

ESTIMATION DU GAIN GÉNÉTIQUE
RÉALISÉ SUR LA PRODUCTION LAITIÈRE
ET LA RICHESSE DU LAIT
DES BOVINS DE RACE *MONTBÉLIARDE* DANS LE JURA

G. RICORDEAU et J. LEFEBVRE

avec la collaboration technique de M. DUPONT et M. WIMITZKY

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

SOMMAIRE

Partant de la méthode de SMITH (1962) comme référence, nous proposons une solution simple, basée sur la comparaison, pendant la même période, des performances des demi-sœurs de père nées de mères d'âges différents. Cette solution, appliquée à 1 450 couples mère-fille issus de 43 taureaux de race *montbéliarde*, permet d'estimer le gain génétique annuel par lactation (de 1956 à 1966) à 36 kilogrammes de lait et à 0,03 g/kg de lait pour le taux butyreux moyen pondéré.

INTRODUCTION

Pour mesurer le gain génétique réalisé par sélection dans les populations de bovins laitiers, plusieurs méthodes ont été proposées. ROBERTSON et RENDEL (1954) puis VAN VLECK et HENDERSON (1961 *a* et *b*) comparent les performances des animaux issus d'insémination artificielle à ceux issus de saillie naturelle. ROBERTSON (1961), HENDERSON et *al.* (1959), puis GIESBRECHT et KEMPTHORNE (1965) définissent des modèles mathématiques ou quelques schémas expérimentaux permettant d'estimer les progrès génétiques en faisant notamment appel à des accouplements répétés de façon identique durant 2 années consécutives. Pour les porcins, SMITH (1962 et 1963) a proposé une méthode comparant la régression, en fonction du temps, de la production des groupes de descendants du même père

avec la régression correspondante calculée sur l'ensemble de la population contrôlée; OLLIVIER (1969) part également des mêmes données, mais utilise un modèle linéaire pour séparer l'effet gain génétique dû aux verrats, des variations dues au milieu.

La méthode de ROBERTSON et RENDEL présente de moins en moins d'intérêt car il est de plus en plus difficile d'isoler des troupeaux ne faisant pas appel à l'insémination artificielle. La méthode de SMITH pour être précise, exige le contrôle de la descendance d'un nombre suffisant de taureaux pendant plusieurs années consécutives.

MATÉRIEL ET MÉTHODE

Partant de la méthode de SMITH (1962) comme référence, nous avons préconisé (RICORDEAU, 1965) une solution plus simple basée sur la comparaison, pendant la même période, des performances des demi-sœurs de père issues de mères d'âges différents. Cette solution a l'avantage d'utiliser tous les taureaux dont on dispose, mais elle oblige à tenir compte du fait que les mères des différents groupes d'âges sont sélectionnées puisque, dans certaines populations (SYRSTAD, 1966; ROBERTSON K.-J., 1965), on estime que la différentielle de sélection sur les mères donnant naissance à des génisses de remplacement est relativement importante.

Pour estimer le gain génétique annuel (g) en tenant compte de l'amélioration des conditions de milieu (m) et de la différentielle de sélection sur les mères (s) nous pouvons classer schématiquement les performances des filles, en ligne suivant l'année de vêlage, en colonne suivant l'âge des mères à la naissance de leur fille.

1° La variation de production des génisses de la population en fonction du temps (en ligne) traduit la somme globale du gain génétique et de l'amélioration du milieu $b_1 = g + m$. Dans cette équation, on suppose que les groupes de génisses sont issues de mères ayant en moyenne le même âge.

2° La variation intra-père de la production des génisses contemporaines issues de mères d'âges différents (en colonne) traduit le fait que les demi-sœurs de père sont issues de mères dont le niveau génétique diminue de g d'une génération à l'autre, mais augmente d'une année à l'autre (pour les animaux d'une même génération) par suite de la sélection, d'où $b_2 = s - \frac{1}{2}g$.

3° La variation intra-père de la production des génisses en fonction du temps, soit $b_3 = m + \frac{1}{2}g$.

