

ASPECTS QUANTITATIFS DE LA PRODUCTION LAITIÈRE DES BREBIS

III. — COEFFICIENTS D'HÉRITABILITÉ

J. G. BOYAZOGLU (1), J. POLY, M. POUTOUS

avec la collaboration technique du Bureau de Calcul

Station centrale de Génétique animale,

Centre national de Recherches zootechniques, Jouy-en-Josas (Seine-et-Oise)

SOMMAIRE

On a estimé les coefficients d'héritabilité des différents critères caractérisant la production laitière à la traite des brebis *Lacaune*, dans la région de Roquefort. On a retenu pour cette étude 651 couples « mère-fille » connus par leur performance à 1 an, 830 par leur performance à 3 ans, 326 à 4 ans et 1 251 par la moyenne de leurs lactations considérées comme performances d'adultes. Les moyennes de production de nos échantillons de travail étaient plus élevées que celles de la population totale contrôlée à Roquefort.

Les héritabilités et leur intervalle de confiance ont été calculés intra-troupeau et, après correction pour les différences non génétiques entre troupeaux, pour l'effet de l'année et de l'interaction année-troupeau et pour le nombre limité de mâles ayant engendré les femelles considérées comme mères dans notre échantillon de travail. Pour les femelles de 1 an et de 3 ans, les valeurs corrigées suivantes ont été obtenues : 0,43 et 0,26 pour la production à la traite, 0,50 et 0,23 pour la production lors du contrôle maximum, 0,54 et 0,11 pour la production journalière moyenne à la traite. On a, de plus, discuté la validité de ces estimations.

On doit souligner, d'une part la similitude de ces résultats avec ceux qu'on a enregistrés pour les bovins laitiers, d'autre part l'intérêt d'une sélection précoce sur des performances laitières obtenues à un an.

I. — INTRODUCTION

Dans une précédente étude, entreprise sur les données du contrôle laitier ovin de la région de Roquefort, nous avons mis en évidence les très larges variations qui existent entre les productions moyennes par troupeau ; variations qui, pour l'essentiel, ne sont pas liées à des facteurs génétiques (BOYAZOGLU, POLY, POUTOUS, 1964).

(1) Adresse permanente : *Animal Husbandry and Dairy Research Institute, Pretoria.*

En effet, nous avons vu que les différences entre les productions moyennes par troupeau rendent compte d'au moins 35 p. 100 de la variance phénotypique totale, mais qu'à peine 20 p. 100 de cette fraction, soit 7 p. 100 de la variance totale, doivent être attribués à des différences génétiques vraies entre élevages. Pour utiliser les résultats du contrôle laitier à des fins de sélection, nous avons donc conclu à la nécessité de ramener les productions des brebis à la moyenne de leur troupeau, ou mieux encore à la valeur estimée de la partie non génétique de cette moyenne. C'est la méthode que nous avons suivie pour calculer les coefficients d'héritabilité des différents critères caractérisant la production laitière des brebis *Lacaune*.

Bien qu'aucun plan rationnel de sélection ne puisse être conçu si l'on ne connaît auparavant une bonne estimation des coefficients d'héritabilité, pour les caractères qu'on désire améliorer (LUSH, 1940), il y a peu de références bibliographiques valables se rapportant à la brebis laitière (BOYAZOGLU, 1963). Les plus intéressantes sont celles de DASSAT et MASON (1954) pour la race *Sopravissana* encore que les populations étudiées soient numériquement insuffisantes. A partir d'une analyse de variance effectuée sur les productions de demi-sœurs de père, ces auteurs ont obtenu des coefficients d'héritabilité d'environ 0,43 en première lactation, 0,23 en deuxième lactation et 0,36 en « lactation moyenne », avec un écart-type de 0,12-0,20; ces estimées manquent donc de précision et sont sujettes à de larges fluctuations aléatoires. La même remarque vaut également pour les résultats de BERTINI (1952), qui, en race *Sarde*, par une analyse de régression « mère-fille » intra-bélier, trouve un coefficient d'héritabilité de 0,00 pour la première lactation, de 0,17 pour la deuxième, et enfin de 0,34 pour la moyenne des performances enregistrées au cours de la vie des femelles; quant à la valeur de l'héritabilité de la durée de traite calculée sur les moyennes de vie, elle serait beaucoup plus élevée (0,61). On trouve en général des estimations en sens contraire chez les bovins laitiers pour la production laitière et la durée de traite (0,25 à 0,30 d'une part, 0,10 d'autre part).

