

ASPECTS QUANTITATIFS DE LA PRODUCTION LAITIÈRE DES BREBIS

V. — ESTIMATION DES EFFETS TROUPEAUX ET ANNÉES, ET DES INTERACTIONS TROUPEAUX-ANNÉES

J. RÖMER ⁽¹⁾, J.-C. FLAMANT, M. POUTOUS

*Station de Génétique quantitative et appliquée,
Centre national de Recherches zootechniques, 78 - Jouy-en-Josas
Institut national de la Recherche agronomique*

SOMMAIRE

Les performances laitières moyennes à la traite de 58 troupeaux de brebis *Lacaune* de la région de Roquefort, contrôlés durant sept années successives, ont été analysées pour mettre en évidence le pourcentage de variation due aux différences entre troupeaux, entre années et à leur interaction.

Conformément aux données de la littérature, le facteur « troupeaux » constitue le facteur de variation le plus important (20 p. 100). Le facteur « année » est d'influence très négligeable (2 p. 100). L'interaction « troupeau-année » est par contre beaucoup plus grande (7 p. 100) : les différentes origines possibles en sont discutées.

Compte tenu de ces valeurs et de l'effectif minimum des troupeaux de la zone de Roquefort, il apparaît que pour le calcul des index génotypiques des béliers, l'estimation des effets non génétiques intervenant sur la production laitière des brebis d'un troupeau, est plus précise sur la base de la performance de ce troupeau, l'année de calcul de l'index, plutôt qu'en effectuant la moyenne des performances réalisées les années précédentes.

INTRODUCTION

D'après BOYAZOGLU, POLY, POUTOUS (1964), les facteurs liés au troupeau expliquent une part importante (35 p. 100) de la variance des performances laitières des brebis de race *Lacaune*, mais seulement 15 à 20 p. 100 des différences entre les moyennes de production des troupeaux ont une origine génétique. Par consé-

(¹) Adresse permanente: Institut de Zootechnie, *Balice K. Krakowa*, Pologne.

quent, pour le calcul des index génotypiques de béliers, il a paru indispensable de ramener les performances des filles d'un bélier à la moyenne de leurs contemporaines. La méthode utilisée (POLY, POUTOUS, FREBLING, 1965; FLAMANT, POLY, POUTOUS, 1966) repose sur un classement des troupeaux d'après la moyenne des performances enregistrées pour la campagne qui vient de se terminer au début des opérations de calcul.

Le travail présenté ici a pour but essentiel de préciser l'importance des facteurs liés au troupeau ou à l'année et de leur interaction, et d'en déduire la meilleure façon de classer les troupeaux en utilisant, éventuellement, les performances enregistrées au cours des campagnes antérieures à l'année de calcul.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Nous avons disposé des résultats du Contrôle laitier de 58 troupeaux du « Rayon de Roquefort » durant sept années successives de 1960 à 1966, soit un ensemble de 58 381 performances individuelles (tabl. 1). Les élevages choisis pratiquent la traite manuelle ou la traite mécanique; certains d'entre eux se sont mécanisés dans l'intervalle de temps considéré.

Les critères suivants ont été retenus : *durée de traite, production laitière totale à la traite* (depuis le sevrage jusqu'au tarissement) et *production laitière au contrôle maximum* (généralement le premier contrôle laitier effectué après le sevrage). Nous avons considéré les moyennes brutes de ces critères pour chaque troupeau et chaque année, faisant ainsi l'hypothèse d'une composition identique des troupeaux selon l'âge des brebis. Les performances et les effectifs moyens des troupeaux pour notre échantillon et pour l'ensemble des résultats du contrôle laitier sont donnés année par année dans le tableau 1.

TABLEAU I

Performances moyennes des 58 troupeaux étudiés et pour l'ensemble des brebis contrôlées

Années	58 troupeaux					Tous troupeaux contrôlés				
	Nombre total de brebis	Moyennes par troupeau				Nombre total de brebis	Moyennes par troupeau			
		Effectif	Production traite (l)	Durée de traite (j)	Production au contrôle maximum (ml)		Effectif	Production traite (l)	Durée de traite (j)	Production au contrôle maximum (ml)
1960	7 905	136	87,7	153	959	13 543	95	80,3	145	910
1961	8 098	140	95,2	151	1 051	17 389	127	87,1	144	996
1962	8 094	140	88,4	150	946	18 968	135	80,0	147	890
1963	8 282	143	86,4	155	928	20 195	142	74,1	147	874
1964	8 105	140	93,2	157	977	20 331	140	87,0	152	925
1965	8 483	146	100,5	159	1 075	22 079	149	94,6	160	1 028
1966	9 414	162	100,4	157	1 109	24 349	153	97,5	154	1 060
Ensemble	58 381	144	94,0	155	1 011	136 854	—	86,6	150	961

La signification des effets « troupeaux », « années » et de leur interaction a été déterminée à l'aide de la méthode d'analyse de variance dite « des moyennes non pondérées » décrite par ANDERSON et BANCROFT (1952). Les composantes de la variance ont été ensuite estimées en identifiant les carrés moyens à leur espérance mathématique (tabl. 2). A partir de ces résultats, nous avons calculé la part de la variance due aux différents effets analysés et aux différences entre troupeaux pour une même année de production (troupeaux intra-années) et celle due aux différences entre années de production pour un même troupeau (années intra-troupeau) (tabl. 3).

