

ASPECTS QUANTITATIFS DE LA PRODUCTION LAITIÈRE DE BRÉBIS

II. — ESTIMATION DES DIFFÉRENCES D'ORIGINES GÉNÉTIQUE ET NON GÉNÉTIQUE ENTRE TROUPEAUX

J. G. BOYAZOGLU (1), J. POLY et 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 analysé les résultats de performances laitières des brebis contrôlées de 1958 à 1963 dans la zone de Roquefort, pour plusieurs critères de production.

Les troupeaux ayant au moins 10 femelles de 2 ans et 10 de 4 à 7 ans ont été retenus dans cette étude.

La part de la variance totale due à des différences entre troupeaux a été calculée pour chaque année et pour l'ensemble des campagnes. En moyenne, elle a été estimée à environ 35 p. 100 de la variance totale, corrections faites pour le nombre limité de béliers et de brebis par troupeau.

Les coefficients de régression des productions des femelles de 2 ans sur celles des brebis de 4 à 7 ans du même troupeau, varient peu avec les années. La part génétique de la variance entre troupeaux a été estimée entre 15 et 20 p. 100 ; pour des études de sélection pratique ou des schémas de sélection théorique, il paraît raisonnable de retenir, dans le futur, la valeur de 20 p. 100.

I. — POSITION DU PROBLÈME

On a souligné dans de précédentes publications (BOYAZOGLU, 1963 ; BOYAZOGLU et CATTIN-VIDAL, 1964 *a*), l'importance du travail de contrôle laitier réalisé depuis 1957 sur le cheptel ovin exploité dans le Rayon de Roquefort, au cours de sept campagnes successives. Ce travail correspond à un ensemble de 82 945 lactations, réparties en 189 élevages représentant environ 35 000 animaux. A la lumière

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

des résultats enregistrés, il nous est apparu indispensable de faire le point sur les méthodes de sélection pratiquées dans la zone et sur la politique d'élevage qu'on y poursuit.

Estimer la valeur génétique réelle des reproducteurs, quelles que soient les conditions de milieu dans lesquelles ils sont exploités, est évidemment pour nous, une préoccupation essentielle.

L'influence du troupeau synthétise bien souvent une part importante des facteurs de variation de la production laitière : conditions ambiantes d'élevage ; niveau d'alimentation ; techniques de sevrage et de traite. Or, la quasi-totalité des béliers ont, en saillie naturelle évidemment, une descendance femelle circonscrite à un seul troupeau ; classer, en valeur relative, les géniteurs utilisés dans le Rayon de Roquefort imposait donc, d'abord, une étude systématique de l'influence globale de l'élevage et de ses composantes, sur les performances laitières des brebis.

II. — ÉTUDE BIBLIOGRAPHIQUE

L'importance et l'origine des différences de production dues au facteur troupeau n'ont été étudiées de façon approfondie que pour les bovins laitiers. Ces différences sont habituellement très importantes puisqu'elles expliquent 20 à 45 p. 100 de la variance totale des performances laitières, par lactation, pour des sujets pris au hasard dans la population femelle considérée. La valeur moyenne de ce rapport peut être estimée à 30 p. 100 dans les conditions françaises (POLY et VISSAC, 1959).

Comme l'ont montré PIRCHNER et LUSH (1959), deux méthodes permettent d'analyser l'origine de ces différences et d'en déduire la part de la variance, due au troupeau, qui est d'origine génétique.

Dans la première méthode (ROBERTSON et RENDEL, 1954), on calcule le coefficient de régression (*b*) de la production des filles de taureaux, utilisés en insémination artificielle, sur la production des génisses contemporaines dans les mêmes troupeaux. La variance entre groupes de contemporaines est corrigée pour éliminer d'abord l'effet de l'année, ensuite la variation aléatoire qui subsiste dans la moyenne de production des contemporaines d'une même étable. On admet que les filles de taureaux d'insémination artificielle sont réparties indépendamment du niveau des élevages, et qu'elles sont nées de mères choisies au hasard dans l'étable même où elles ont accompli leur production. Dans ces conditions, les génisses nées d'insémination artificielle ont, en commun avec leurs contemporaines, la moitié de la valeur génétique moyenne, mais la totalité de l'effet « milieu » moyen du troupeau auquel elles appartiennent ; le coefficient *b* sera alors égal à 1 s'il n'existe pas de différences génétiques entre étables, et à 0, 5 si ces différences sont d'origine purement génétique. On démontre qu'une estimation de la part génétique des différences entre troupeaux est égale à $2(1 - b)$.

