Toulotte, C., Gatto, L., Rivard, C.-H., Teasdale, N., Simoneau, M., et Allard, P. (2009). Postural imbalance in non-treated adolescent idiopathic scoliosis at different periods of progression. *European Spine Journal*, 18: 38–44.

Benjamini, Y., et Hochberg, Y. (1995). Controlling the false discovery rate: a practical and powerful approach to multiple testing. *Journal of the Royal Statistical Society*, 57: 289-300.

Benvenuti, F., Mecacci, R., Gineprari, I., Bandinelli, S., Benvenuti, E., Ferrucci, L., Baroni, A., Rabuffetti, M., Hallett, M., Dambrosia, J. M., et Stanhope, S. J. (1999). Kinematic characteristics of standing disequilibrium: reliability and validity of posturographic protocol. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 80: 278-287.

Bleuse, S., Cassim, F., Blatt, J.-L., Defebvre, L., Guieu, J.-D. (2002). Ajustements posturaux anticipés lors de la flexion du membre supérieur : intérêt du moment de torsion. *Neurophysiologie clinique*, 32: 352-360.

Breit, G. A., et Whalen, R. T. (1997). Prediction of human gait parameters from temporal measures of foot-ground contact. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 29: 540-547.

Brooks, H. L., Azen, S. P., Gerberg, E., Brooks, R., et Chan, L. (1975). Scoliosis: a prospective epidemiological study. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 57: 968-972.

Bunnell, W. P. (1984). An objective criterion for scoliosis screening. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 66: 1381.

Bunnell, W. P. (1986). The natural history of idiopathic scoliosis before skeletal maturity. *Spine*, 11: 773-776.

Burwell, R. G., Cole, A. A., et Cook, T. A. (1992). Pathogenesis of idiopathic scoliosis: the Nottingham Concept. *Acta Orthopaedica Belgica*, 58: 33-58.

Byl, N. N., et Gray J. M. (1993). Complex balance reactions in different sensory conditions: Adolescents with and without idiopathic scoliosis. *Journal of Orthopedic Research*, 11: 215-227.

Carpenter, M. G., Frank, J. S., Winter, D. A., et Peysar, G. W. (2001). Sampling duration effects on centre of pressure summary measures. *Gait and Posture*, 13: 35-40.

Carter, J. E. L., et Heath, B. H. (1990). *Somatotyping-development and applications*. Cambridge: Cambridge University Press.

Chen, P.-Q., Wang, J.-L., Tsuang, Y.-H., Liao, T.-L., Huang, P.-I., et Hang, Y.-S. (1998). The postural and stability control and gait pattern of idiopathic scoliosis adolescents. *Clinical Biomechanics*, 13: 552-558.

Cheung, J., Veldhuizen, A. G., Halbertsma, J. P. K., Maurits, N. M., Sluiter, W. J., Cool, J. C., et Van Horn, J. R. (2004). The relation between electromyography and growth velocity of the spine in the evaluation of curve progression in idiopathic scoliosis. *Spine*, 29: 1011-1016.

Cho, S. H., Park, J. M., et Kwon, O. Y. (2004). Gender differences in three dimensional gait analysis data from 98 healthy Korean adults. *Clinical Biomechanics*, 19: 145-152.

Chow, D. H. K., Kwok, M. L. Y., Cheng, J. C. Y, Lao, M. L. M., Holmes, A. D., Au-Yang, A., Yao, F. Y. D., et Wong, M. S. (2006). The effect of backpack weight on the standing posture and balance of schoolgirls with adolescent idiopathic scoliosis and normal controls. *Gait and Posture*, 24: 173-181.

Cobb, J. R. (1948). Outline for the study of scoliosis: instructional course lectures. *The American Academy of Orthopaedic Surgeons*, 48: 261-275.

Cobb, J. R. (1960). The problem of the primary curve. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 42: 1413-1425.

Collins, J. J., et De Lucas, C. J. (1993). Open-loop and closed-loop control of posture: a random-walk analysis of center of pressure trajectories. *Experimental Brain Research*, 95: 308-318.

Comrey, A. L., et Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis*. Hillsdale, NJ : Erlbaum.