TABLEAU 2

Composantes de variation (s^2) pour la durée de traite, la production au contrôle maximum et la production totale à la traite

Variable	Sources de variations				
	Troupeaux	Années	Inter- action troupeaux- années	Résiduelle	Totale
Durée de traite (j^2)	74	7	59	1 190	1 330
Production au contrôle maximum (m^2)	197	31	62	592	882
Production laitière totale à la traite (l^2)	191	23	64	660	1 138

Nous avons également effectué une analyse de variance sur les moyennes de troupeaux pour la production laitière totale, en décomposant la variance en facteurs « troupeaux » et « années », leur interaction étant confondue avec la variance résiduelle. La même décomposition a été faite après correction par analyse de covariance sur la durée de traite (tabl. 5).

RÉSULTATS

Pour les 3 variables analysées, la part revenant à la variation résiduelle est importante : 67,1 p. 100 pour la production au contrôle maximum à 89,5 p. 100 pour la durée de traite (tabl. 3). Cependant, dans tous les cas, les tests statistiques sont significatifs au moins au seuil de 5 p. 100.

La durée de traite ne dépend que faiblement des facteurs contrôlés. L'interaction « troupeaux-années » est plus importante (4,4 p. 100) que le facteur « années » (0,5 p. 100). Pour une même année, les différences entre troupeaux ne sont donc pas négligeables (10 p. 100), tandis qu'au niveau d'un troupeau, les différences entre années expliquent 5,3 p. 100 de la variation totale.

Pour les quantités, comme pour la durée de traite, l'effet « années » constitue le facteur le moins important puisqu'il n'explique que 2,4 et 3,5 p. 100 des variations de la production totale et de la production au contrôle maximum. L'interaction explique une part plus forte de la variance (6,8 et 7,1 p. 100), tandis que les différences entre troupeaux interviennent respectivement pour 20,4 et 22,3 p. 100. On constate que les pourcentages de variation obtenus pour chacun des facteurs étudiés sont plus élevés pour la production au contrôle maximum que pour la production totale. L'importance du facteur d'interaction conduit à estimer une variation

TABLEAU 3

Pourcentage de variation pour la durée de traite, la production au contrôle maximum et la production laitière totale à la traite

a)

Variables et auteurs	Observations	Sources de variations					
		Troupeaux	Années ou (années-saisons)	Interaction troupeaux-années	Résiduelle	Troupeaux intra-années	Années intra-troupeau
Durée de traite . . .		5,6	0,5	4,4	89,5	10,0	5,3
Production au contrôle maximum . .		22,3	3,5	7,1	67,1	30,5	13,6
Production laitière totale à la traite . .		20,4	2,4	6,8	70,4	27,9	11,5

b)

LÉGATE et LUSH, 1954	23 330 lactations Jersey (production de matière grasse)	38,6	4,9	—	56,5	40,6	8,0
CASTLE et SEARLE, 1957	5 557 lactations Jersey	29,0	0	7,0	64,0	36,0	9,9
HENDERSON et CARTER, 1957	Cité par MILLER et al., 1968	30,0	4,0	14,0	52,0	47,9	25,7
VAN VLECK, WADELL et HENDERSON, 1961	39 738 1 ^{res} lactations Holstein	30,0	2,0	6,8	61,2	37,6	12,6
	37 218 2 ^{es} lactations Holstein						
BERESKIN et FREEMAN, 1965	39 368 lactations Holstein (corrigées pour l'âge)	28,1	2,3	3,2	66,4	28,8	7,7
HARVILLE et HENDERSON, 1967	39 644 1 ^{res} lactations Holstein	26,6	5,1	5,9	62,3	34,2	15,0

entre années non négligeable au niveau d'un troupeau (11,5 p. 100 pour la production totale; 13,6 p. 100 pour la production maximum). La variation entre troupeaux intra-années représente alors 27,9 p. 100 et 30,5 p. 100 respectivement de la variation totale.

Ces résultats sont un peu plus faibles que ceux obtenus sur les bovins laitiers par divers auteurs qui font intervenir le facteur « années-saisons » dans leurs analyses (tabl. 3). KELLEHER, FREEMAN et LUSH (1967) évaluent la variation « troupeaux + années + saisons » à 33,5 p. 100. D'autres auteurs ont estimé seulement la part de variation entre troupeaux (tabl. 4) : leurs résultats sont en moyenne légèrement supérieurs aux nôtres.