II. — MATÉRIEL ET MÉTHODES

1. — Matériel

Lactations retenues.

Parmi toutes les brebis de type *Lacaune*, contrôlées de 1957 à 1963 dans la région de Roquefort, on n'a retenu que celles dont on connaissait l'année de naissance.

Les lactations ont ensuite été réparties en 4 classes d'âge, d'après l'âge de la brebis à la mise bas : lactations des femelles de 1 an, de 3 ans, de 4 ans et moyenne des lactations considérées comme performances d'adultes. Cette dernière catégorie correspond à toutes les performances obtenues entre 3 et 7 ans d'âge des femelles — bornes comprises — ce qui correspond à l'époque de production maximum des brebis (BONELLI, 1955; BOYAZOGLU, CATTIN-VIDAL, 1964). On a calculé alors une production moyenne par brebis adulte à partir de toutes les lactations connues satisfaisant aux conditions d'âge précédentes. C'est cette lactation moyenne qui a été ensuite utilisée pour les calculs dans la classe « moyenne d'adulte ». Notons ici, que les lactations effectuées à 2 ans n'ont pas été retenues dans notre étude car elles correspondent, soit à une première, soit à une deuxième lactation, suivant que le premier agnelage se situe à 1 ou 2 ans.

Dans chaque groupe d'âge, les couples « mère-fille », dont l'identité du père est connue, sont représentés par leur performance correspondante; le nombre de couples « mère-fille » utilisables est présenté dans le tableau 1 pour tous les groupes d'âges, ainsi que le nombre de pères. Dans notre échantillon de travail chaque mâle avait au moins 5 filles.

TABLEAU I

Nombre de couples mère-fille (n) et de béliers pères des filles (N) par groupe d'âge des brebis.

Age	n	N
1 an	651	101
3 ans	830	85
4 ans	326	57
Moyenne adulte	1251	91

Critères de production.

- Production laitière à la traite (PTR), définie comme la quantité de lait, en litres, enregistrée entre le sevrage de l'agneau et le tarissement de la brebis à la fin des contrôles.
- Contrôle maximum (C_{max}), défini comme la production journalière maximum, en litres, enregistrée lors des contrôles successifs.
- Production journalière moyenne à la traite (PMJ), en litres, définie par le rapport : production laitière à la traite/durée de traite.
- Production de référence (PRef), en litres, définie comme la performance réalisée en 150 jours de traite au maximum, ou par la production réelle, sous réserve d'une durée de traite minimum de 130 jours.
- Durée de la période de traite (DTR), en jours.

A titre d'information, les productions moyennes pour les agnelles et les adultes retenues dans notre étude sont présentées dans le tableau 2, avec, en parallèle, les valeurs correspondantes pour l'ensemble des femelles contrôlées à Roquefort, telles que les rapportent BOYAZOGLU et CATTIN-VIDAL (1964).

TABLEAU 2

Productions moyennes, pour notre échantillon et l'ensemble des brebis contrôlées à Roquefort, de la production à la traite (PTR), du contrôle maximum (C_{max}) et de la production journalière moyenne (PMJ)

Matériel	Critère	Agnelles (un an)	Adultes (trois ans et plus)
Notre échantillon	PTR	85 litres	114 litres
	C _{max}	0,97 —	1,19 —
	PMJ	0,69 —	0,70 —
BOYAZOGLU, CATTIN-VIDAL, 1964	PTR	61 litres	90 litres
	C _{max}	0,79 —	1,00 —
	PMJ	0,55 —	0,59 —

2. — *Méthodes*

Les travaux nécessaires à l'interprétation des données ont été effectués par l'atelier de calcul automatique de la station. Deux programmes de calcul sur ordinateur IBM 1620 ont fourni, l'un les composantes intra-bélier des variances et covariances (VISSAC *et al.*, 1962 ; Programme S.C.G.A. 62 021), l'autre les héritabilités brutes et leurs écart-types (BOYAZOGLU *et al.*, 1964 ; Programme S.C.G.A. 64 017).

Tous les calculs ont été faits à partir des variances et covariances résiduelles, intra-bélier. En supposant que chaque bélier n'a été utilisé que dans un troupeau, toute analyse faite intra-bélier l'est également intra-troupeau (voir chap. III, 5).

Les coefficients d'héritabilité ont été estimés de 2 façons différentes :

Valeurs brutes.