Corbeil, P., Blouin, J. S., Bégin, F., Nougier, V., et Teasdale, N. (2003). Perturbation of the postural control system induced by muscular fatigue. *Gait and Posture* 18, 92-100.

Corriveau, H., Hébert, R., Prince, F., et Raïche, M. (2000). Intrasection reliability of the “center of pressure minus center of mass” variable of postural control in the healthy elderly. *Archives of Physical Medecine and Rehabilitation*, 81: 45-48.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Dalleau, G., Allard, M. S., Beaulieu, M., Rivard, C.-H., et Allard, P. (2007). Free moment contribution to quiet standing in able-bodied and scoliotic girls. *European Spine Journal*, 16:1593-1599.

de Boor, C. (1978). *A practical guide to splines*. New York: Springer-Verlag.

de La Huerta, F., Leroux, M. A., Zabjek, K. F., Coillard, C., et Rivard, C.-H. (1998). Évaluation stéréovidéographique de la géométrie posturale du sujet sain et scoliotique. *Annales de Chirurgie*, 52: 776-783.

Dhar, S., Dangerfield, P. H., Dorgan, J. C., et Klenerman, L. (1993). Correlation between bone age and Risser’s Sign in adolescent idiopathic scoliosis. *Spine*, 18: 14-19.

Dickson, R. A., et Deacon, P. (1987). Spinal growth. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 69: 690-692.

Dickson, R. A., Lawton, J. O., Archer, I. A., Butt, W. P. (1984). The pathogenesis of idiopathic scoliosis. Biplanar spinal asymmetry. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 66: 8–15.

Dieck, G. S., Kelsey, J. L., Goel, V. K., Panjabi, M. M., Tech, D., et Walter, S. D. (1985). An epidemiologic study of the relationship between postural asymmetry in the teen years and subsequent back and neck pain. *Spine*, 10: 872-877.

Dillon, W. R., et Goldstein, M. (1984). *Multivariate analysis : methods and applications*. New York, NY: John Wiley & Sons.

Dorion, I., Le Bras, A., Pomeroy, V., Campana, S., Teyssyre, S., Meynadier, M., Skalli, W., et Maccia, C. (2004). Rhumatologie et orthopédie : apport d'une nouvelle modalité d'imagerie radiologique tridimensionnelle multi-énergie, faible dose, et haute résolution à l'imagerie du système ostéo-articulaire. *ITBM-RBM*, 25: 274–279.

Driscoll, D. Newton, R. Lamb, R., et Nogi, J. (1984). A study of postural equilibrium in idiopathic scoliosis. *Journal of Pediatric Orthopaedics* 4: 677-681.

Drummond, D. S., et Rogala, E. J. (1980). Growth and maturation of adolescents with idiopathic scoliosis. *Spine*, 5: 507-511.

Dubousset, J., Charpak, G., Dorion, I., Skalli, W., Lavaste, F., Deguise, J., Kalifa, G., et Ferey, S. (2005). Une nouvelle imagerie ostéo-articulaire basse dose en position debout: le système EOS. *Radioprotection*, 40: 245-255.

Dubousset, J. (1994). Three dimensional analysis of the scoliotic deformity. Dans S. L. Weinstein (ed.), *The pediatric spine: principles and practice* (pp. 479-496). New York, NY: Raven Press.

Duong, L., Cheriet, F., et Labelle, H. (2006). Three-dimensional classification of spinal deformities using fuzzy clustering. *Spine*, 31: 923-930.

Duval-Beaupère, G., et Dubousset, J. (1972). La dislocation rotatoire progressive du rachis. *Revue de Chirurgie Orthopédique et Réparatrice de l'Appareil Moteur*, 9: 541-550.

Emans, J. B., Kaelin, A., Bancel, P., Hall, J. E., et Miller, M. E. (1986). The Boston bracing system for idiopathic scoliosis. Followup results in 295 patients. *Spine*, 11: 792-801.

Escalada, F., Marco, E., Duarte, E., Muniesa, J. M., Belmonte, R., Tejero, M., et Caceres, E. (2005). Growth and curve stabilization in girls with adolescent idiopathic scoliosis. *Spine* 30: 411-417.