TABLEAU 4

Estimation de la part de variation de la production laitière des bovins due aux différences entre troupeaux

Auteurs	p. 100 variance totale	Nombre lactations	Matériel animal
PLUM, 1935	34,1	5 860 (1)	Guernesey, Holstein, Jersey
LUSH et STRAUS, 1962, d'après LEGATES et LUSH (1954)	30,0	—	—
HICKMAN et HENDERSON, 1955	33,8 (2)	3 912	1 ^{res} lactations Holstein
MASON et ROBERTSON, 1956	23,6	—	1 ^{res} lactations Rouge Danoise
LEGATES, VERLINDEN et KENDRICK, 1956	25,1	5 234 17 581 1 939	1 ^{res} lactations Guernesey 1 ^{res} lactations Holstein 1 ^{res} lactations Jersey
GAUNT et LEGATES, 1958	31,2 11,0 27,1 35,6		Guernesey monte naturelle Guernesey insémination artificielle Holstein monte naturelle Holstein insémination artificielle
PIRCHNER et LUSH, 1959	40,0 (2)	2 903	1 ^{res} lactations Holstein
WADELL et MCGILLIARD, 1959	33,0 21,0 17,0	558 116 54	Guernesey Holstein Jersey
TOUCHBERRY, ROTTENSTEN et ANDERSEN, 1960	14,3	2 270	Rouge Danoise
VAN VLECK et HENDERSON, 1961	35,0	1 526 (3)	Holstein
THOMPSON, BALDWIN et GRAF, 1962	32,1 à 35,5	29 089	Guernesey, Holstein et Jersey
SEARLE, 1963	28,3	261 (1)	Jersey Nouvelle Zélande
BURDICK et MCGILLIARD, 1963	33,0 35,0	8 638 1 872	1 ^{res} lactations Holstein 1 ^{res} lactations Guernesey
GAUNT, BARTLETT et COMSTOCK, 1964	34,5	5 994	1 ^{res} lactations Holstein et Guernesey
ALLAIRE et GAUNT, 1965	33,6 42,5	31 839 (3)	1 ^{res} lactations Holstein Performance moyenne Holstein
VAN VLECK et BRADFORD, 1965a	26,5	20 850 (3)	Holstein
VAN VLECK et BRADFORD, 1965b	24,0	4 780 (3)	Holstein
FAIRCHILD et al., 1966	28,4	22 484	1 ^{res} lactations Holstein
THOMPSON, 1967	16,7	25 836 (4)	Holstein
GACULA, GAUNT et DAMON, 1968	3,8 18,4 10,3 12,5 20,8	961 853 1 005 692 742	Ayrshire Guernesey Holstein Jersey Brune suisse

(1) Production de matière grasse.

(2) Analyse intra-années.

(3) Lactations corrigées pour l'âge.

(4) Analyse intra État, intra père.

Sur les ovins laitiers, les travaux analogues sont plus rares. BOYAZOGLU, POLY et POURTOUS (1964), à partir de l'ensemble des données antérieures à 1963 du contrôle laitier des brebis du Rayon de Roquefort, ont trouvé une composante « troupeaux intra-années » plus forte que la nôtre (35 p. 100 contre 27,9 p. 100). Cet écart

peut s'expliquer par la sélection de notre échantillon constitué uniquement des troupeaux contrôlés sans interruption depuis 1960; au cours des années successives considérées, le niveau moyen de production est supérieur à celui de tous les troupeaux contrôlés (tabl. 1): La variation entre troupeaux a donc pu être réduite pour cette raison.

MASON et DASSAT (1953) analysent 442 lactations de brebis *Langhe* réparties en 16 troupeaux et 8 « noyaux de sélection ». Après correction pour l'année de production, l'âge des brebis et la durée de traite, ils constatent que les différences entre troupeaux et entre centres de sélection interviennent globalement pour 57 p. 100 de la variation totale. BONELLI (1961) a réalisé une analyse portant sur 1152 lactations de brebis *Sardes* réparties en 4 années de production dans 3 « noyaux de sélection » comprenant chacun 12 troupeaux, tandis que l'effet de l'année et l'interaction troupeaux-années sont beaucoup plus faibles. Sur 323 lactations à 1 an de brebis *Sardes* de l'Ovile Sardo, BONELLI (1966) trouve un effet année hautement significatif (6 campagnes de production).

