ASPECTS QUANTITATIFS DE LA PRODUCTION LAITIÈRE DES BREBIS

VI. — RELATIONS ENTRE LES INDEX LAITIERS SUR ASCENDANCE ET SUR DESCENDANCE DES REPRODUCTEURS MÂLES DE RACE LACAUNE

J.-C. MOCQUOT, J.-C. FLAMANT et M. POUTOUS

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

RÉSUMÉ

Sous réserve de vérifications ultérieures, cette étude des relations entre les index sur descendance des béliers Lacaune et l'index de leur père ou les performances de leur mère permet d'aboutir aux conclusions suivantes : 1° Les index lait corrigés pour la durée de la période de traite traduisent de façon satisfaisante la valeur génétique des reproducteurs mâles, surtout s'ils sont établis sur 15 premières lactations au moins. 2° Le choix des béliers pères de jeunes mâles d'après leur index influe, pour une part essentielle, sur les progrès génétiques qu'on peut espérer. 3° Néanmoins, un complément appréciable est apporté par le choix des mères, de préférence d'après leurs productions ramenées à la moyenne de leur troupeau. 4° Pour le contrôle maximum, l'efficacité de l'index est faible mais le nombre de données n'est pas suffisant pour qu'une conclusion nette puisse être avancée.

INTRODUCTION

L'étude des relations existant entre les index de production laitière des béliers et les index de leurs pères ou les performances de leurs mères offre un double intérêt : en premier lieu, elle permet, par comparaison des valeurs observées et attendues, de porter un jugement global sur la validité des hypothèses à la base du calcul des index de descendance tel qu'on l'effectue en France. En second lieu, cette étude devrait permettre de définir la méthode la plus efficace possible de choix sur ascendance des reproducteurs mâles à l'épreuve.

Une étude similaire pour les bovins laitiers ayant été faite précédemment (Mocquor et Pourous, 1969), nous ne présenterons ici que les résultats spécifiques aux ovins laitiers de race *Lacaune*.

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Les données de base ont été tirées des résultats du contrôle laitier des brebis de race Lacaune

exploitées dans la région de Roquefort.

Les index de descendance pour chaque bélier ont été calculés par la Station centrale de Génétique animale de l'INRA selon la méthode proposée par Poly, Poutous et Frebling (1965), dans laquelle les troupeaux sont répartis en 6 classes d'après la moyenne de tous leurs résultats pour l'année, la production des filles de chaque bélier étant ensuite comparée à la moyenne de toutes les femelles de même âge et entretenues dans des troupeaux de même classe. Seules les premières lactations servent au calcul des index proprement dits. Le coefficient d'héritabilité retenu pour les performances laitières étant $h^2 = 0.30$, l'index est calculé par la formule :

$$I = 2 \frac{W}{W+13} \frac{\sum D}{W},$$

où ΣD est la somme des déviations, après corrections, de la production moyenne des filles par rapport à celle de leurs contemporaines, et W, la somme des « poids » obtenue par la formule classique de Robertson. Pour chaque bélier nous disposons des index pour la production totale à la traite (PLT), la production totale à la traite corrigée pour la durée de traite (PLC) et la production maximum (CM) qui se situe généralement au premier contrôle après le sevrage. Sauf indication contraire, nos résultats se rapportent à l'index corrigé (PLC).

TABLEAU I

Effectif minimum de filles par bélier (n), nombre d'index (N), origine, moyennes, variances et coefficients de détermination (CD) moyens des index des pères et des fils pour la production de lait corrigée pour la durée et le contrôle maximum.

Critère	n	N	ORIGINE	MOYENNE	VARIANCE	CD MOYEN
Lait (PLT)		134	Pères	3,39	390	0,78
	+ 10	134	Fils	1,00	367	0,60
Lait corrigé (PLC)		134	Pères	2,55	266	0,78
	+ 10	134	Fils	0,01	291	0,60
	+ 15	86	Pères	2,18	234	0,78
		86	Fils	0,45	347	0,66
	+ 20	54	Pères	4,13	267	0,82
		54	Fils	1,81	376	0,70
Contrôle maximum (CM)	+ 15	38	Pères	-0,52	650	0,74
		38	Fils	6,78	435	0,64

Pour les mères des béliers, les critères suivants ont été retenus: — Production totale à la traite (PLT), — durée de traite (D), — Production au contrôle maximum (CM), — et production totale ramenée à la moyenne du troupeau. Ces critères sont connus pour les brebis de 1, 3 et 4 ans. Les performances des femelles de 2 ans ne sont pas considérées car elles peuvent correspondre à des premières ou à des deuxièmes mises-bas. Il faut noter que dans le cas particulier de ces brebis *Lacaune*, aussi bien pour les filles des béliers que pour leurs mères, la production totale à la traite correspond à la quantité de lait produite entre le sevrage de l'agneau et leur tarissement ou la fermeture des fromageries.