Les coefficients d'héritabilité ont été obtenus en doublant le coefficient de régression de la production de la fille sur celle de sa mère, dans le même groupe d'âge. On a estimé l'intervalle de confiance d'après la formule de FALCONER (1960). On a admis les hypothèses habituelles pour ce type de calcul. Nos résultats sont consignés dans le tableau 3.

TABLEAU 3

Valeurs estimées intra-troupeau des coefficients de régression (intra-bélier) de la production des filles sur celle des mères (b), des coefficients d'héritabilité (h^2) et des limites (e) de l'intervalle de confiance de h^2 : ceci pour la production à la traite (PTR), le contrôle maximum (C_{max}), la production de référence (PRef), la production moyenne par jour de traite (PMJ) et la durée de traite (DTR)

Age	A — Un an			B — Trois ans			C — Quatre ans			D — Moyenne adulte		
	b	h^2	e	b	h^2	e	b	h^2	e	b	h^2	e
PTR	0,16	0,33	0,25 — 0,41	0,10	0,20	0,13 — 0,27	0,08	0,15	0,03 — 0,27	0,14	0,29	0,22 — 0,36
Cmax	0,18	0,37	0,29 — 0,45	0,02	0,04	0,00 — 0,09	0,00	0,00	0,00 — 0,11	0,11	0,23	0,17 — 0,29
PMJ	0,18	0,36	0,29 — 0,43	0,02	0,04	0,00 — 0,11	0,03	0,06	0,00 — 0,16	0,08	0,15	0,09 — 0,21
PRef	0,17	0,33	0,25 — 0,41	0,09	0,17	0,10 — 0,24	0,05	0,11	0,00 — 0,23	0,14	0,27	0,20 — 0,34
DTR	0,03	0,05	0,00 — 0,14	0,00	0,00	0,00 — 0,09	0,09	0,18	0,05 — 0,33	0,02	0,04	0,00 — 0,12

Valeurs corrigées.

Les valeurs corrigées (tabl. 4) tiennent compte :

— du nombre limité de mâles ayant engendré les femelles considérées comme mères dans notre échantillon de travail ;
— des différences génétiques entre troupeaux selon les résultats de BOYAZOGLU, POLY, POUTOUS (1964) ;

— des différences dues à l'effet de l' « année et de l'interaction année-troupeau ».

Nous avons admis que la variance génétique était la même pour la population des mères et pour celle des béliers ayant engendré les filles et que, toutes les brebis de même âge qui nous intéressaient dans un troupeau, étaient filles d'un seul bélier (voir chap. III, 5).

En égalant les valeurs résiduelles intra-bélier des variances et covariances à leurs espérances mathématiques (POUTOUS, 1964 b), nous avons obtenu une estimation des composantes « génétique », « année et année-troupeau » et « résiduelle ». Les coefficients d'héritabilité corrigés sont alors définis par le rapport de la variance « génétique » à la somme des variances « génétique » et « résiduelle » ; ils sont donc corrigés pour l'effet de l'année et de l'interaction année-troupeau. Les valeurs obtenues sont présentées dans le tableau 4 pour les femelles de 1 et de 3 ans.

TABLEAU 4

Coefficients d'héritabilité estimés après correction pour la partie non-génétique des différences entre troupeaux, pour l'effet de l'année et l'interaction année-troupeau, et pour le nombre limité de grand-pères maternels

Critère	A — Un an	B — Trois ans
	PTR	0,43
Cmax	0,50	0,23
PMJ	0,54	0,11

III. — RÉSULTATS ET DISCUSSION

I. — *Production à la traite et production de référence*

Les résultats obtenus pour la production à la traite et la production de référence présentent une telle analogie que nous ne discuterons que le cas de la production à la traite.

Nos estimées des héritabilités (tabl. 3 et 4) concordent de façon satisfaisante avec celles de MASON et DASSAT (1954, 1958). Elles sont légèrement supérieures aux valeurs généralement admises pour les populations bovines où l'échantillon de mâles représente une variabilité suffisante (POUTOUS, 1964 a). La plupart des auteurs n'ont pas tenu compte, en tout ou partie, des facteurs que nous avons énumérés pour corriger les valeurs brutes des coefficients d'héritabilité. On conçoit donc que leurs résultats soient en moyenne inférieurs à ceux que nous avons obtenus après nos diverses corrections (tabl. 4) et plus voisins de nos résultats bruts (tabl. 3).