Ferguson, G. A. (1976). *Statistical analysis in psychology and education* (4^{ième} édition). New York, NY: McGraw-Hill.

Flury, B., et Riedwyl, H. (1988). *Multivariate statistics : a practical approach*. London: Chapman and Hall.

Gauchard, G. C., Lascombes, P., Kuhnast, M., et Perrin, P. P. (2001). Influence of different types of progressive idiopathic scoliosis on static and dynamic postural control. *Spine*, 26: 1052–1058.

Goldberg, C. J., Kaliszer, M., Moore, D. P., Fogarty, E. E., et Dowling, F. E. (2001). Surface topography, Cobb angles, and cosmetic change in scoliosis. *Spine*, 26: E55–E63.

Gregori, M., Peak, F., Trontelj, J. V., et Dimitrijevi, M. R. (1981). Postural control in scoliosis: a statokinesimetric study in patients with scoliosis due to neuromuscular disorders and in patients with idiopathic scoliosis. *Acta Orthopaedica Scandinavica*, 52: 59-63.

Grenier, B. (1990). *Décision médicale*. Paris: Masson.

Gross, C., Graham, J., Neuwirth, M., et Pugh, J. (1983). Scoliosis and growth : an analysis of the literature. *Clinical Orthopaedics and Related Literature*, 175: 243-250.

Haefeli, M., Elfering, A., Kilian, R., Min, K., et Boos, N. (2006). Nonoperative treatment for adolescent idiopathic scoliosis: a 10- to 60-year follow-up with special reference to health-related quality of life. *Spine*, 31: 355-366.

Hamilton, L. C. (1992). *Regression with graphics : a second course in applied statistics*. Pacific Grove, CA: Brooks.

Harrington, P. R. (1977). The etiology of idiopathic scoliosis. *Clinical Orthopaedics and Related Literature*, 126: 17-25.

Hays, W. L. (1963). *Statistics*. New York, NY: Holt, Rinehard and Winston.

Herman, R., Mixon, J., Fisher, A., Maulucci, R., et Stuyck, J. (1985). Idiopathic scoliosis and the central nervous system: a motor control problem. *Spine*, 10: 1-14.

Herman, R., Stuyck, J., Maulucci, R. (1982). Development and plasticity of visual and vestibular generated eye movements. *Experimental Brain Research*, 47: 69-78.

Hinse, S. (2001). *Relation entre la posture et l'équilibre chez des jeunes filles scoliotiques*. Mémoire de maîtrise, Université de Montréal.

Hopf, C., Scheidecker, M., Steffan, K., Bodem, F. et Eysel, P. (1998). Gait analysis in idiopathic scoliosis before and after surgery: a comparison of the pre- and postoperative muscle activation pattern. *European Spine Journal*, 7: 6-11.

Horlocker, T. T., Nuttall, G. A., Dekutoski, M. B., et Bryant, S. C. (2001). The accuracy coagulation tests during spinal fusion and instrumentation. *Anesthesia and Analgesia*, 93: 33-38.

Kaiser, H. F. (1960) The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20: 141-151.

Kane, W. J. (1977). Scoliosis prevalence: a call for a statement of terms. *Clinical Orthopedics and Related Research*, 69: 43-46.

Karol, L. A., Johnston, C. E., Browne, R. H., et Madison, M. (1993). Progression of the curve in boys who have idiopathic scoliosis. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 75-A: 1804-1810.

Katz, D. E., Richards, B. S., Browne, R. H., et Herring, J. A. (1997). A comparison between the Boston brace and the Charleston bending brace in adolescent idiopathic scoliosis. *Spine*, 22: 1302-1312.

Kostuik, J. P. (1990). Operative treatment of idiopathic scoliosis. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 72: 1108-1113.

LeBlanc, R., Labelle, H., Forest, F., et Poitras, B. (1998). Morphologic discrimination among healthy subjects and patients with progressive and nonprogressive adolescent idiopathic scoliosis. *Spine*, 23: 1109-1115.

LeBlanc, R., Labelle, H., Rivard, C.-H., et Poitras, B. (1997). Relation between adolescent idiopathic scoliosis and morphologic somatotypes. *Spine*, 22: 2532-2536.