Une variante de cette méthode consiste à calculer la régression de la production des filles de taureaux d'insémination artificielle sur la moyenne des autres vaches du troupeau. Une correction pour l'influence de l'âge est alors généralement nécessaire.

Dans la deuxième méthode, (Mc GILLIARD, 1952), on compare la composante « troupeau » de la variance pour les demi-sœurs de père d'une part, et des animaux contemporains, mais non-apparentés, de l'autre. Dans le premier cas, on ne retrouve que le quart de la variance des différences génétiques entre troupeaux, en plus de la variance due au milieu « troupeau » ; dans le deuxième cas, au contraire, on retrouve en totalité la variance génétique et la variance « milieu » des élevages. On peut alors calculer la part de la variance entre troupeaux qui est due à des différences génétiques.

Quelle que soit la méthode employée, cette part de la variance a été estimée entre 10 et 20 p. 100 (ROBERTSON et RENDEL, 1954 ; PIRCHNER et LUSH, 1959 ; BERESKIN et HAZEL, 1962 ; VAN VLECK, 1963 ; POUTOUS, 1964). HOFMEYER (1955) constate que, dans les stations de testage danoises, la production des génisses est indépendante de la production moyenne de leur troupeau d'origine, sauf pour les troupeaux à faible niveau de production ; il conclut que la part génétique de la variance entre troupeaux ne dépasse pas 10 p. 100.

En résumé, pour les populations de vaches où la reproduction s'effectue en monte naturelle, les différences entre troupeaux sont très importantes, une faible part de ces différences étant d'origine génétique.

III. — MATÉRIEL, ET MÉTHODES

Cette étude a été entreprise à partir des résultats de performances laitières enregistrées pour les brebis contrôlées dans le Rayon de Roquefort de 1958 à 1963.

L'analyse a porté sur les trois critères de production suivants :

— 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 ou la fin des contrôles.

— Contrôle maximum, (C_{max}), défini comme la production journalière maximum, mesurée en litres, lors des contrôles laitiers successifs.

— Production moyenne par jour de traite, (PMJ), en litres, définie par le rapport : Production laitière à la traite/Durée de traite, sous réserve d'une durée d'au moins 130 jours.

Dans un premier stade, les productions moyennes par troupeau ont été calculées pour les femelles de 2 ans et pour celles de 4 à 7 ans. Nous avons appelé « filles » ou « jeunes » les femelles de 2 ans, « mères » ou « adultes » celles de 4 à 7 ans.

Pour obtenir des couples de moyennes suffisamment précises, tous les troupeaux n'ayant pas au moins 10 filles et 10 mères, « intra-année », ont été exclus de l'étude. Une répartition du nombre de troupeaux retenus et des effectifs moyens de filles et de mères a été faite par année (tabl. 1). La production moyenne par jour de traite n'ayant été calculée que si la traite avait duré 130 jours au moins, il n'est resté, pour l'étude de cette variable, qu'un nombre plus restreint de troupeaux répondant aux normes ci-dessus. Les effectifs moyens par troupeau nous ayant paru suffisants, les calculs ont été faits sur les moyennes brutes, sans pondération. Au total, on a retenu 30 589 lactations pour l'étude de la production de traite et du contrôle maximum et 18 720 pour celle de la production journalière moyenne.

Dans un deuxième stade, les moyennes, les variances et les covariances des productions moyennes, par troupeau, pour les jeunes et les adultes, ont été calculées, ainsi que le coefficient de régression des productions des filles sur celles des mères.