Aussi bien sur les valeurs brutes (tabl. 3) que sur les valeurs corrigées (tabl. 4), on relève une diminution sensible des coefficients d'héritabilité avec l'âge des animaux. A titre d'exemple, l'héritabilité brute pour une relation obtenue à 1 an (0,33) dépasse celle de la « moyenne d'adulte » (0,29) alors que statistiquement l'héritabilité d'une moyenne de performances devrait être théoriquement supérieure à celle d'une performance individuelle. Cette diminution vient de ce que la variance génétique augmente moins avec l'âge que la variance totale. Ainsi se trouve justifiée une sélection exercée sur de jeunes femelles. Pour les vaches laitières, JOHANSSON (1955) et d'autres après lui, sont arrivés exactement à la même conclusion ; il y a donc une analogie étroite entre les résultats enregistrés sur femelles laitières des espèces bovine et ovine.

Dans notre échantillon, la valeur estimée de la variance « année et année-troupeau » était nulle, ce facteur peut donc être négligé pour la correction du coefficient d'héritabilité de la production à la traite.

2. — *Contrôle maximum et production journalière moyenne*

Dans le cas de la production journalière moyenne et du contrôle maximum, la composante de la variance « année et année-troupeau » était élevée dans notre échantillon ; mais alors que l'estimée de cette composante était stable en fonction de l'âge pour la production journalière moyenne, elle augmentait au contraire très sensiblement pour le contrôle maximum.

Dans la pratique de la sélection, on compare la production d'une brebis à celle du troupeau pour la même année, ce qui élimine automatiquement l'effet « année et année-troupeau » ; il en est de même lorsque l'on travaille sur les moyennes de lactations adultes. Seules doivent être retenues les valeurs de l'héritabilité corrigées pour ces effets en ce qui concerne les 2 critères considérés dans ce paragraphe. Les valeurs du tableau 4 répondent à cette exigence, aux erreurs d'estimation près ; de même en partie les valeurs du tableau 3D, non corrigées cependant pour les différences non-génétiques entre troupeaux.

D'après nos résultats, l'héritabilité de la production journalière moyenne et celle du contrôle maximum apparaissent très comparables, en première lactation, et légèrement supérieures à celle de la production à la traite. Pour les brebis de 3 ans, par contre, la production moyenne par jour semble avoir une héritabilité plus faible que celles de la production à la traite et du contrôle maximum qui restent proches l'une de l'autre.

Les coefficients d'héritabilité de la production journalière moyenne et du contrôle maximum varient en fonction de l'âge de façon comparable au coefficient d'héritabilité de la production à la traite ; mais la diminution observée est encore beaucoup plus sensible : à 3 ans, l'héritabilité du contrôle maximum est à peine la moitié et celle de la production journalière moyenne à peine le cinquième des valeurs correspondantes estimées pour les lactations de 1 an (tabl. 4). Ainsi se trouve confirmé l'intérêt qu'offre une sélection pratiquée sur les critères qui caractérisent la performance laitière précoce des brebis.

3. — *Durée de traite*

L'héritabilité de la durée de traite est de l'ordre de 0,05 (tabl. 3), ce qui est conforme aux résultats généralement admis pour les bovins laitiers. Par surcroît, il ne faut pas oublier que la durée de la traite, dans le Rayon de Roquefort est régionalement contingente des dates d'ouverture et de fermeture des laiteries. Il n'est donc pas surprenant que nous ayons obtenu une aussi faible valeur pour le coefficient d'héritabilité de ce critère.

4. — *Remarques sur les effets du troupeau, de l'année et de l'âge*

Si l'on tient compte des différences génétiques entre troupeaux, dans notre échantillon, les coefficients d'héritabilité augmentent — en moyenne — de 0,06 ; cette correction mérite donc d'être retenue dans les calculs d'index de valeur génétique des mâles. En monte naturelle, les filles d'un bélier se trouvent dans un seul troupeau et, par conséquent, toute correction liée au troupeau s'impose.

Que l'influence combinée de l'année et de l'élevage ait des répercussions importantes sur la variation du contrôle maximum relève de plusieurs causes. D'abord il est difficile pour l'éleveur de bien grouper chaque année les mises bas de ses animaux, de bien les situer par rapport à la date d'ouverture des laiteries, donc d'uniformiser assez systématiquement les intervalles « agnelage — début de traite » ; or nous devons souligner à nouveau que le contrôle maximum, — dans la quasi-totalité des cas le 1^{er} contrôle —, n'intervient qu'après sevrage total des agneaux. De plus l'alimentation hivernale des brebis dépend pour une très grande part de la qualité des foin récoltés, qualité assez variable selon les années dans la zone de Roquefort, du moins sur la période de temps que nous avons considérée. La « pointe de lait », mesurée par le contrôle maximum, est donc fortement contingente de cette variation. La production totale à la traite correspond, elle, davantage à une moyenne d'affouragement annuel valable pour tous les troupeaux du Rayon.