LeBlanc, R., Labelle, H., Poitras, B., Rivard, C.-H., et Krantzenberg, J. (1996). Evaluation 3-D de la posture chez les adolescents normaux et scoliotiques. *Annales de Chirurgie*, 50: 631-636.

LeBlanc, R., Labelle, H., Forest, F., Poitras, B., et Rivard, C.-H. (1995). Relation possible entre la scoliose idiopathique de l'adolescente et les somatotypes morphologiques. *Annales de Chirurgie*, 49: 762-767.

Lenke, L. G., Betz, R. R., Clements, D., Merola, A., Haher, T., Lowe, T., Newton, P., Bridwell, K. H., et Blanke, K. (2002). Curve prevalence of a new classification of operative adolescent idiopathic scoliosis: does classification correlate with treatment? *Spine*, 27: 604-611.

Lenke, L. G., Betz, R. R., Harms, J., Bridwell, K. H., Clements, D. H., Lowe, T. G., et Blanke, K. (2001). Adolescent idiopathic scoliosis: a new classification to determine extent of spinal arthrodesis. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 83:1169-1181.

Lidström, J., Friberg, S., Lidström, L., et Sahlstrand, T. (1988). Postural control in siblings to scoliosis patients and scoliosis patients. *Spine*, 13: 1070-1074.

Liu, X. C., Thometz, J. G., Lyon, R. M., et Klein, J. (2001). Functional classification of patients with idiopathic scoliosis assessed by the quantec system: a discriminant functional analysis to determine patient curve magnitude. *Spine*, 26: 1274-1279.

Lonstein, J. E., et Carlson, M. (1984). The prediction of curve progression in untreated idiopathic scoliosis during growth. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 66: 1061-1071.

Lonstein, J. E. (2006). Scoliosis: surgical versus nonsurgical treatment. *Clinical Orthopaedics and Related Research*, 443: 248–259.

Lonstein, J. E., et Winter, R. B. (1994). The Milwaukee brace for the treatment of adolescent idiopathic scoliosis. A review of one thousand and twenty patients. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 76: 1207–1221.

Lowe, T. G., Edgar, M., Margulies, J. Y., Miller, N. H., Raso, V. J., Reinker, K. A., et Rivard, C.-H. (2000). Current concepts review; etiology of idiopathic scoliosis: current trends in research. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 82-A: 1157-1168.

Masso, P. D., et Gorton, G. E. (2000). Quantifying changes in standing body segment alignment following spinal instrumentation and fusion in idiopathic scoliosis using an optoelectronic measurement system. *Spine*, 25: 457-462.

McGibbon, C. A., et Krebs, D. E. (2004). Discriminating age and disability effects in locomotion: neuromuscular adaptations in musculoskeletal pathology. *Journal of Applied Physiology*, 96: 149-160.

McGibbon, C. A., et Krebs, D. E. (1999). Effects of age and functional limitation on leg joint power and work during stance phase of gait. *Journal of Rehabilitation Research and Development*, 36: 173-82.

McIlroy, W. E., et Maki, B. E., (1997). Preferred placement of the feet during quiet stance: development of a standardized foot placement for balance testing. *Clinical Biomechanics*, 12: 66-70.

Medina, L. S., Al-Orfali, M., Zurakowski, D., Young Poussaint, T., DiCanzio, J., et Barnes, P. D. (1999). Occult lumbosacral dysraphism in children and young adults: diagnostic performance of fast screening and conventional MR imaging. *Radiology*, 211: 767-771.

Mezghani, N., Chav, R., Humbert, L., Parent, S., Skalli, W., et de Guise, J. A. (2008). A computer-based classifier of three-dimensional spinal scoliosis severity. *International Journal of Computer Assisted Radiology and Surgery*, 3:55–60.

Miller, N. H. (1999). Cause and natural history of adolescent idiopathic scoliosis. *Orthopedic Clinics of North America*, 30: 343-352.

Millner, P. A., et Dickson, R. A., (1996). Idiopathic scoliosis. Biomechanics and biology. *European Spine Journal*, 5:362–373.