Nous avons appelé :

P^2 : la variance phénotypique des performances individuelles par lactation ;

M^2 : la variance des différences de production moyenne, entre troupeaux, mesurée sur les adultes ;

F^2 : la variance calculée de la même façon pour les jeunes ;

T^2 : la variance des différences génétiques moyennes entre troupeaux ;

A^2 : la variance des différences entre troupeaux due à des causes systématiques, mais non génétiques (conditions ambiantes d'exploitation, alimentation, système de traite, etc.) ;

R^2 : la variance des productions moyennes des adultes qui est due à des causes résiduelles indépendantes des effets systématiques du troupeau ;

R'^2 : la variance analogue à la précédente pour les jeunes ;

K : le coefficient de transformation des productions moyennes des jeunes en productions moyennes d'adultes ;

b : le coefficient de régression de la production moyenne des filles sur celle de leurs mères ;

r : le coefficient de corrélation entre les productions moyennes des filles et des mères ;

H^2 : l'héritabilité des différences entre troupeaux telle que : $H^2 = 2(1 - bK)$;

EM : la part de la variance due au troupeau, calculée à partir des moyennes des mères, dans la variance totale : c'est le rapport M^2/P^2 ;

EF : la part de la variance due au troupeau, calculée à partir des moyennes des filles, dans la variance totale : c'est le rapport F^2/P^2 ;

Par ailleurs, nous avons admis que :

a) les béliers, pères des jeunes, ont été sélectionnés de façon aléatoire, vis-à-vis des troupeaux dans lesquels ils ont engendré une descendance.

b) les mères des jeunes avaient, en moyenne, la même valeur génétique que les autres brebis adultes du même troupeau.

c) les sources de variation correspondant à la variance génétique « troupeau », à la variance non génétique « troupeau » et aux variances résiduelles, pour les jeunes et pour les adultes, ont une action additive et sont indépendantes entre elles, au sens statistique du terme.

On peut alors écrire les relations suivantes :

- (1) $M^2 = T^2 + A^2 + R^2$;
- (2) $F^2 = 1/4 T^2 + A^2 + R^2$;
- (3) covariance filles-mères = $1/K (1/2 T^2 + A^2)$;
- (4) $b = \frac{1/K (1/2 T^2 + A^2)}{T^2 + A^2 + R^2}$;
- (5) $H^2 = 2 (1 - bK) = \frac{T^2 + 2R^2}{T^2 + A^2 + R^2}$;
- (6) $EM = \frac{T^2 + A^2 + R^2}{P^2}$;
- (7) $EF = \frac{1/4 T^2 + A^2 + R^2}{P^2}$;

IV. — RÉSULTATS ET DISCUSSION

A. — *Considérations générales*

Au départ, on se trouvait en présence d'une population de femelles soumises au contrôle laitier, de taille assez restreinte ; mais notre échantillon de travail a considérablement grossi, surtout depuis 1960, par apport de nouveaux élevages contrôlés ; le nombre de troupeaux a plus que quintuplé depuis 1958. Il est l'image d'une population ovine où les effets d'une sélection rationnelle sont assez minces et, en tout cas, très récents. On constate, par surcroît, une augmentation de l'effectif moyen par élevage (tabl. 1).

La diminution constante des productions moyennes (tabl. 2), s'explique par l'extension du contrôle à de nouveaux adhérents et la généralisation de la traite mécanique. Cette dernière nécessite un entraînement de la part des hommes, une adaptation de la part des animaux et ne permet pas de mesurer les « repasses » individuelles. On a eu affaire, avec les nouveaux adhérents du contrôle laitier, à des éleveurs dont les techniques d'élevage étaient moins bonnes, en moyenne.

Dans un troupeau, les jeunes sont filles, la plupart du temps, d'un seul bélier et ce dernier ne fait qu'exceptionnellement la monte plus de deux années consécutives ce qui confirme que, dans notre échantillon de travail, les brebis de 2 ans n'ont pas le même père que celles de 4 à 7 ans. Les achats de femelles sont relativement peu fréquents dans la zone de Roquefort et les réformes de brebis pour insuffisance de production laitière sont assez peu importantes, cela justifie notre hypothèse selon laquelle les jeunes sont filles de brebis adultes du même troupeau, ou de brebis d'un niveau génétique équivalent.

B. — *Part de la variance due au troupeau*

La part de la variance totale due à des différences entre troupeaux a été estimée par le rapport de la variance des moyennes de troupeaux à la variance totale, obtenue par ailleurs (BOYAZOGLU et CATTIN-VIDAL, 1964 b).

Les variations de cette valeur avec les années sont assez importantes ; elles peuvent s'expliquer, pour les campagnes de 1958 à 1960, par le nombre relativement

restreint des troupeaux contrôlés, ou par l'effet systématique de certaines années, qui accuse les différences entre troupeaux ; (1959 par exemple, où les foins récoltés étaient de mauvaise qualité et la saison de pâturage très sèche).