Que l'influence combinée « de l'année et de l'interaction année-troupeau » augmente avec l'âge, s'explique vraisemblablement par la répartition des mises bas dans l'année. 83 p. 100 des agnelles mettent bas de février à avril, alors que 85

p. 100 des adultes le font de novembre à janvier (BOYAZOGLU, CATTIN-VIDAL, 1964). Les conditions d'alimentation des agnelles à l'époque de leur premier contrôle (début de la période de pâturage), sont moins variables que celles des adultes, trois mois plus tôt (période d'hivernage).

Par suite de la concentration dans le temps de leurs mises bas, il est raisonnable de supposer que les variations de la production sont moins élevées pour les femelles de 1 an que pour les adultes. Ainsi les coefficients d'héritabilité pour ces deux catégories d'animaux diffèrent-ils sensiblement : ceux qui correspondent aux productions des jeunes sont supérieurs, car ils sont corrigés, en eux-mêmes, pour une partie des effets de la saison d'agnelage.

5. — *Critique des hypothèses*

L'hypothèse principale (égalité des variances génétiques entre béliers et entre brebis, ce qui implique une intensité de sélection égale pour les 2 sexes) nous paraît justifiée, par les conditions actuelles de la sélection laitière pratiquée dans le Rayon de Roquefort. De toute façon, on démontre, à partir des formules d'estimation, que la différence entre ces 2 variances devrait être forte pour affecter gravement les résultats.

La deuxième hypothèse, à savoir que toutes les brebis de même âge qui nous intéressaient dans un troupeau étaient filles d'un seul bélier a été vérifiée, à titre d'exemple, pour les campagnes 1962-1963 (à l'exception de 2 élevages). En effet les troupeaux de notre échantillon de travail utilisaient chaque année pour la lutte un seul mâle à descendance connue, ce mâle changeant d'année en année.

Une remarque doit être faite à propos de l'extension possible des conclusions de cette étude à l'ensemble des brebis contrôlées à Roquefort. En effet, notre échantillon n'a pas été choisi au hasard, puisque la moyenne des productions correspondantes dépasse la moyenne générale de la zone telle que la donnent BOYAZOGLU et CATTIN-VIDAL (1964) ; (voir chiffres, tabl. 2). Si l'héritabilité varie avec le niveau de production, les valeurs trouvées ici ne seraient donc valables que pour des animaux ayant un niveau de production comparable à celui de notre échantillon ; mais notre matériel de travail représente en réalité les deux tiers supérieurs de la population contrôlée dans la zone de Roquefort seule base possible d'un plan de sélection ; cette objection ne doit donc pas être exagérée.

Des études pourraient être néanmoins entreprises pour préciser la variation des coefficients d'héritabilité suivant les niveaux de production.

IV. — CONCLUSION

Ce travail nous a permis d'estimer les coefficients d'héritabilité des différents critères permettant de caractériser la production à la traite des brebis du Rayon de Roquefort.

Au-delà des méthodes classiques habituellement utilisées dans ce genre d'étude, nous avons raisonné les diverses corrections qui doivent être effectuées dans ces estimations ; c'est là, pensons-nous, l'aspect le plus original de ces recherches.

Les coefficients trouvés sont assez comparables à ceux qui l'ont été couramment pour des populations de vaches laitières. La production à la traite, la production

de référence, et le contrôle maximum ont des valeurs d'héritabilité corrigées très voisines ; la production journalière moyenne présente une estimée comparable aux 3 précédentes pour les lactations d'agnelles, mais inférieure pour les lactations d'adultes.

Les coefficients d'héritabilité diminuent avec l'âge des animaux ; nous avons donné une explication de cette variation. L'importance des valeurs calculées pour les lactations réalisées à un an justifient amplement une sélection précoce sur les performances d'agnelles.

Nous avons également proposé une explication de l'importance de l'effet « année et année-troupeau » sur le contrôle maximum, influence que l'on ne retrouve pas à l'échelon de la production totale à la traite ; nous avons vu de plus pourquoi cette influence augmentait nettement avec l'âge des animaux.