Nachemson, A. (1979). Adult scoliosis and back pain. *Spine*, 4: 513.

Nault, M.-L., Allard, P., Hinse, S., Le Blanc, R., Caron, O., Labelle, H., et Sadeghi, H (2002). Relations between standing stability and body posture parameters in adolescent idiopathic scoliosis. *Spine*, 27: 1911–1917.

Nissinen, M., Heliovaara, M., Sietsamo, J., et Poussa, M. (1993). Trunk asymmetry, posture, growth and risk of scoliosis: a three-year follow-up of Finnish prepubertal school children. *Spine*, 18: 8-13.

Noordeen, M. H., Haddad, F. S., Edgdar, M. A., et Pringle, J. (1999). Spinal growth and a histologic evaluation of the Risser grade in idiopathic scoliosis. *Spine*, 24: 535-538.

Payne, W. K., Ogilvie, J. W., Resnick, M. D., Kane, R. L., Transfeldt, E. E., et Blum, R. W. (1997). Does scoliosis have a psychological impact and does gender make a difference? *Spine*, 22: 1380-1384.

Perdriolle, R., Le Borgne, P., Dansereau, J., de Guise, J., et Labelle, H. (2001). Idiopathic scoliosis in three dimensions: a succession of two-dimensional deformities? *Spine*, 26: 2719-2726.

Peterson, L. E., et Nachemson, A. L. (1995). Prediction of progression of the curve in girls who have adolescent idiopathic scoliosis of moderate severity. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 77-A: 823-827.

Pomero, V., Mitton, D., Laporte, S., de Guise, J. A., et Skalli, W. (2004). Fast accurate stereoradiographic 3D-reconstruction of the spine using a combined geometric and statistic model. *Clinical Biomechanics*, 19: 240–247.

Poncet, P., Dansereau, J., et Labelle, H. (2001). Geometric torsion in idiopathic scoliosis: three-dimensional analysis and proposal for a new classification. *Spine*, 26: 2235-2243.

Ponseti, I. V., et Friedman, B. (1950). Prognosis in idiopathic scoliosis. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 32A: 381-395.

Reamy, B. V., et Slakey, J. B. (2001). Adolescent idiopathic scoliosis: review and current concepts. *American Family Physician*, 64:111-116.

Redford, J. B., Butterworth, T. R., et Clements, E. L. (1969). Use of electromyography as a prognostic aid in the management of idiopathic scoliosis. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 58: 433–438.

Reuber, M., Schultz, A., McNeill, T., et Spencer, D. (1983). Trunk muscle myoelectric activities in idiopathic scoliosis. *Spine*, 8: 447-456.

Riach, C. L. et Starkes, J. L. (1994). Velocity of center of pressure excursions as an indicator of postural control systems in children. *Gait and Posture*, 2: 167-172.

Risser, J. C. (1964). Scoliosis: past and present. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 46: 167-199.

Risser, J. C. (1958). The iliac apophysis: an invaluable sign in the management of scoliosis. *Clinical Orthopedics*, 11: 11.

Risser, J. C. et Norquist, D. M. (1958). A follow-up study of the treatment of scoliosis. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 40: 555-569.

Risser, J. C. et Ferguson, A. B. (1936). Scoliosis: its prognosis. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 18: 667-670.

Roche, A. F., Wainer, H., et Thissen, D. (1975). *Predicting adult stature for individuals*, vol. 3, Monographs in Paediatrics. Paris: S. Karger.

Rogala, E. J., Drummond, D. S., et Gurr, J. (1978). Scoliosis: incidence and natural history : a prospective epidemiological study. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 60: 173.

Sadeghi, H., Allard, P., Barbier, F., Sadeghi, S., Hinse, S., Perrault, R., et Labelle, H. (2002). Main functional roles of knee flexors_extensors in able-bodied gait using principal component analysis (I). *The Knee*, 9: 47-53.

Sahlstrand, T., et Lidström, J. (1980). Equilibrium factors as predictors of the prognosis in adolescent idiopathic scoliosis. *Clinical Orthopaedics and Related Research* 152: 232-236.