TABLEAU 2

Effectif minimum de filles par bélier (n), nombre de béliers (N), moyennes, variances et coefficients de détermination moyens (CD) des index des béliers fils. Moyennes et variances des performances des mères à l'âge de 1, 3 et 4 ans (production de lait en litres, durée de traite en jours, production au contrôle maximum en millilitres).

Critère	n	N	Origine	Moyenne	VARIANCE	CD Moyen
Lait	+ 10	105	Fils	0,39	302	0,59
(PLT)		105	Mères 1 an	136,5	2173	_
Lait corrigé (PLC)	+ 15	71	Fils	0,111	350	0,64
Lait (PLT) Durée (D)		71	Mères 1 an	140,0 149,0	1972 1494	_
Lait (PLT) Durée (D)	_	71	Mères 3 ans	175,3 185,5	1743 714	_
Lait (PLT) Durée (D)		71	Mères 4 ans	180,2 194,2	²²⁵⁷ ²³¹	o,64 —
0	+ 15	44	Fils	3,34	376	0,63
Contrôle maximum	_	44	Mères 1 an	1360	76600	
(CM)		44	Mères 3 ans	1690	224700	_

Seuls les index établis sur 10 performances au moins ont été retenus. Pour la production corrigée pour la durée de lactation, 3 groupes de couples d'index père-fils ont été établis d'après le nombre minimum (n) de filles par reproducteur $(n=10, n=15, \operatorname{et} n=20)$ et 2 groupes de couples « performances de la mère-index du fils » ont été constitués suivant l'effectif minimum de descendants pour le fils $(n=10 \operatorname{et} n=15)$. Les principaux paramètres statistiques sont reportés dans les tableaux 1 (père-fils) et 2 (mère-fils).

Le rapport W/(W + 13) étant appelé coefficient de détermination de l'index (CD) nous rouvens l'expringer plus généralement en fonction de la variance génétique ($ca^{(k)}$) et de la variance de

pouvons l'exprimer plus généralement en fonction de la variance génétique (σg^2) et de la variance

(s²) de la déviation moyenne ΣD/W:

(2)
$$CD = \frac{1}{4} \sigma g^2 / s^2.$$

Si nous appelons Cf le coefficient de détermination de l'index du fils, Cp celui du père et h^2 l'héritabilité de la moyenne des performances retenues, les coefficients attendus de corrélation et de régression peuvent être calculés par les formules ci-dessous : - entre index du fils et index du père :

corrélation = $\frac{1}{2}$ Cf. Cp (3)

régression = $\frac{1}{2}$ Cf

-- entre l'index du fils et performances de la mère :

(4)
$$\begin{array}{c} \text{corrélation} = \frac{1}{2} \text{ Cf. } h^2 \\ \text{régression} = \frac{1}{2} \text{ Cf. } h^2 \end{array}$$

Les coefficients de régression et de corrélation obtenus à partir de nos données (valeur observée) ont été comparés à leur valeur attendue.

L'« efficacité » des index a été mesurée par le rapport : (valeur observée /valeur attendue) 100. Comme dans l'étude similaire réalisée sur les bovins laitiers par Mocquot et Poutous (1969) nous avons fait les hypothèses suivantes pour estimer les valeurs attendues :

- action non additive des gènes nulle ou négligeable;
- indépendance des actions du génotype et du milieu;
 valeur réelle de l'héritabilité égale à la valeur de travail, même pour les données corrigées pour lesquels cette valeur est théoriquement plus élevée; --- effectif de descendances pour le père et pour le fils indépendants;
- choix du père indépendant de celui de la mère.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

1. Relations père-fils

Les coefficients de corrélation et de régression observés et attendus et les efficacités figurent dans le tableau 3.