Le troupeau constituant l'unité économique de production, il nous a paru intéressant d'estimer les composantes de la variance de la production moyenne annuelle des troupeaux (tabl. 5). Cette analyse met en valeur la grande importance des différences (constantes durant 6 années consécutives) entre troupeaux qui expliquent 68,3 p. 100 de la variance, et les variations bien plus faibles dues aux différences entre années (8,2 p. 100). Du fait, de l'effectif élevé par troupeau, la composante résiduelle de la variance obtenue ici est voisine de la composante d'interaction « troupeaux-années »; comme nous l'avons montré précédemment, sa valeur est assez forte (23,4 p. 100). La correction pour la durée moyenne de traite ne modifie presque pas l'importance relative de ces différents facteurs et ne permet donc pas de rendre le classement des élevages plus stable d'une année à l'autre. Il faut cependant remarquer qu'une telle analyse suppose l'égalité des coefficients de régression: celle-ci n'est pas vérifiée dans cet échantillon.

TABLEAU 5

Composantes de la variance pour la production moyenne par troupeau-année de lait total à la traite: sans (A) et avec (B) correction pour la durée moyenne de traite correspondante. Coefficients de régression (C) de la production moyenne sur la durée moyenne et coefficients de corrélation (D) entre les deux variables

Source de variation	Production laitière totale à la traite. Composantes de la variance		Composantes de covariation		Coefficients de régression (b) (C)	Coefficients de corrélation (r) (D)
	(A)		(B)			
	s_x^2	p. 100	$s_x s_y$	%		
Totale	441	100	188	100	+0,90	+0,62
Troupeaux	301	68,3	132	64,2	+1,27	+0,74
Années	36	8,2	8	9,3	+0,69	+0,40
Résiduelle	104	23,4	48	26,4	+0,51	+0,49

DISCUSSION

I. — *Durée de traite*

Dans le Rayon de Roquefort, les laiteries ouvrent et ferment à des dates fixes, variables suivant les régions et les années, mais indépendantes dans une certaine mesure des éleveurs. Ceux-ci ne peuvent donc modifier la durée moyenne de traite qu'en groupant les agnelages et le sevrage des agneaux le plus près possible de la date d'ouverture des laiteries, et en tarissant les brebis le plus près possible de la date de fermeture. Le facteur « troupeau » traduit donc les répercussions sur la durée de traite des différences de conditions et de conduites entre les troupeaux. Nos résultats prouvent que l'éleveur maîtrise, en fait, difficilement cette variable.

La variation entre années est encore plus faible que la variation entre troupeaux, et montre la faible intervention des conditions générales du Rayon de Roquefort sur la durée de traite moyenne des troupeaux.

Une partie de l'interaction « troupeaux-années » pourrait être expliquée par les changements annuels de l'époque de lutte et des dates d'ouverture et de fermeture des laiteries. Ceux-ci sont cependant de faible amplitude (quelques jours).

La variation résiduelle, très importante, est due aux différences de précocité d'agnelage entre brebis d'un même troupeau au cours d'une même campagne, à des mortalités précoces d'agneaux à l'allaitement et à des accidents divers (mammites, tarissements précoces, ventes et mortalités) qui allongent ou écourtent la durée de traite. BOYAZOGLU, POLY et POUTOUS (1965 *a*) ont montré par ailleurs la très faible héritabilité de la durée de traite. Cet ensemble de résultats permet de dire que cette variable est, en grande partie, sous l'influence de facteurs de milieu non contrôlés.

2. — *Production laitière totale à la traite*

Le facteur « troupeau » constitue une source importante de variation du niveau de production laitière, contrairement à l'année.

L'origine des différences entre troupeaux peut être en partie génétique, pour 15 à 20 p. 100 d'après BOYAZOGLU, POLY et POUTOUS (1964). L'hétérogénéité des conditions de traite (traite manuelle et traite mécanique) doit également intervenir, soit par action directe sur le niveau de production, soit par sous-estimation des performances pour les élevages pratiquant la traite mécanique. Dans ceux-ci, les contrôleurs n'enregistrent pas le volume de lait recueilli à l'égouttage manuel, évalué à 9 p. 100 environ du volume total selon BOSC, FLAMANT et RICORDEAU (1967), mais susceptible de variations importantes d'un élevage à l'autre.

Les autres causes qui peuvent jouer concernent l'éleveur pour l'alimentation, la conduite de son troupeau et l'équipement de son exploitation, mais aussi les conditions géographiques et pédologiques. Ainsi, chez les bovins, MCKINNEY, WELCH et FOSGATE (1965) attribuent 31 p. 100 de la variation totale de la production laitière des vaches des troupeaux de l'État de Géorgie à un ensemble de

13 variables qui caractérisent le type de conduite, le niveau d'équipement et le degré d'évolution des troupeaux. GONUL, VOS et POLITIËK (1966) déterminent que 5,4 p. 100 de la variation totale de la production laitière des vaches de Frise sont dus aux différences entre districts, tandis que la variation entre années est inexistante. Ces mêmes auteurs rapportent les résultats de EL SHIMY (1956) et de ROELOFS (1966) qui montrent une incidence de la nature pédologique des sols de la Frise sur la production laitière.