Les hypothèses sur lesquelles repose la validité des estimations des coefficients d'héritabilité, pour les critères qui nous intéressent, ont été justifiées. Il nous resterait à entreprendre des recherches sur les variations de ces estimations avec les niveaux de production des élevages ou des groupes d'élevages.

Une étude ultérieure, basée sur le même matériel animal, sera consacrée à l'analyse des corrélations phénotypiques et génétiques entre les critères caractérisant la production laitière des brebis ; elle nous procurera les éléments complémentaires nécessaires à l'établissement d'un plan de sélection rationnel pour les femelles du Rayon de Roquefort.

Reçu pour publication en octobre 1964.

SUMMARY

QUANTITATIVE ASPECTS OF MILK PRODUCTION IN SHEEP. III. HERITABILITY COEFFICIENTS

We estimated the heritability coefficients of the different criteria characterizing the milk production of the *Lacaune* ewes in the Roquefort region. We retained for this study 651 « dam-daughter » couples known by their one-year-old performances, 830 known by their three-year-old ones, 326 known by their four-year-old performances and 1 251 by the average of all adult (three-years and more) lactations. The production averages of our sample were higher than those of the total ewe population recorded in Roquefort (table 2).

The intra-flock heritability coefficients (table 3) and their confidence limits were first estimated. Thereafter the adjusted heritability coefficients were calculated, after correction for the « year and year-flock » effect, the non-genetic differences between flocks, and the limited number of maternal grand-fathers in our sample (table 4). For the one- and three-year-old ewes the corrected heritability coefficients obtained were respectively 0,43 and 0,26 for total milked yield, while being 0,50 and 0,23 for the maximum daily control yield and 0,54 and 0,11 for the average daily yield. The validity of these estimations was also discussed.

We must note here the similarity of these results to those generally obtained with dairy cattle and underline the great interest of an early selection based on the one-year-old milk performances.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BETTINI T. M., 1952. Su alcune cause di variazione della lunghezza della lattazione e della produzione latteca nella pecora *Sarda*. *Riv. Zootec.*, **25**, 3-10.
BONELLI P., 1955. Coefficienti di normalizzazione latteca nella pecora *Sarda*. *Riv. Zootech.*, **28**, 293-296.

- BOYAZOGLU J. G., 1963. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. I. Mise au point bibliographique. *Ann. Zootech.*, **12**, 237-296.
- 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. Ing. Serv. agric.*, **191**, 455-470.
- BOYAZOGLU J. G., POLY J., POUTOUS M., 1964. Aspects quantitatifs de la production laitière des brebis. II. Estimation des différences d'origine génétique et non-génétique entre troupeaux. *Ann. Zootech.*, **13**, 289-297.
- BOYAZOGLU J. G., CROCHEZ S., TASSENCOURT L., 1964. Calcul d'héritabilités, de corrélations génétiques et de leurs écarts-types. (Méthode de HAZEL, liaisons parents-enfants). *Programme S.C.G.A.*, n° 64017.
- DASSAT P., MASON I. L., 1954. Heritability of milk yield in sheep. Atti 9° Cong. Intern. Genetica (Como). *Caryologia*, **6** (suppl.), 750-753.
- FALCONER D. S., 1960. *Introduction to quantitative genetics*. 151-153, 165-183. Oliver and Boyd, Edinburgh and London.
- JOHANSSON I., 1955. The first lactation yield as a basis for selection, as compared with the second and third lactations. *Proc. Brit. Soc. Anim. Prod.*, 102-108.
- LUSH J., 1940. Intra-sire correlations or regressions of offspring on dams as a method of estimating heritability characteristics. *Proc. Amer. Soc. Anim. Prod.*, 293.
- MASON I. L., DASSAT P., 1954. Milk, meat and wool production in the *Langhe* sheep of Italy. *Z. Tierz. Zucht. Biol.*, **62**, 197-234.
- MASON I. L. et DASSAT P., 1958. The genetics of milk, wool and meat production in the *Sopravissana* sheep of Italy. *Z. Tierz. Zucht. Biol.*, **71**, 315-327.
- POUTOUS M., 1964 a. Le testage des taureaux sur la production en matière azotée de leurs filles. Résultats préliminaires. *Ann. Biol. anim. Bioch. Biophys.*, **4**, 273-286.
- POUTOUS M., 1964 b. (*Données non publiées*).
- VISSAC B., POUTOUS M., TASSENCOURT L., 1962. Analyse et décomposition des variances et covariances dans le cas d'une classification hiérarchique non orthogonale. *Programme S.C.G.A.*, n° 62021.
-