TABLEAU 3

Effectif minimum de filles par bélier (n), nombre de couples d'index (N), covariances index pèreindex fils (Cov.), coefficients de corrélation, observés (r) et attendus (E(r)), efficacité $(r/E(r) \times 100)$ (Eff. %), coefficients de régression index fils/index père observés (b) et attendus (E(b)), efficacité (b/E(b) × 100) (Eff. %), ordonnée à l'origine de la droite de régression (a).

Critère	n	N	Cov.	r	E(r)	Eff.%	ь	$\mathbf{E}(b)$	Eff. %	a
Lait	+ 10	134	59,6	0,16	0,34	46	0,153	0,298	51	+ 0,49
	+ 10	134	56,8	0,20	0,34	60	0,213	0,298	72	o,54
Lait Corrigé	+ 15	86	88,3	0,31	0,36	86	0,377	0,329	114	— o,37
2011262	+ 20	54	97,5	0,31	0,38	81	0,365	0,348	105	+ 0,31
Contrôle maximum	+ 15	38	52,3	0,10	0,34	28	0,080	0,319	25	+ 6,82

I.I. Production laitière à la traite.

Pour les béliers ayant plus de 10 filles, l'efficacité est supérieure lorsque les index sont établis après correction sur la durée de traite. Ces résultats sont conformes aux prévisions, la durée de traite étant, en très grande partie, déterminée, par l'action de facteurs non génétiques. L'emploi exclusif pour la sélection des index corrigés est donc à préconiser.

Alors que les valeurs attendues des coefficients de régression et de corrélation sont indépendantes du nombre de filles, l'efficacité croît avec le nombre de filles mais semble se stabiliser à partir de 15 filles. Elle est alors pratiquement égale à 80 p. 100 pour la corrélation et à 100 p. 100 pour la régression. Ces résultats tendent à montrer que les mâles pères de jeunes agneaux à soumettre au testage devraient, de préférence, être jugés d'après les performances d'au moins 15 descendantes. En dessous de cet effectif le nombre de troupeaux où sont élevées les agnelles filles est très réduit, à cause de l'emploi des reproducteurs mâles exclusivement en monte naturelle et, la plupart du temps, dans un seul élevage. Bien que nos données ne nous permettent pas de vérifier cette hypothèse, il est vraisemblable que subsiste alors un effet troupeau dans les valeurs génétiques estimées. Cet effet

peut avoir comme origine une parenté moyenne intra-troupeau non nulle, un comportement des agnelles vis-à-vis de leur contemporaines variable suivant les troupeaux et les années (interactions troupeau-âge des brebis et troupeau-âge des brebis-année) et enfin un traitement différentiel de certains groupes de descendantes, cette dernière cause étant d'ailleurs vraisemblablement peu importante.

Par comparaison aux résultats publiés pour les bovins laitiers (Mocquot et Poutous, 1969), l'efficacité des index des béliers *Lacaune* apparaît comme satisfaisante. Sous réserve de vérifications ultérieures sur des effectifs plus élevés, la méthode d'estimation utilisée semble donc tirer un bon parti des conditions favorables de l'élevage ovin (troupeaux de taille importante, traitement collectif et non individuel des animaux) malgré une structure génétique défavorable (monte naturelle, nombre de béliers très réduit par troupeau et par campagne).

1.2. Production au contrôle maximum

La valeur de 0,10 pour le coefficient de corrélation entre les index des pères et des fils correspond à une efficacité faible, de l'ordre de 30 p. 100, bien inférieure à ce qu'on aurait pu attendre pour ce critère dont l'héritabilité ($h^2 = 0,50$) et la corrélation génétique avec la production totale (r = 0,95) sont fortes (BOYAZOGLU, POLY, POUTOUS, 1965 a et b).

Du fait de la taille réduite (N = 38) de l'échantillon, il est possible que des erreurs d'estimation importantes se soient produites. A l'appui de cette hypothèse on peut remarquer que la moyenne des fils est supérieure à celle des pères et, surtout, que la variance des pères dépasse largement celle des fils. Cependant, la méthode de calcul ne tient peut-être pas suffisamment compte de l'action de certains facteurs : interactions de divers ordres plus élevées que dans le cas de la production totale (ROMER, FLAMANT et POUTOUS, 1969), variations de la durée d'allaitement, etc. Une étude portant sur des effectifs élevés serait indispensable pour aboutir à des conclusions plus valables.