Relation avec la durée de traite

Le coefficient de corrélation phénotypique entre durée de traite et production laitière totale à la traite ($r = 0,62$) est du même ordre de grandeur que celui calculé par BOYAZOGLU, POLY et POUTOUS (1965 *b*) sur les lactations individuelles ($r = 0,60$).

Les différences de production entre troupeaux sont nettement liées aux différences de durée moyenne ($r = 0,74$), néanmoins, après correction par la durée, l'importance relative du facteur « troupeaux » est peu diminuée. La régression calculée à partir des composantes « troupeaux » ($b = 1,27$) est beaucoup plus élevée que celle calculée à partir des composantes « années » et résiduelle ($b = 0,51$ et $0,69$). Ceci s'explique, en premier lieu, par la nature statistique de ces relations, certains facteurs agissant dans le même sens sur la durée de traite et sur la production laitière au niveau du troupeau. Pour la brebis laitière, on peut donner à ce phénomène une explication, qui s'ajoute à la précédente, si l'on admet que l'éleveur agit sur la durée de traite plus en diminuant la durée d'allaitement (sevrage précoce ou allaitement artificiel) qu'en retardant le tarissement. Au contraire, les autres causes de variation modifieraient relativement peu la durée d'allaitement. Si cette hypothèse est exacte, les coefficients de régression (b), observés au niveau du troupeau et de la résiduelle, doivent être voisins des productions journalières (j) en début et en fin de traite, ce qui est à peu près vérifié dans notre échantillon.

(troupeaux	:	$b = 1,27$,	$j = 1,00$
résiduelle	:	$b = 0,51$,	$j = 0,50$

3. — *Production laitière au contrôle maximum*

L'analyse des variations de ce critère appelle des remarques analogues à celles déjà faites pour la production à la traite. Cependant, on doit noter une importance légèrement plus forte pour les facteurs « troupeaux » et « années » et pour leurs combinaisons. Ces différences peuvent être dues au hasard mais peuvent aussi provenir de la situation saisonnière du contrôle maximum qui est, chez les brebis *Lacaune*, généralement le premier après le sevrage, et qui intervient donc à la période d'élevage en bergerie, tandis que la production totale est obtenue partie en bergerie, partie au pâturage. Dans ce dernier cas, l'action de l'éleveur est moins

efficace (alimentation plus difficile à doser au pâturage, variations climatiques plus fortes qu'en bergerie, incidents divers en cours de lactation, etc...) et la production globale dépend en fait de la production fourragère de 2 années consécutives (foins et pâturages).

4. — *Causes possibles de l'interaction « troupeaux-années » sur la production laitière*

L'existence d'une interaction « troupeaux-années » importante sur la production laitière (maximum ou totale) peut avoir plusieurs origines. Nous pouvons citer au moins une cause génétique et plusieurs causes statistiques ou non génétiques.

L'arrivée en production, chaque année, de nouvelles brebis, filles d'un nombre limité de béliers (1 ou 2 en moyenne) qui changent d'une année à l'autre, peut introduire entre années une variation du niveau génétique moyen d'un troupeau.

L'évolution générale des élevages peut contribuer aussi à l'interaction trouvée. On a constaté en effet graphiquement, que certains progressent régulièrement tandis que d'autres régressent chaque année, ou encore, oscillent autour d'un niveau moyen.

La production moyenne d'un élevage est également susceptible de modifications entre années par suite d'un changement dans la pyramide des âges ou d'un passage à la traite mécanique (action directe sur la production, lait d'égouttage manuel non contrôlé). Il aurait été souhaitable de réaliser l'analyse sur les productions des brebis à 1 an; en fait cela s'est révélé impossible dans les conditions de monte naturelle où le nombre de béliers utilisés par année et par troupeau est très limité, ce qui ne permet pas d'isoler les facteurs génétiques de l'effet propre à l'année pour un troupeau donné. Cette confusion est moins grande si l'on considère les productions des brebis de tous âges, filles d'un nombre plus élevé de béliers.

La réponse des troupeaux aux conditions de l'année (climatiques essentiellement), qui déterminent en partie la qualité des fourrages, n'est probablement pas uniforme, certains éleveurs ajustant l'alimentation complémentaire aux ressources fourragères et d'autres utilisant uniquement ces dernières. Ceci paraît vraisemblable surtout en début de lactation où la complémentation doit être la plus importante et où les animaux sont exclusivement en stabulation; c'est ce qui peut expliquer l'interaction légèrement supérieure pour la production au contrôle maximum par rapport à la production totale.

Les différences entre troupeaux ont aussi vraisemblablement une origine géographique qui tient à la variété des conditions d'élevage de la brebis laitière dans le Rayon de Roquefort : exploitations se situant de 300 à 1 000 mètres d'altitude, plateaux calcaires des Causses, massifs granitiques ou plaines et vallées d'alluvions. Il est logique d'admettre que les facteurs climatiques, telles la pluviosité et la température, n'aient pas, chaque année, la même répercussion pour chacune des petites régions de cette vaste zone. Une analyse tenant compte de la répartition des troupeaux selon leur région d'élevage, permettrait de préciser l'importance de cette cause d'interaction.