TABLEAU I

Effectif moyen par troupeau de brebis adultes (n_x) et de jeunes (n_y) et nombre de troupeaux (N) retenus pour l'étude de la production à la traite (PTR), du contrôle maximum (C_{max}) et de la production journalière moyenne (PMJ).

Critère	Effectif	Année					
		1958	1959	1960	1961	1962	1963
PTR et C_{max}	N	20	38	56	74	93	113
	n_x	28	35	39	47	49	47
	n_y	22	27	34	34	37	34
PMJ	N	13	21	48	53	81	80
	n_x	25	32	31	37	39	42
	n_y	20	21	26	26	28	27

TABLEAU 2

Valeurs, calculées par année, pour les productions moyennes des filles (y) et des mères (x), pour les coefficients de corrélation (r) et de régression (b) de la production des filles sur celle de leurs mères, et pour la part de la variance totale, due à des différences entre troupeaux, à partir des productions des mères (EM) et des filles (EF).

Critère	Paramètre	Année					
		1958	1959	1960	1961	1962	1963
PTR (litres)	x	109	99	94	99	93	91
	y	98	92	88	87	83	80
	EM	0,31	0,32	0,31	0,45	0,40	0,35
	EF	0,46	0,28	0,40	0,49	0,49	0,43
	r	0,76	0,83	0,83	0,80	0,79	0,79
	b	0,88	0,73	0,85	0,76	0,88	0,83
C_{max} (litres)	x	1,05	1,10	1,03	1,11	1,02	0,98
	y	0,91	0,98	0,92	0,95	0,86	0,83
	EM	0,48	0,33	0,34	0,45	0,44	0,37
	EF	0,47	0,29	0,49	0,48	0,50	0,40
	r	0,91	0,80	0,81	0,80	0,85	0,82
	b	0,79	0,65	0,90	0,75	0,89	0,80
PMJ (litres)	x	0,70	0,67	0,59	0,65	0,58	0,57
	y	0,65	0,63	0,56	0,60	0,53	0,52
	EM	0,24	0,29	0,34	0,41	0,49	0,41
	EF	0,49	0,33	0,34	0,46	0,43	0,38
	r	0,61	0,79	0,81	0,79	0,81	0,86
	b	0,83	0,62	0,96	0,74	0,85	0,91

Après calcul des valeurs moyennes pondérées pour les périodes 1958-1960 et 1961-1963, on constate une légère augmentation de la variance entre troupeaux. Cet accroissement est dû, selon nous, à l'entrée de nouveaux élevages dans l'effectif soumis au contrôle laitier. Ces élevages ont, en moyenne, une production inférieure aux autres, ce qui augmente la variance entre troupeaux alors que la variance intra-troupeaux reste sensiblement constante (tabl. 2 et 3).

TABLEAU 3

Valeurs moyennes de H^2 (héritabilité des différences entre troupeaux), de b' et de b (coefficients de régression des productions moyennes des filles sur celles de leurs mères, avec ou sans correction de l'effet de l'âge) et enfin de EM et EF (part de la variance totale due à des différences entre troupeaux pour les mères et les filles). Ces valeurs ont été calculées à partir des sommes des produits et coproduits centrés par année.

Critère	Paramètre	Années		Moyenne générale
		1958-1960	1961-1963	
PTR (litres)	EM	0,35	0,39	0,36
	EF	0,41	0,46	0,43
	b	0,81	0,82	0,82
	H^2			0,21
	b'			0,90
C_{\max} (litres)	EM	0,40	0,42	0,40
	EF	0,41	0,47	0,45
	b	0,80	0,83	0,81
	H^2			0,17
	b'			0,92
PMJ (litres)	EM	0,29	0,43	0,39
	EF	0,33	0,43	0,42
	b	0,83	0,85	0,84
	H^2			0,20
	b'			0,90

La variance des moyennes d'étable, calculée à partir des performances des mères et des filles, est plus grande que la variance des vraies différences entre troupeaux, et cela pour plusieurs raisons :

— Les moyennes sont calculées sur des effectifs limités ; il subsiste, dans les valeurs estimées, une part de la variance résiduelle intra-troupeaux. Une correction a donc été apportée ; on a supposé, pour ce faire, que la variance résiduelle « intra-troupeaux » représentait, en moyenne, 65 p. 100 de la variance totale. Dans ces conditions, il faudrait diminuer la part de la variance due au troupeau de 1 à 2 p. 100, suivant les variables, pour les moyennes de production des mères et de 2 à 3 p. 100 pour celles des filles.