4° La variation en fonction du temps, de la production des génisses issues de mères nées la même année (en diagonale) traduit l'amélioration du milieu, la sélection des mères et le gain génétique dû au père, d'où $b_4 = m + s + \frac{1}{2}g$. Sur la diagonale, nous comparons, en effet, les produits des groupes de mères qui appartiennent à la même génération, mais qui n'ont pas été sélectionnées avec la même intensité, par suite des réformes annuelles successives.

La relation b_4 est la résultante des 2 premières, aussi ne constitue-t-elle pas une relation indépendante. La relation b_3 est celle utilisée par SMITH en comparaison avec b_1 .

Cette étude concerne les résultats de 1 450 couples mère-fille issus de 43 taureaux de race *montbéliarde* du Centre d'insémination artificielle du Jura.

Les performances obtenues en première lactation (quantité de lait et taux butyreux moyen pondéré) ont été transformées en probit compte tenu de l'âge au vêlage. On a retenu uniquement les lactations de durées comprises entre 200 et 400 jours. La période considérée couvre 10 années agricoles (1956 à 1966), chacune d'elles étant comptée d'octobre à septembre.

Pour estimer les coefficients b_2 et b_3 , on a calculé les régressions par père, puis on a estimé un coefficient de régression commun après avoir testé l'homogénéité des pentes des droites de régression suivant la méthode décrite par ULMO (1960).

Pour calculer la variance de g , on a utilisé l'approximation de SMITH (1962) :

$$V(g) \neq \frac{4 \sigma^2}{\sum_i n_i \left[y \frac{(y^2 - 1)}{12} \right]} \neq \frac{4 \sigma^2}{\bar{n} \sum_i T_y}$$

dans laquelle \bar{n} représente le nombre moyen de lactations par année et pour chaque taureau, y étant la durée d'utilisation des taureaux en années et σ l'écart-type de la production laitière.

RÉSULTATS

Quantité de lait

La résolution des équations 1, 2 et 3 (Tabl. 1) permet d'estimer g à 36 kg (± 28) de lait par lactation et par an. Les 2 variables m et s sont pratiquement négligeables.

TABLEAU 1

Estimation des variables m, s et g.

Équations en unités probit		Variables en kg de lait ou g.p.kg de lait		
		m	s	g
quantité de lait	$b_1 = 0,450$	+ 2	+ 2	+ 36 (± 28)
	$b_2 = -0,231$			
	$b_3 = 0,239$			
taux butyreux	$b_1 = -0,164$	- 0,08	- 0,03	+ 0,03 ($\pm 0,09$)
	$b_2 = -0,139$			
	$b_3 = -0,215$			

Richesse en matière grasse

Les valeurs des coefficients b_1 , b_2 et b_3 fournissent les estimations suivantes :

$$g = + 0,03 \text{ g/kg de lait } (\pm 0,09)$$

$$m = - 0,08$$

$$\text{et } s = - 0,03$$

qui ne sont pas significativement différentes de zéro.

DISCUSSION

Ces équations sont valables pour une population stable, soumise à la sélection, dans laquelle l'amélioration génétique des mâles et des femelles est la même. Dans cette étude, nous avons retenu uniquement les données des animaux de type *montbéliard* (plus de 80 % des effectifs). En revanche, nous n'avons pas pris en considération les animaux *tachetés de l'Est* qui constituent une population peu nombreuse et bien distincte (du point de vue coloration notamment), dont les saillies étaient assurées, jusqu'à ces dernières années, par des taureaux *tachetés* appartenant à des

propriétaires privés ou à des syndicats d'élevage. Si la population considérée peut être supposée homogène, il n'est pas certain que les gains génétiques réalisés du côté des mâles et des femelles soient équivalents. En effet, comme le testage n'a commencé systématiquement qu'en 1963, le gain génétique réalisé sur les mâles s'est traduit avec un retard de plusieurs années sur la population femelle. Du point de vue théorique, pour que les équations proposées puissent s'appliquer sans réserve, il faudrait donc travailler sur une population soumise à la sélection depuis 2 ou 3 générations, ce qui n'est évidemment pas notre cas.