2. Relations mère-fils

Les coefficients de corrélation et de régression ont été calculés entre l'index du fils et la performance de la mère pour la production totale à la traite et la durée de traite (tabl. 4).

Les index ayant été calculés pour la première fois dans la population contrôlée, de façon simultanée sur les pères et les fils considérés dans cette étude, nous pouvons considérer que l'échantillon des pères n'est pas sélectionné. Il n'en est pas de même de l'échantillon des mères choisies selon leurs performances propres (en général plus de 150 litres de lait à la traite pour la meilleure lactation). Cette « troncature » ne permet pas de tester valablement la signification des coefficients de corrélation calculés, ceux-ci étant alors sous-estimés.

TABLEAU 4

Effectif minimum de filles par bélier (n), nombre de couples de données (N), covariances entre l'index du fils et la production de lait ou la durée de lactation de la mère (Cov.), coefficients de corrélation observés (t) et espérés (E(t)), efficacité ($t/E(t) \times 100$), (Eff. %), coefficients de régression de l'index du fils sur la performance de la mère observés (b) et espérés (E(b)), efficacité ($b/E(b) \times 100$), (Eff. %), ordonnées à l'origine de la droite de régression (a).

Fils	; 	N	Cov.	r	$\mathbf{E}(r)$	Eff.	b	$\mathbf{E}(b)$	Eff.	a	MÈRE
Critère	n				` ,	%		, ,	%		Critère
	+ 10	105	79	0,10	0,21	46	0,036	0,088	41	- 4,6	Lait (I an)
			129	0,16	0,22	71	0,065	0,096	68	- 9,2	Lait (1 an)
			26	0,04			0,017			- 1,9	Durée (1 an)
Lait			216	0,27	0,22	125	0,123	0,096	128	- 21,4	Lait (3 ans)
corrigé (PLC)	+ 15	71	— 9 4	— o,19			— o,132			+ 24,5	Durée (3 ans)
			25	0,03	0,22	14	0,010	0,096	10	- 2,2	Lait (4 ans)
			— 49	— o,17			0,211			40,6	Durée (4 ans)
Contrôle maxi-			— 134	— o,25	0,22		o,175	0,094		+ 27,1	Contrôle maximum (1 an)
mum (CM)	+ 15	44	1	0,09	0,22		o,o37	0,094		+ 9,6	Contrôle maximum (3 ans)

2.1. Lactations à l'âge d'un an

Le seuil de 15 filles pour la détermination de l'index se confirme comme satisfaisant puisque la corrélation simple passe de 0,0975 avec une efficacité de 46 p. 100 pour 10 filles à 0,155 et 71 p. 100 d'efficacité pour 15.

Les corrélations observées en première lactation, faibles, sont cependant supérieures aux valeurs trouvées par Vos et Politiek (1964; corrélation de 0,060 \pm 0,100 entre l'index « production laitière » des fils et la production moyenne journalière des 3 premières lactations de leurs mères, accouplées avant l'âge de 6 ans), Wilson et Herman (1953; corrélation de 0,087 entre l'« Equal-Parent Index » des fils et la production laitière de leurs mères); O'Connor (1962) observe une corrélation mère-fils de 0,039 et attribue la différence entre la valeur attendue et la faible valeur observée à un traitement préférentiel des « mères à taureaux ». Elles sont inférieures à celles obtenues avec les premières lactations par Politiek (1968) dans une étude portant sur 241 taureaux Frisons (r = + 0,26), RICORDEAU et Lefebure (1969) sur 52 couples mères-fils en race Montbéliarde (r = + 0,340).

Ces valeurs sont proches de celles calculées par Mocquot (1967) sur un échantillon de 80 taureaux du Herd-Book Normand utilisés en insémination artificielle ou en monte naturelle (r = +0.23).

Outres d'éventuelles fluctuations dues à la taille de l'échantillon, des raisons liées à la structure de l'élevage ovin dans la zone de ROQUEFORT nous paraissent expliquer l'efficacité assez satisfaisante d'une sélection sur les agnelles mères de jeunes mâles reproducteurs. En particulier, les femelles contemporaines étant conduites et alimentées en lots, des traitements préférentiels pour certaines d'entre-elles demanderaient à l'éleveur un travail plus considérable que dans le cas des bovins laitiers et qui serait peu rentable dans les structures de sélection de la zone.