— Les groupes des mères et des filles d'un troupeau descendent d'un nombre de béliers plus faible que l'ensemble des brebis de tous âges du même troupeau ; (cela est conforme aux hypothèses que nous avons émises au départ, selon lesquelles un mâle n'était que très exceptionnellement utilisé pendant plus de deux luttés

consécutives dans le même élevage). Le schéma que nous avons théoriquement admis correspond au fait que les jeunes d'un troupeau sont issues d'un bélier, les adultes de quatre et les femelles de tous âges de six, l'héritabilité des caractères étant, en moyenne, de l'ordre de 35 p. 100. (Ces points particuliers seront réexaminés de façon plus rigoureuse et plus explicite dans une étude ultérieure). Dans ces conditions, il faudrait diminuer la part de la variance due au troupeau de 1 à 2 p. 100, suivant le caractère, pour les moyennes de production des mères, de 3 à 6 p. 100 pour celles des filles.

Au total, ces corrections faites, on constate que la part de la variance due au troupeau est de l'ordre de 35 p. 100, estimation tout à fait comparable à celle que l'on donne, en général, pour les bovins laitiers. De plus, le calcul de cette fraction de la variance, imputable à l'élevage, aboutit à des valeurs analogues, que l'on se soit basé sur les moyennes des groupes de filles ou sur celles des groupes de mères. Or, le correctif que nous avons apporté pour le nombre des béliers utilisés, dans les deux catégories d'animaux, suppose une répartition des géniteurs au hasard, quel que soit le niveau de l'élevage. Si l'on admet, ce qui est très vraisemblable, que l'effet systématique « troupeau » est le même quelles que soient les classes d'âge, on trouve donc *a posteriori* une justification à cette hypothèse que nous avons admise.

C. — *Fraction génétique des différences entre troupeaux*

Les coefficients de régression et de corrélation des moyennes de production des filles sur les moyennes de production des mères, ont été calculés pour chaque année (tabl. 2), globalement pour la période 1958-1960, pour la période 1961-1963 et pour l'ensemble des campagnes (tabl. 3).

Contrairement à ce qu'on pourrait attendre, les coefficients de corrélation (*r*) sont du même ordre de grandeur que les coefficients de régression (*b*). Or les valeurs de *r* devraient être supérieures, car elles sont indépendantes de l'effet de l'âge, contrairement à celles de *b* qui sont proportionnelles à 1/K. Puisque tel n'est pas le cas, on doit en conclure, qu'après correction de l'effet de l'âge, la variance entre groupes de filles dépasse celle des mères pour les raisons expliquées dans le paragraphe précédent ; effectif de filles par troupeau plus faible que pour les mères, ces filles étant issues par surcroît d'un nombre de béliers également plus restreint.

Au total, après correction pour l'influence de l'âge avec les coefficients trouvés par BOYAZOGLU et CATTIN-VIDAL (1964 *a*) sur ce même matériel, on a donc calculé la valeur de H², part génétique des différences entre troupeaux (tabl. 3). Vu la stabilité du coefficient de régression *b*, au cours des années (tabl. 3), on peut admettre que le paramètre moyen H² représente une valeur spécifique des différences génétiques pour les élevages de la zone de Roquefort ; à cet égard les troupeaux nouvellement soumis au contrôle laitier, depuis 1960 par exemple, n'apportent pas de modifications sensibles à la valeur de H².

Si nous considérons maintenant comme indépendantes les six estimées de H² par année, nous pouvons calculer leur écart-type, après pondération pour les nombres de troupeaux. L'écart-type de l'estimée moyenne de H² est de l'ordre de 0,01 à 0,02, selon les critères envisagés.