1° En ce qui concerne la quantité de lait par lactation, la variation totale annuelle (b_1) résulte presque uniquement du gain génétique annuel, lequel représente 1,1 % du niveau de production des génisses. Ce gain est encore inférieur à celui que l'on peut théoriquement espérer (ROBERTSON et RENDEL, 1950; SPECHT et MCGILLIARD, 1960; SKJERVOLD, 1963), mais il est comparable à celui observé dans d'autres populations bovines (SYRSTAD, 1966). Dans le Jura, pendant les 10 années considérées, presque tous les taureaux du Centre d'I.A. ont été soumis au testage, ce qui a incontestablement permis d'améliorer le niveau génétique de la population femelle. Cette amélioration aurait pu être plus importante si la sélection des mâles avait été faite sur un seul caractère, la quantité de lait. En fait, 29 p. 100 seulement des taureaux ont été éliminés pour insuffisance de production laitière des filles contre 26 p. 100 pour mauvaise conformation ou mauvaise aptitude à la traite des produits. Cette orientation de la sélection a permis de conserver à la race *montbéliarde* ses excellentes qualités de conformation et de rusticité.

L'absence d'amélioration due au milieu n'est pas très étonnante. En effet, dans le Jura, les vaches sont soumises à deux régimes d'alimentation, stabulation complète pendant 4 à 5 mois et pâturage ensuite : les apports de foin et d'herbe qui constituent la majeure partie — sinon la totalité — de la ration des vaches ont certainement peu varié de 1956 à 1966.

Le fait que la différentielle de sélection sur les mères (s) soit pratiquement nulle est plus surprenant. ROBERTSON (1966), ROBERTSON et BARKER (1966), HINKS (1966 I et II) ont montré récemment que le taux de réforme des vaches laitières était lié en grande partie à leur niveau de production. Mais l'importance des causes de réforme peut être différente d'une population à l'autre. D'après les enquêtes effectuées en France et dans plusieurs pays étrangers (POLY, 1961) il apparaît que la proportion des vaches réformées pour insuffisance de production laitière est relativement faible : 5 à 6 p. 100 seulement de l'ensemble des vaches d'après l'enquête réalisée par le MILK MARKETING BOARD, en 1956, sur environ 200 000 vaches. Cette sélection massive a certainement été faible dans le Jura, car il existait dans cette région, jusqu'à ces dernières années, un débouché important et rémunérateur : la vente des vaches adultes et bonnes laitières aux « nourrisseurs » du Sud-Est de la France et de l'Afrique du Nord. Nous avons d'ailleurs montré (RICORDEAU, AURIOL et LEFEBVRE, 1964) que les vaches ayant eu au moins 5 lactations ne constituaient pas un échantillon sélectionné sur la production laitière; une enquête réalisée à cette époque avait permis de constater que les éleveurs tenaient surtout compte de l'aptitude des vaches à vêler régulièrement et à bien se laisser traire. De toute façon, même s'il y a eu sélection des génisses en fonction du niveau de production des mères, les différences dues à l'âge de ces

dernières doivent être faibles, puisqu'au moment où les filles sont saillies pour la première fois, on connaît déjà au moins les 2 premières lactations de leurs mères.

2° En ce qui concerne le taux butyreux moyen pondéré par lactation, la variation génétique a été faible et même légèrement positive en dépit de l'existence d'une corrélation génétique négative entre le taux butyreux et la quantité de lait (RICORDEAU et LEFEBVRE, 1969). En fait, les coefficients b_1 sont certainement imprécis, car le taux butyreux moyen pondéré de la population des génisses (comme celui de l'ensemble de la population) n'a pas évolué de façon linéaire, les valeurs observées en 1961, 62 et 63 étant nettement supérieures à la moyenne de la décade (fig. 1).