BERESKIN et FREEMAN (1965) remarquent que dans les conditions d'élevage bovin de l'État d'Iowa, réputées homogènes, les effets des saisons varient de façon sensible d'un troupeau à l'autre. VAN VLECK, WADELL et HENDERSON (1961) donnent une explication économique à l'interaction « troupeaux-années-saisons ». Ces auteurs pensent que même dans les conditions de l'État de New-York, tous les troupeaux ne sont pas en mesure de réagir de façon semblable aux périodes de sécheresse ou de cours médiocres. Le volume de la réserve économique de l'éleveur entre en ligne de compte puisque celui qui a des capitaux disponibles peut acheter beaucoup plus d'aliments en stock et se trouve ainsi en bonne position pour continuer à alimenter convenablement son troupeau en période de disette.

5. — Conséquences pour la sélection

Pour obtenir les index des béliers, on doit estimer l'action des effets communs à l'ensemble des performances réalisées dans un troupeau i au cours de l'année j . Le problème posé est de savoir s'il vaut mieux utiliser les résultats d'une seule ou de plusieurs années.

Nous admettrons que chaque performance est ramenée à la moyenne générale de l'année, ce qui élimine l'effet de ce facteur, à vrai dire peu important. Nous appellerons t_i l'effet propre au troupeau i , ta_{ij} l'effet d'interaction propre au troupeau i l'année j et σ_{at} la variance d'interaction, \bar{r}_{ij} la moyenne des effets résiduels sur les N (valeur supposée constante) performances du troupeau i l'année j et σ_r^2/N sa variance. Nous admettrons le modèle suivant où tous les éléments sont supposés centrés, pour représenter la production moyenne \bar{X}_{ij} du troupeau i l'année j :

$$\text{— (1) —} \quad \bar{X}_{ij} = t_i + ta_{ij} + \bar{r}_{ij}$$

D'après — (1) —, le modèle pour une moyenne ($\bar{\bar{X}}_i$) sur n années peut s'écrire :

$$\text{— (2) —} \quad \bar{\bar{X}}_i = t_i + \frac{\sum_j ta_{ij}}{n} + \frac{\sum_j \bar{r}_{ij}}{n}$$

Pour estimer $t_i + ta_{ij}$, on peut partir de l'équation — (1) — ou de l'équation — (2) —. Dans le premier cas (estimation sur une seule année), t_i et ta_{ij} sont fixés et en conséquence la variance de l'erreur d'estimation est égale à :

$$\text{— (3) —} \quad \frac{\sigma^2 r}{N}$$

Dans le deuxième cas, en admettant qu'on utilise les résultats de l'année de calcul, cette variance est égale à :

$$\text{— (4) —} \quad \sigma_{at}^2 \frac{n-1}{n} + \frac{\sigma^2 r}{nN}$$

La comparaison de — (3) — et de — (4) — permet de dire que l'estimation sur plusieurs années plutôt que sur une seule est intéressante si l'effectif par troupeau N est plus petit que le rapport de la variance résiduelle à la variance d'interaction. Ce rapport, égal à 11 d'après nos résultats est donc très inférieur à l'effectif minimum de 40 à 50 têtes par troupeau observé dans le Rayon de Roquefort.

D'une façon plus générale, pour que la variance de l'erreur sur une moyenne de n années soit au plus égale à k fois la variance de l'erreur sur la moyenne de l'année, il faut que la relation — (5) — soit satisfaite :

$$\text{— (5) —} \quad N \leq \frac{11n}{n-1} \left(k - \frac{1}{n} \right)$$

Même pour $n = 2$ et $k = 1, 2$, la valeur limite $N = 16$ est toujours très inférieure à l'effectif moyen de Roquefort.

En conséquence, il ne semble pas utile de modifier la méthode actuelle de calcul des index.

CONCLUSION

La conséquence pratique principale de cette étude est relative à la réalisation du calcul des index génotypiques des béliers de race *Lacaune*. Il apparaît que l'estimation des effets non génétiques intervenant sur la production laitière des brebis d'un troupeau doit se faire sur la base de la performance de ce troupeau l'année de calcul de l'index.

Ce travail met en outre en évidence une interaction « troupeaux-années » non négligeable. Bien que les modes d'élevage des troupeaux bovins et ovins laitiers soient bien différents, les analyses effectuées sur l'un et l'autre matériel animal conduisent à des résultats semblables, comme BOYAZOGLU, POLY et POUTOUS (1965 *a* et *b*) ont déjà pu le constater sur divers paramètres génétiques.