2.2. Lactations d'adultes

La moyenne des coefficients de corrélation et de régression pour les lactations de 3 et 4 ans est à peu près égale à la valeur obtenue pour les lactations d'un an. De même Mocquot (1967) et RICORDEAU et LEFEBVRE (1969) calculent des corrélations pour les lactations adultes du même ordre de grandeur que pour les premières lactations. De ce point de vue, les performances réalisées à l'âge adulte auraient à peu près la même importance pour la sélection que celles des agnelles. Cette conclusion ne peut être considérée comme définitive. Elle contredit, en effet, la baisse du coefficient d'héritabilité avec l'âge à la mise-bas observée par BOYAZOGLU, Poly, Poutous (1965 a). De plus l'échantillon présente diverses anomalies qui permettent de douter de sa représentativité : les coefficients de variation des performances à 3 et 4 ans sont nettement plus faibles qu'à 1 an tant pour la production de lait (24 p. 100 contre 32 p. 100) que pour la durée de traite (15 p. 100 contre 26 p. 100). De même, les coefficients de corrélation entre production et durée sont moins élevés pour les adultes que pour les agnelles (-0,07 contre 0,76), s'écartant ainsi très nettement de la valeur obtenue en général pour cette race ($r \simeq 0.6 - 0.7$). On remarquera également (tabl. 4) que la corrélation entre index du fils et durée de traite de la mère à l'âge adulte est négative. Ces anomalies peuvent s'expliquer par la méthode de choix des mères des béliers de cet échantillon dont les performances requises (production laitière d'au-moins 150 l) sont réalisées à 3-4 ans dans la grande majorité des cas : ceci a entraîné une diminution importante de la variabilité à cet âge compte tenu des performances moyennes de la race nettement inférieures (83,71; BOYAZOGLU et CATTIN-VIDAL, 1964).

2.3. Production au contrôle maximum.

D'après les résultats de l'échantillon, ce critère s'avère un mauvais outil de sélection, comme dans le cas des relations père-fils. Il devrait faire l'objet d'une analyse plus fournie sur des effectifs plus élevés.

3. Correction pour la moyenne du troupeau

Les productions des mères (lait total à la traite) ont aussi été exprimées en écart par rapport à la moyenne du troupeau. Les valeurs des coefficients de corrélation et de régression, les efficacités correspondantes et la valeur de l'ordonnée à l'origine figurent dans le tableau 5 pour les lactations à I, 3 et 4 ans. La comparaison de ces résultats à ceux obtenus pour les performances brutes met bien en évidence l'intérêt de cette correction. En particulier, l'efficacité est bien meilleure pour la moyenne des 3 écarts que pour la moyenne des 3 performances non corrigées. De ce point de vue, le choix des brebis en référence à leur troupeau paraît donc à préconiser. Pour les productions à I an après correction sur la durée, le coefficient de corrélation entre la performance de la mère et l'index de son fils ayant au moins 15 filles, est de 0,197. Il resterait à étudier l'influence d'une double correction sur la moyenne du troupeau et sur la durée de traite, qui devrait augmenter encore la précision du choix des mères à béliers.

TABLEAU 5

Coefficients de corrélation (1) et de régression (b), efficacités correspondantes (Eff. %) et ordonnéeà l'origine entre les index lait des fils (ayant au moins 15 filles) et la différence à la moyenne du troupeau de la production à la traite des mères par lactation et pour la moyenne des 3 lactations. Mêmes éléments pour la moyenne des 3 lactations sans correction.

LACTATION	r	Eff. %	b	Eff. %	a	
I an	0,189 0,304 0,078 0,285	86 138 35 101	0,087 0,171 0,037 0,216	91 178 38 135	2,3 10,0 2,7 10,7	
Moyenne brute*	0,204	72	0,117	73	— 19,2	

^{*} sans correction troupeau.

4. Sélection combinée

Le progrès génétique maximum est, théoriquement, obtenu par un choix portant sur les deux parents. La discussion sur ce point sera effectuée à partir des valeurs des index lait établis sur 15 filles au moins pour le fils et le père et de la production de lait à la traite en première lactation de la mère, les performances étant corrigées pour la durée de traite ou la moyenne du troupeau.

4.1. Précision du choix

Le coefficient de corrélation entre l'index du père et la production de la mère (r=0.204) est peu modifié si la production de la mère est exprimée en référence à la moyenne du troupeau. Il est vraisemblable que cette valeur élevée tient à une parenté non nulle entre les brebis d'un même troupeau (le père étant testé dans l'élevage de la mère), et à la tendance plus ou moins consciente des éleveurs à apparier les animaux d'origines ou de niveaux génétiques voisins.