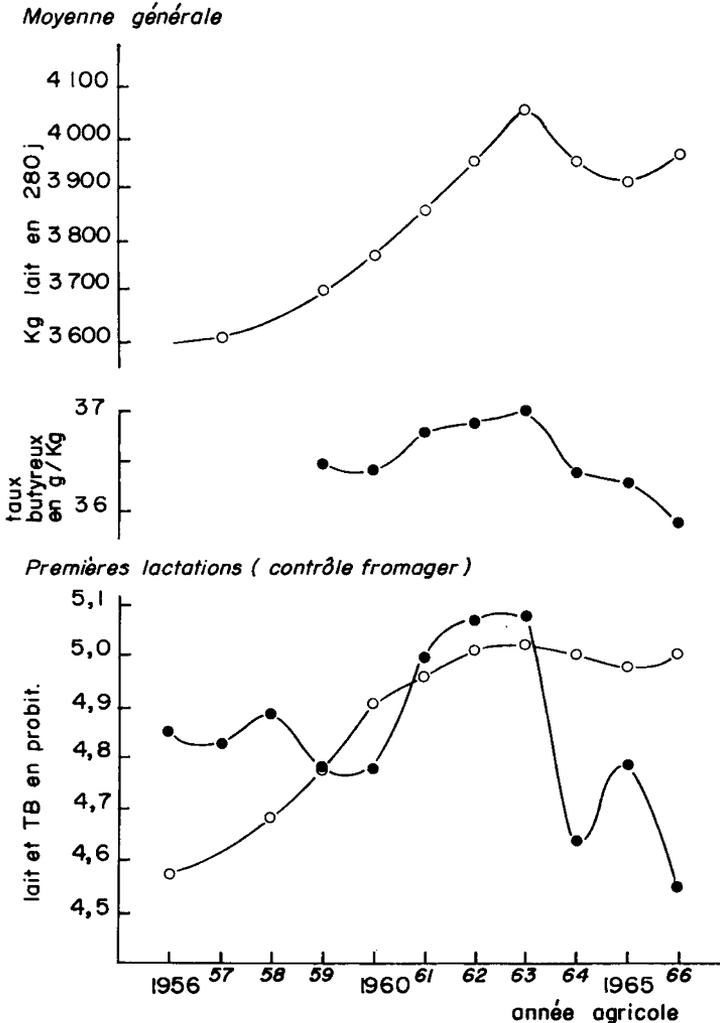


FIG. 1. Variations annuelles de la quantité de lait par lactation et du taux butyreux.

Moyenne générale : quantité de lait correspondant à 280 j de lactation en moyenne.

Premières lactations : durées comprises entre 200 et 400 jours.

- quantité de lait
- taux butyreux.

3° L'intervalle de génération de mère à filles est de 3,8 lactations en moyenne, ce qui correspond à un âge réel de 66 mois; il est supérieur à l'âge moyen au vêlage de tous les animaux soumis au contrôle laitier (62 mois, fig. 2) mais la différence est faible, ce qui tend à prouver que les éleveurs ne tiennent pratiquement pas compte de l'âge des mères dans le choix des filles. D'autre part, il est intéressant de souligner que cet intervalle de génération de 66 mois est nettement supérieur à celui considéré habituellement : 47 mois pour ROBERTSON et RENDEL, 1950; 58 mois pour SYRSTAD, 1966.