Il existe vraisemblablement d'autres sources d'interaction non étudiées ici, telles l'interaction « âge des brebis-troupeaux ». Leur ensemble est certainement susceptible d'intervenir de façon négligeable dans la variation résiduelle des index génotypiques.

Reçu pour publication en juillet 1968.

SUMMARY

QUANTITATIVE ASPECTS OF MILK PRODUCTION IN SHEEP.

V. — ESTIMATION OF YEAR EFFECTS, FLOCK EFFECTS AND YEAR × FLOCK INTERACTIONS

In the Roquefort area, calculation of the selection index for rams is done according to the method described by POLY and al. (1965) and by FLAMANT and al. (1966). Comparison of the average production of the daughters of a ram with their contemporaries is based on classifying the flocks according to their respective performance. These provide an estimate of the non-genetic effects influencing the milk production of the ewes of each flocks.

The present study has shown that when the minimum size of flock (40 to 50 head) is taken

into consideration, estimation of the flock average production is much more precise when one used the mean performance actually recorded during the year in which the index is calculated, separately for each flock, rather than using the average performance obtained over several years. Equal precision would be obtained with both methods when the size of the flock is about 11.

Such a conclusion was obtained after estimating the fraction of the variance due to differences among flocks (20 p. 100), among years (2 p. 100) and the interaction among these two effects (7 p. 100) (table 3). The analysis of variance was based on the records from 58 flocks of the Lacaune breed, covering a period of seven consecutive years and totalling 58,816 individual lactations (table 1). The same analysis was carried out on the length of lactation, on which character the effects studied had very little influence (residual variance = 89,5 p. 100). Despite the close relationship between the two variables, correction of the milk production for the duration of the lactation did not provide, through covariance analysis, any smaller components of variance (table 5).

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALLAIRE F. R., GAUNT S. N., 1965. First lactations contemporary comparisons as indicators of environmental influences on daughter records used for sire evaluation. *J. Dairy Sci.*, **48**, 454-461.
- ANDERSON R. C., BANCROFT T. A., 1952. *Statistical theory in research*. Mac Grow Hill. New-York.
- BERESKIN B., FREEMAN A. E., 1965. Genetic and environmental factors in dairy sire evaluation, I. — Effects of herds, months, and year-seasons on variance among lactation records; repeatability and heritability. *J. Dairy Sci.*, **48**, 347-351.
- BONNELI P., 1961. Effetto di alcuni importanti componenti paratipici sul carattere produzione latte nella pecora Sarda. *Allev. e Veter.*, **3**, 14 pp.
- BONNELI P., 1966. Correlazioni fisio-funzionali lattiere nella pecora Sarda. Metodologia di valutazione produttiva. *Zootec. e Veter.*, 1966 (1-2), 10-24.
- BOSC J., FLAMANT J. C., RICORDEAU G., 1967. Traite à la machine des brebis. Suppression de l'égouttage manuel ou remplacement par un égouttage machine. *Ann. Zootech.*, **16**, 191-202.
- BOYAZOGLU J. G., POLY J., POUTOUS M., 1964. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis II. — Estimation des différences d'origines génétique et non génétique entre troupeaux. *Ann. Zootech.*, **13**, 289-297.
- BOYAZOGLU J. G., POLY J., POUTOUS M., 1965. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. III. — Coefficients d'héritabilité. *Ann. Zootech.*, **14**, 53-63.
- BOYAZOGLU J. G., POLY J., POUTOUS M., 1965. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. IV. — Corrélations génétiques et phénotypiques. *Ann. Zootech.*, **14**, 145-152.
- BURDICK J. M., MCGILLIARD I. D., 1963. Interactions between sires in artificial insemination and management of dairy herds. *J. Dairy Sci.*, **46**, 452-458.
- CASTLE O. M., SEARLE S. R. Repeatability of dairy cow butter fat records in New Zealand. *J. Dairy Sci.*, **40**, 1277-1283.
- EL SHIMY S.A.F., 1956. The heritability of milk and fat percentage in Friesian cattle in the Province of Friesland. Wageningen. Cité par Gönül, Vos et Politiek (1966).
- FAIRCHILD T. P., TYLER W. J., BARR G. R., CORLEY E. L., 1966. Estimating transmitting abilities of artificial insemination dairy sires. *J. Dairy Sci.*, **49**, 1416-1425.
- FLAMANT J. C., POLY J., POUTOUS M., 1966. Calcul des index génotypiques des béliers utilisés dans la zone de Roquefort. *Rep. 9th Int. Congr. anim. Prod.*, Edimburgh.
- GAGULA M. C. Jr., GAUNT S. N., DAMON R. A. Jr., 1968. Genetic and environmental parameters of milk constituents for five breeds. I. — Effects of herd, year, season and age of cow. *J. Dairy Sci.*, **51**, 428-437.
- GAUNT S. N., BARTLETT M. A. G., COMSTOCK W. L., 1964. Comparison of five methods of adjusting for environmental differences in evaluating dairy cows. *J. Dairy Sci.*, **47**, 1243-1248.
- GAUNT S. N., LEGATES J. E., 1958. Relative merit of five measures of a dairy sire's transmitting ability. *J. Dairy Sci.*, **41**, 830-839.
- GÖNÜL T., VOS M. P. M., POLITIEK R. D., 1966. Genetical and certain environmental influences on the milk yield and fat percentages of Friesian cows in Friesland. *Ned. Melk-en Zuiveltijdschr.*, **20**, 272-282.
- HARVILLE D. A., HENDERSON C. R., 1967. Estimates of variance components associated with the first-lactations of New-York State Holsteins (Abstr.). *J. Dairy Sci.*, **50**, 985-986.
- HENDERSON C. R., CARTER H. W., 1957. Improvement of progeny tests by adjusting for herd, year, and season of freshening (Abstr.). *J. Dairy Sci.*, **42**, 638.
- HICKMAN C. G., HENDERSON C. R., 1955. Components of the relationship between level of production and rate of maternity in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, **38**, 883.
- KELLEHER D. J., FREEMAN A. E., LUSH J. L., 1967. Importance of bull x herd-year-season interaction in milk production. *J. Dairy Sci.*, **50**, 1703-1707.