Le coefficient de corrélation multiple (R) de l'index du fils avec l'index du père et la production de la mère est égal à 0,32, ce qui correspond à une efficacité de 78 p. 100 par rapport à la valeur espérée dans l'hypothèse d'un choix indépendant des parents. Par comparaison avec la corrélation simple entre les index du père et du fils (r=0,31), il apparaît donc dans cet échantillon que la précision avec laquelle un index sur ascendance est estimé ne varie pratiquement pas lorsqu'on connaît la performance de la mère en plus de l'index du père.

4.2. Progrès génétiques

Les équations d'estimation de l'index du fils (F) en fonction de l'index du père (P) et /ou de la production de la mère (M) sont les suivantes, pour l'échantillon considéré :

- (5) F = 0.377 P 0.37.
- (6) F = 0.127 M 17.63.
- (7) F = 0.357 P 0.057 M 8.00.

On remarquera la diminution des paramètres liés à M entre (6) et (7) ce qui semble indiquer qu'une partie de l'influence attribuée à la performance de la mère vient de sa liaison avec l'index du père.

Si on désigne par i_p et i_m l'intensité de sélection pour les pères et les mères, les gains génétiques espérés pour les fils s'écrivent :

- sélection paternelle uniquement :

$$\Delta p = 5.75 i_{p}$$

- sélection maternelle uniquement :

$$\Delta m = 3.75 i_m$$

- sélection combinée :

(10)
$$\Delta c = 5.45 \ i_n + 1.70 \ i_m$$

L'efficacité d'une sélection maternelle par rapport à une sélection paternelle peut être estimée d'après (8) et (9).

$$\Delta m / \Delta p = 0.65 \ i_m / i_p$$

A intensité de sélection égale, la sélection par les femelles serait ainsi à peu près d'un tiers moins efficace que la sélection par les mâles. Pour qu'elle soit équivalente, il faudrait retenir 1 brebis sur 4 si on choisit 1 bélier sur 2 et 1 sur 10 pour 1 bélier choisi sur 4.

D'après la formule (10), la contribution, à l'intensité de sélection constante, des mères dans le progrès génétique serait environ trois fois moins forte que celle des pères. L'efficacité d'une sélection combinée par rapport à une sélection paternelle s'écrit, d'après (10), (8) et (11) :

(12)
$$\Delta c / \Delta p = 1.15 + 0.25 i_m / i_p$$

Si $i_m = i_p$, on a : $\Delta c = 1,40 \ \Delta p$; si $\Delta m = \Delta p$, on a : $\Delta c = 1,53 \ \Delta p$. Par conséquent, la sélection combinée augmente le progrès génétique dans une proportion appréciable. L'équation (10) met en outre en évidence l'intérêt d'une pression de sélection élevée.

Ces résultats ne sont strictement valables que pour notre échantillon et sous réserve de fluctuations dues à sa taille réduite; de plus il aurait fallu, dans la discussion, tenir compte de la liaison existant entre les valeurs estimées du père et de la mère. Cependant, on peut penser que, si la sélection des pères est responsable de la plus grande partie du progrès génétique, la sélection des mères ne doit pas être négligée.

CONCLUSION

Sans devoir être considérés comme définitifs, les résultats de cette étude sont, cependant, encourageants. Ils permettent de penser que les index sur la production de lait à la traite, après correction pour la durée de traite, constituent un outil de sélection efficace, surtout s'ils sont calculés sur plus de 15 performances. Le choix sur index des béliers pères de jeunes mâles constitue un élément essentiel du progrès génétique que l'on peut espérer. Le choix des brebis mères, sans atteindre l'importance du précédent, permet de le compléter utilement et n'est pas à négliger, surtout s'il est basé sur des performances ramenées à la moyenne du troupeau.

Ces conclusions optimistes sur la valeur de la méthode de calcul des index devraient être vérifiées sur un échantillon plus important. Il faudrait également étudier de façon plus précise l'efficacité des index sur le contrôle maximum qui s'est avérée mauvaise dans notre étude, la signification des performances laitières à l'âge adulte et l'intérêt d'éventuelles corrections (troupeau et durée) pour améliorer l'efficacité de la sélection par la voie femelle.