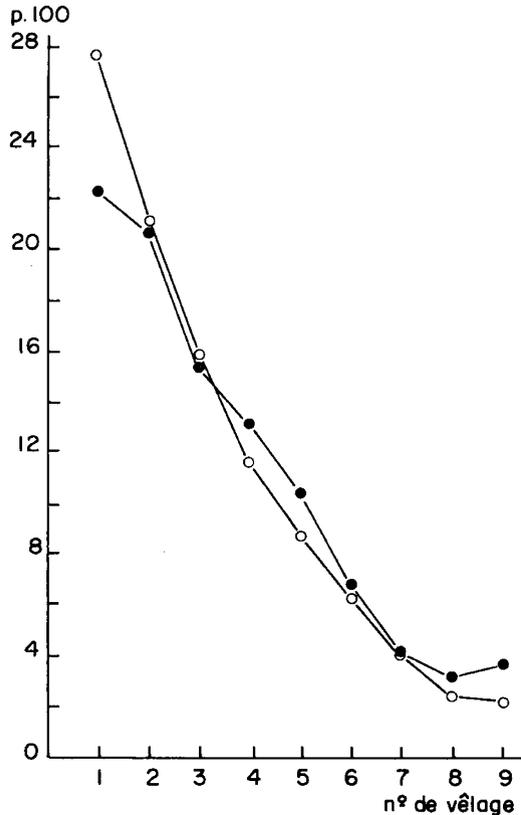


FIG. 2. Distribution du pourcentage des vèlages pour l'ensemble des animaux au contrôle laitier et du pourcentage de génisses de remplacement en fonction de l'âge des mères.

○ pourcentage des vèlages.

● pourcentage des génisses de remplacement.

CONCLUSION

Cette étude concerne un échantillon limité, celui des élevages de race *montbéliarde* du Jura qui pratiquent le contrôle laitier, l'insémination artificielle et le testage depuis une décade. Nous reprendrons ultérieurement certaines

estimations en utilisant une période de lactation plus courte pour éliminer les écarts dans la linéarité des régressions dues aux variations de la durée de lactation. Pour calculer avec précision les variables g , m et s , il faut cependant disposer d'un échantillon important concernant au moins 10 années de contrôle.

L'estimation des coefficients b_2 (ou b_3) montre l'intérêt d'élever les génisses issues de mères jeunes. Certes, les mères plus âgées sont, en principe, mieux connues d'après leurs performances, mais, étant donné la faible héritabilité de la production laitière, la précision supérieure obtenue ne compense pas le handicap d'un intervalle de génération plus élevé. Cet intervalle doit être réduit si l'on veut utiliser au maximum les progrès génétiques qui résultent du choix des meilleurs taureaux testés.

La solution que nous proposons, comme d'ailleurs celle de SMITH, suppose que la production des génisses varie de façon linéaire en fonction de l'année ou de l'âge et que le vieillissement des mères ou de la semence des taureaux n'exerce pas « d'effets prolongés » sur les performances de leurs produits, contrairement aux observations enregistrées sur animaux de laboratoire (DAVID, 1962) ou sur volailles (GOODWIN, LAMOREUX et DICKERSON, 1964). Cette dernière hypothèse mériterait cependant d'être vérifiée, compte tenu de l'utilisation de plus en plus importante de la semence congelée et conservée pendant plusieurs mois, souvent même pendant plusieurs années.

Reçu pour publication en juin 1969.

SUMMARY

ESTIMATION OF THE GENETIC GAIN REALISED IN THE QUANTITY AND QUALITY OF MILK PRODUCED BY THE MONTBELIARDE BREED OF JURA

To estimate the genetic progress while taking into consideration the improvement in the environment and the selection of the dams, a solution is proposed based on the method of Smith (1962) and on the comparison, during the same period, of the performance of paternal half sisters out of dams of different ages. This solution, applied to 1450 daughter-dam pairs recorded between 1956 and 1966 and sired by 43 *Montbeliard* bulls affords an estimate of the annual genetic progress per lactation of 36 kg. of milk and of 0.03 g. per kg. of milk for the weighted average butterfat component. There did not appear to be any effect of selection of the dams. The generation interval from dam to daughter (3.8 lactations or 66 months of actual age, fig. 2) seems higher than in other bovine populations.

REMERCIEMENTS

Nous remercions le P^r A. ROBERTSON (Edimbourg) pour ses utiles remarques et suggestions à la lecture de ce texte.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- DAVID J., 1962. Les effets prolongés : retentissement passager du milieu sur l'hérédité des organismes. *Ann. Biol.*, **3-4**, 175-194.
- DAVID J., 1962. Influence de l'état physiologique des parents sur les caractères des descendants. Étude chez *Drosophila Melanogaster* Meig. *Ann. Génét.*, **3**, 41-118.
- GOODWIN K., LAMOREUX W.F., DICKERSON G.E., 1964. Maternal effects in chickens : performance of daughters from dams of differing ages. *Poultry Sci.*, **43**, 1435-42.
- GIESBRECHT F., KEMPTHORNE O., 1965. Examination of a repeat mating design for estimating environmental and genetic trends. *Biometrics*, **21**, 63-85.