- LEGATES J. E., LUSH J. L., 1954. A selection index for fat production in dairy cattle utilizing the fat yields of the cow and her close relative. *J. Dairy Sci.*, **37**, 744-753.
- LEGATES J. E., VERLINDEN F. J., KENDRICK J. F., 1956. Sire by herd interaction in production traits in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, **39**, 1055-1063.
- LUSH J. L., STRAUS F. S., 1942. The heritability of butterfat production in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, **25**, 975. Cité par Legates et Lush (1954).
- MASON J.-L., ROBERTSON A., 1956. The progeny testing of dairy bulls at different levels of production. *J. agric. Sci.*, **47**, 367-375.
- MCKINNEY W. H., WELCH H. K. JR., FOSGATE O. T., 1965. Estimations of certain environmental influences on milk production based upon dairy herd improvement association data. *J. Dairy Sci.*, **48**, 361-364.
- MASON J. L., DASSAT P., 1954. Milk, meat and wool production in the Langhe sheep of Italy. *Z. Tierz. Zücht Biol.*, **62**, 197-234.
- PIRCHNER F., LUSH J. L., 1959. Genetic and environmental portions of the variation among herds in butterfat production. *J. Dairy Sci.*, **42**, 115-122.
- PLUM M., 1935. Causes of differences in butterfat production of cows in Iowa cow testing associations. *J. Dairy Sci.*, **18**, 811-825.
- POLY J., POUTOUS M., FREBLING J., 1965. Méthodes de calcul d'index de production laitière. *Bull. Tech. Ings. Serv. agric.*, **205**, 957-963.
- ROELOFS E. T., 1966. Jaarversleg 1964 von de P. M. D. woor Friesland F. R. S. mededelingen n° 233. Cité par Gönül, Vos et Politiek, 1966.
- SEARLE S. R., 1963. Herd by cow interaction effects in dairy production record. *Anim. Prod.*, **5**, 157-164.
- THOMPSON N. R., 1967. Genetic portions of state differences in milk and fat yields and fat percentage (Abstr.). *J. Dairy Sci.*, **50**, 973.
- THOMPSON N. R., BALDWIN V. L., GRAF G. C., 1962. State, herd and yearly effects on milk and fat yields of dairy cattle (Abstr.). *J. Dairy Sci.*, **45**, 678.
- TOUCHBERRY R. W., ROTTENSTEN K., ANDERSEN H., 1960. A comparison of dairy sire tests made at special danish testing stations with tests made in farmer herds. *J. Dairy Sci.*, **43**, 529-545.
- VAN VLECK L. D., BRADFORD G. E., 1965 a. Comparison of heritability estimates from daughter-dam regression and paternal half-sib correlation. *J. Dairy Sci.*, **48**, 1372-1375.
- VAN VLECK L. D., BRADFORD G. E., 1965 b. Genetic covariance components relatives for dairy lactation records. *Genetics*, **52**, 385-390.
- VAN VLECK L. D., HENDERSON C. R., 1961. Variance and covariance components in part lactation milk and fat records. *J. Dairy Sci.*, **44**, 1870-1876.
- VAN VLECK L. D., WADELL L. H., HENDERSON C. R., 1961. Components of variance associated with milk and fat record artificially sired Holstein daughters. *J. anim. Sci.*, **20**, 812-816.
- WADELL L. H., MCGILLIARD L. D., 1959. Influence of artificial breeding on production in Michigan dairy herds. *J. Dairy Sci.*, **42**, 1079-1085.
-