Sahlstrand, T., Orthengren, R., et Nachemson, A. (1978). Postural equilibrium in AIS. *Acta Orthopaedica Scandinavica*, 49: 354-365.

Sanders, J. O., Browne, R. H., McConnell, S. J., Margraf, S. A., Cooney, T. E., et Finegold, D. N. (2008). Maturity assessment and curve progression in girls with idiopathic scoliosis. *Journal of Bone and Joint Surgery*, 89: 64-73.

Sanders, J. O., Browne, R. H., McConnell, S. H., Margraf, S. A., Cooney, T. E., et Finegold, D. N. (2007). Maturity assessment and curve progression in girls with idiopathic scoliosis. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 89: 64-73.

Sawatzky, B., Tredwell, S., et Sanderson, D. (1997). Postural control and trunk imbalance following Cotrel-Dubousset instrumentation for adolescent idiopathic scoliosis. *Gait and Posture*, 5: 116-119.

Schiller, J. R., Thakur, N. A., et Ebersson, C. P. (2009). Brace management in adolescent idiopathic scoliosis. Symposium: Pediatric Spine. *Clinical Orthopaedics and Related Research*.

Schwab, F. J., Lafage, V., Farcy, J.-P., Bridwell, K. H., Glassman, S., et Shainline, M. R. (2008). Predicting outcome and complications in the surgical treatment of adult scoliosis. *Spine*, 33: 2243-2247.

Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. New York, NY: John Wiley & Sons.

Sheldon, W. H. (1940). *The variety of human physique*. New York: Harper Bros.

Simoneau, M., Mercier, P., Blouin, J., Allard, P., et Teasdale, N. (2006a). Altered sensory-weighting mechanisms is observed in adolescents with idiopathic scoliosis. *BMC Neuroscience*, 7: 68.

Simoneau, M., Richer, N., Mercier, P., Allard, P., Teasdale, N. (2006b). Sensory deprivation and balance control in idiopathic scoliosis adolescent. *Experimental Brain Research*, 170: 576–582.

Soucacos, P. N., Zacharis, K., Gelalis, J., Soutanis, K., Kalos, N., Beris, A., Xenakis, T., et Johnson, E. O. (1998). Assessment of curve progression in idiopathic scoliosis. *European Spine Journal*, 7: 270-277.

Stokes, I. A. F. (1994). Three-dimensional terminology of spinal deformity. A report presented to the Scoliosis Research Society by the Scoliosis Research Society working group on 3-D terminology of spinal deformity. *Spine*, 19: 236-248.

Stokes, I. A. F., Sangole, A. P., et Aubin, C.-E. (2009). Classification of scoliosis deformity three-dimensional spinal shape by cluster analysis. *Spine*, 34: 584-590.

Tabachnick, B. G., et Fidell, L. S. (1996). *Using multivariate statistics* (3^{ième} édition). New York, NY: HarperCollins.

Tanner, J. (1962). *Growth at adolescence* (2^{ième} édition). Oxford: Blackwell Scientific publications.

Teasdale, N., et Simoneau, M. (2001). Attentional demands for postural control: the effects of aging and sensory reintegration. *Gait and Posture* 14: 203-210.

Theologis, T. N., Jefferson, R. J., Simpson, A. H. R., Turner-Smith, A. R., et Fairbank, J. C. T. (1993). Quantifying the cosmetic defect of AIS. *Spine*, 18: 909-912.

Trontelj, J. V., Pecak, F., et Dimitrijevik, M. R. (1979). Segmental neurophysiological mechanisms in scoliosis. *The Journal of Bone and Joint Surgery*, 61B: 310-313.

Vardaxis V., Allard, P., Lachance, R. Duhaime, M. (1998). Classification of able-bodied gait using 3-D muscle power. *Human Movement Science*, 17: 121-136.

Veldhuizen, A. G., Wever, D. J., et Webb, P. J. (2000). The aetiology of idiopathic scoliosis: biomechanical and neuromuscular factors. *European Spine Journal*, 9: 178–184.

Watelain, É., Barbier, F., Allard, P., Thevenon, A. Angué, J.-C. (2000). Gait pattern classification of healthy elderly men based on biomechanical data. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 81: 579-586.