H², telle qu'elle a été calculée d'après la formule 5, est légèrement surestimée par rapport à sa vraie valeur, car :

$$\frac{T^2 + 2R^2}{T^2 + A^2 + R^2} \text{ est évidemment supérieur à } \frac{T^2}{T^2 + A^2}$$

Compte tenu de toutes ces remarques, nous pouvons donc admettre que la part génétique de la variance entre troupeaux est comprise, selon les critères considérés, entre 15 et 20 p. 100. Cette estimation est en accord avec les résultats bibliographiques rapportés pour les bovins laitiers.

Pour une utilisation pratique, nous pensons qu'on peut retenir une valeur de $H^2 = 0,20$ pour toutes les variables, sans commettre d'erreur appréciable de sous-estimation, cela dans l'état actuel de la population ovine de Roquefort, où les efforts de sélection efficaces n'en sont qu'à leur début.

V. — CONCLUSIONS

On trouve donc une grande analogie entre les résultats enregistrés pour les bovins laitiers et ceux qui se dégagent de cette étude sur les ovins laitiers de Roquefort. L'ensemble des facteurs qu'on peut grouper sous le vocable de troupeau expliquent une grande partie de la variance totale. Ils ont surtout une origine non génétique. Comme nous le soulignons dans l'introduction, cela repose nettement le problème des méthodes d'interprétation des performances à des fins de sélection.

Nos résultats montrent clairement qu'il faut exprimer les performances individuelles par rapport à la moyenne des troupeaux où elles ont été enregistrées. Cela sera développé et complété dans une étude ultérieure, où nous disposerons des résultats de toutes nos analyses génétiques sur les descendance de béliers, pour en déduire des plans de choix rationnels des reproducteurs. Nous pensons également pouvoir expliquer l'origine de ces différences génétiques entre troupeaux, différences qui existent, si faibles soient-elles.

Reçu pour publication en juin 1964.

VI. — SUMMARY.

QUANTITATIVE ASPECTS OF MILK PRODUCTION IN SHEEP.

II. ESTIMATION OF GENETIC AND NON GENETIC DIFFERENCES BETWEEN FLOCKS

An analysis of several criteria of the milk records of all ewes controlled in Roquefort from 1958 to 1963, was undertaken.

All flocks with a minimum of 10 two-year-old ewes and 10 ewes aged from 4 to 7 years, were retained (table 1).

The part of the total variance due to flock differences was calculated within years and for all six years together (tables 2 and 3). The latter was estimated to be 35 p. 100 of the total variance, after correction for the limited number of rams and ewes per flock.

The regression coefficients of two-year-old records on adult ewe-records in the same flock, varied little from one year to another (tables 2 and 3). The genetic part of the variance between flocks was estimated to be between 15 and 20 p. 100; for all practical purposes and theoretical selection plans it appears reasonable to retain in the future the value of 20 p. 100.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BERESKIN B., HAZEL L. N., 1962. Role of herd averages in dairy sire evaluation. *J. Anim. Sci.*, **21**, 969.
 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 a. 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., CATTIN-VIDAL P., 1964 b. (*Données non publiées*).
- HOFMEYER, J. H., 1955. A study of Danish and Swedish progeny testing methods for dairy bulls. *Kungl. Landbrukshogskolans Annaler*, 22, 425-488.
- McGILLIARD L. D., 1952. *Usefulness of the herd average in estimating breeding values of dairy cattle*. Ph. D. thesis, Iowa State College Library, Ames, Iowa. (U. S. A.), (cité par PIRCHNER et LUSH, 1959).
- PIRCHNER F., LUSH J. L., 1959. Genetic and environmental portions of the variation among herds in butterfat production. *J. Dairy Sci.*, 42, 115-122.
- POLY J., VISSAC B., 1959. Interprétation des résultats de contrôle laitier en vue du testage des taureaux d'insémination. *Bull. tech. Ing. Serv. agric.*, (145), 841-862.
- POUTOUS M., 1964. (*Données non publiées*).
- ROBERTSON A., RENDEL J. M., 1954. The performance of heifers got by artificial insemination. *J. Agric. Sci.*, 44, 184-192.
- VAN VLECK L. D., 1963. Regression of records on herd-mate averages. *J. Dairy Sci.*, 46, 846-849.

Le Directeur-Gérant: M. L. CAGNAC

Impression Bussière à Saint-Amand (Cher), France. — 23-11-1964.

Dépôt légal: 4^e trimestre 1964. N^o d'impression: 629.