SUMMARY

Quantitative aspects of milk production in sheep VI. — Relations between milk genotypic indexes on parents and on progeny of Lacaune rams

The efficiency (E) of the method of calculating the milk genotypic indexes in LACAUNE sheeps (POLY, POUTOUS and FREBLING, 1965) was measured by the ratio of observed values to expected values of the coefficients of correlation (r) and regression (b) between the index of a ram and the index of his father. The efficiency increases with the number of female descendants (n) per ram (tables 1 and 3).

```
n > 10 (N = 134) r = 0.20, E = 60 p. 100 b = 0.21, E = 72 p. 100 n > 15 (N = 86) r = 0.31, E = 86 p. 100 b = 0.38, E = 114 p. 100 n > 20 (N = 84) r = 0.31, E = 81 p. 100 b = 0.37, E = 105 p. 100
```

The method of calculating the indexes seems satisfactory as for these flocks submitted to natural mating. For 71 pairs of data: "index of the son-production of the mother" at an age of 1,3 and 4 years, the mean efficiency is a little lower than in the previous case (tables 2 and 4): $\bar{r}=0.15, \; \bar{E}=70 \; \%; \; \bar{b}=0.07, \; \bar{E}=69 \; \%.$ When adjusting the values to the average of the herd, the accuracy is improved (table 5), the mean efficiency of the 3 lactations being equal or superior to 100 %. The mothers of the rams thus do not seem to have been submitted to a preferential treatement.

The advantage of combined selection on the father and the mother (Δc) compared with selection on the father (Δp) according to the intensity of selection of the males (i_h) and the females (i_m) was estimated by the formula: $\Delta c/\Delta p=1,15+0,25~i_m/i_p$. In practice, combined selection may increase genetic progress by 50 %. However, the correlation between the index of the son and the value estimated at the birth of the animal does not increase if besides the index of the father one takes into account the production of the mother. Consequently the choice of the fathers upon index is of essential importance. Further studies would be necessary to define more accurately the importance to be allowed to lactations in adult animals and the efficiency of the index calculated on the maximum level of production recorded. As far as the present animals are concerned, this efficiency seems to be low.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BOYAZOGLU J.G., CATTIN-VIDAL P., 1964. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. Analyse statistique des performances laitières des brebis de la zone de Roquefort enregistrées de 1957 à 1962. Bull. Tech. Ingrs. Serv. Agric. (191), 455-470.
- BOYAZOGLU J.G., POLY J., POUTOUS M., 1965 a. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. III. Coefficients d'héritabilité. Ann. Zootech., 14, 55-61.
- BOYAZOGLU J.G., POLY J., POUTOUS M., 1965 b. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. IV. Corrélations génétiques et phénotypiques. Ann. Zootech., 14, 145-152.
- MOCQUOT J.C., 1967. Résultats non publiés.
- Mocquot J.C., Poutous M., 1969. Relations entre les index laitiers des reproducteurs mâles pères et fils de race bovine FFPN. Ann. Génét. Sélect. anim. 1, 273-280.
- O'CONNOR I.K., 1962. Methods used in practice for pedigree selection of dairy cattle in England and Wales. Topic 4(b) on the agenda of the cattle Commission for the meeting of EAAP at Baden by Wien. Ronéoté.
- Poly J., Poutous M., Frebling J., 1965. Méthode de calcul des index de production laitière. Bull. Tech. Inf., (205), 957-964.
- POLITIEK R.D., 1968. Prospects of increasing the production of milk protein by breeding. Neth. Milk Dairy J., 22, 179-191.
- RICORDEAU G., LEFEBURE J., 1969. Testage des taureaux en race Montbéliarde. I. Comparaison entre les index des parents et de leurs fils. Ann. Génét. Sélect. anim. 1, 188.
- ROMER J., FLAMANT J.C., POUTOUS M., 1969. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. V. Estimation des effets troupeaux et années, et des interactions troupeaux-années. Ann. Génét. Sé. anim., 1, 79-91.
- Vos P.M., POLITIEK R.D., 1964. Estimation of the breeding value of a young bull on the production figures of his parents. Z. Tierzucht. Zücht Biol., 79, 310-318.
- WILSON C.C., HERMAN H.A., 1953. A study of the transmitting ability of Brown Swiss sires. Res. Bull. Mo. agric. exp. Stn., 524, 48 pp.