Weinstein, S. L. (1994). Adolescent idiopathic scoliosis: prevalence and natural history. Dans S. L. Weinstein (ed.), *The pediatric spine: principle and practice* (pp. 463-478). New York, NY: Raven Press.

Weiss, H.-R., Negrini, S., Rigo, M., Kotwicki, T., Hawes, M. C., Grivas, T. B., Maruyama, T., et Landauer, F. (2006). Indications for conservative management of scoliosis (guidelines). *Scoliosis*, 1: 5.

Willner, S. (1984). Effect of the Boston thoracic brace on the frontal and sagittal curves of the spine. *Acta Orthopaedica Scandinavica*, 55: 457-460.

Wu, H., Ronsky, J. L., Poncet, P., Cheriet, F., Xue, D., Harder, J. A., et Zernicke, R. F. (2005). Prediction of scoliosis progression in time series using a hybrid learning technique. *Proceedings of the 2005 IEEE Engineering in Medicine and Biology 27th Annual Conference*. Shanghai, China: 6452-6455.

Yamamoto, H. et Yamada, K. (1976). *Equilibrial approach to scoliotic posture*. *Agressologie*; 17: 61-66.

Yamashita, T., Kanaya, K., Kawaguchi, S., Murakami, T. et Yokogushi, K. (2001). Prediction of progression of spinal deformity in Duchenne muscular dystrophy: a preliminary report. *Spine*, 26 E223–E226.

Yamauchi, Y., Yamaguchi, T., et Asaka, Y. (1988). Prediction of curve progression in idiopathic scoliosis based on initial roentgenograms : a proposal of an equation. *Spine*, 13: 1258-1261.

Yarom, R., et Robin, G. C. (1979). Studies on spinal and peripheral muscles from patients with scoliosis. *Spine*, 4: 12–21.

Yrjönen, T., Ylikoski, M., et Schlenzka, D. (2007). Results of brace treatment of adolescent idiopathic scoliosis in boys compared with girls: a retrospective study of 102 patients treated with the Boston brace. *European Spine Journal*, 16: 393–397.

Zabjek, K. F., Leroux, M. A., Coillard, C., Rivard, C.-H., et Prince, F. (2005). Evaluation of segmental postural characteristics during quiet standing in control and idiopathic scoliosis patients. *Clinical Biomechanics*, 20: 483–490.

Zabjek, K. F., Leroux, M. A., Coillard, C., Martinez, X., Griffet, J., Simard, G., Rivard, C.-H. (2001). Acute postural adaptations induced by a shoe lift in idiopathic scoliosis patients. *European Spine Journal*, 10: 107-113.

Zatsiorsky, V. M. et Duarte, M. (2000). Rambling and trembling in quiet standing. *Motor Control* 4: 185-200.

Zatsiorsky, V. M. et Duarte, M. (1999). Instant equilibrium point and its migration in standing tasks : rambling and trembling components of the Stabilogram. *Motor Control* 3: 28-38.

ANNEXE 1

Tableau de contingence. Les erreurs de classification des sujets sont associées aux faux positifs (α) et faux négatifs (β).

		Fréquences observées		
		Maladie présente (Progressif)	Maladie absente (Non progressif)	
Fréquences calculées	Test + (Progressif)	Vrai positif	Faux positif (Erreur α)	f_1
	Test - (Non progressif)	Faux négatifs (Erreur β)	Vrai négatif	f_2
		n_1	n_2	N

ANNEXE 2

Équation pour le calcul de la sensibilité (Se). Vrai positifs (VP) ; Faux négatif (FN).

$$Se = \frac{VP}{VP + FN}$$

Équation pour le calcul de la spécificité (Sp). Vrai négatif (VN) ; Faux positif (FP).

$$Sp = \frac{VN}{FP + VN}$$

Équation pour le calcul du taux de faux négatifs (FN).

$$FN = \frac{FN}{n_1} = \beta = 1 - Se$$

Équation pour le calcul du taux de faux positifs (FP).

$$FP = \frac{FP}{n_2} = \alpha = 1 - Sp$$

Équation pour le calcul de l'efficacité (taux succès).

$$Efficacité = \frac{VP + VN}{N}$$