- HENDERSON C.R., KEMPTHORNE O., SEARLE S.R., KROSIGK C.M., 1959. The estimation of environmental and genetic trends from records subject to culling. *Biometrics*, **15**, 192-218.
- HINKS C.J.M., 1966. Selection practices in dairy herds. 1. First lactation performance and survival to the second lactation. *Anim. Prod.*, **8**, 467-480.
- HINKS C.J.M., 1966. Selection practices in dairy herds. 2. Selection patterns in the later lactations. *Anim. Prod.*, **8**, 481-488.
- OLLIVIER L., 1969. A paraître dans *Ann. Génét. Sél. anim.*
- POLY J., 1961. Les objectifs à atteindre en matière d'amélioration génétique des bovins. *Bull. Tech. Ing. Serv. Agric.*, **156**, 3-27.
- RICORDEAU G., 1965. Estimation du gain génétique réalisé sur la production laitière dans la race bovine Montbéliarde du Jura. *Journées études Féd. europ. Zootech.*, La Haye, juin 1965. Ronéoté.
- RICORDEAU G., AURIOL P., LEFEBVRE J., 1964. Influence du numéro de lactation et du niveau d'étable sur la production laitière des vaches Montbéliardes du Jura. *Ann. Zootech.*, **13**, 71-85.
- RICORDEAU G., LEFEBVRE J., 1969. Testage des taureaux en race Montbéliarde. II. Paramètres génétiques de la quantité de lait et de la composition du lait en matière grasse, protéines et calcium. *Ann. Gén. sél. anim.*, **1**, 189.
- ROBERTSON A., 1961. Measuring response in selection. Commission de génétique, 8^e Congr. Int. F.E.Z., Hambourg.
- ROBERTSON A., 1966. A mathematical model of the culling process in dairy cattle. *Anim. Prod.*, **8**, 95-108.
- ROBERTSON A., BARKER J.S.F., 1966. The correlation between first lactation milk production and longevity in dairy cattle. *Anim. Prod.*, **8**, 241-252.
- ROBERTSON A., RENDEL J.-M., 1950. The use of progeny testing with artificial insemination in dairy cattle. *J. Genetics.*, **50**, 21-31.
- ROBERTSON A., RENDEL J.M., 1954. The performance of heifers got by artificial insemination. *J. Agric. Sci.*, **84**, 184-192.
- ROBERTSON K.J., 1965. A note on the influence of parity of dam on daughter heifer performance and on selection of replacements in dairy cattle. *Anim. Prod.*, **7**, 397-399.
- SKJERVOLD H., 1963. The optimum size of progeny groups and optimum use of young bulls in A.I. breeding. *Acta Agric. Scand.*, **13**, 131-140.
- SMITH C., 1962. Estimation of genetic change in farm livestock using field records. *Anim. Prod.*, **4**, 239-252.
- SMITH C., 1963. Genetic change of backfat thickness in the Danish Landrace breed of pigs from 1952 to 1960. *Anim. Prod.*, **5**, 259-268.
- SPECHT L.-W., MCGILLIARD L.-D., 1960. Rates of improvement by progeny testing in dairy herds of various sizes. *J. Dairy Sci.*, **43**, 63-75.
- SYRSTAD O., 1966. Studies on dairy herd records III. Estimation of genetic change. *Acta Agric. Scand.*, **16**, 1-14.
- ULMO J., 1960. Étude fondamentale de la régression linéaire multiple. Cours I.S.U.P., Paris.
- VAN VLECK L.-D., HENDERSON C.R., 1961. Improvement in production of New-York *Holsteins* due to artificial insemination. *J. Dairy Sci.*, **44**, 1238-1334.
- VAN VLECK L.D., HENDERSON C.R., 1961. Measurement of genetic trend. *J. Dairy Sci.*, **44**, 1705-1710.