

## Interaction génotype milieu sur la production laitière chez les bovins

### I. - Variation de la production laitière des primipares sous l'influence de l'indice de sélection du père et du niveau d'étable

B. BONAITI et Lilian BERTAUDIÈRE \*

*I.N.R.A., Station de Génétique quantitative et appliquée  
F 78350 Jouy-en-Josas*

*\* Institut d'Élevage et de Médecine vétérinaire tropicale  
10, rue Pierre-Curie, F 94700 Maisons-Alfort*

#### Résumé

Sur un fichier de données du contrôle laitier, nous étudions la liaison entre l'indice de sélection d'un taureau et la performance de sa fille. Il apparaît que le coefficient de régression de celle-ci sur l'indice du père est lié de façon positive au niveau de production de l'étable où la génisse est élevée. Ce coefficient augmente de 0,45 à 0,57 quand l'effet milieu étable passe de  $-30$  à  $30$  kg de quantité moyenne de matières utiles soit environ de  $-800$  à  $+800$  kg d'équivalent lait. L'augmentation de production liée au choix d'un taureau améliorateur est donc d'autant plus importante que les conditions de milieu sont plus favorables. Ceci révèle l'existence d'un phénomène d'interaction génotype  $\times$  milieu qui sera analysé de façon plus précise dans une prochaine étude (BONAITI, 1982). L'importance de ce phénomène est cependant limitée et il faut continuer de tenir compte des indices de sélection des taureaux même dans les élevages de faible niveau de production.

La notion d'interaction génotype  $\times$  milieu correspond, par définition, à l'écart entre l'action conjointe du génotype et du milieu sur un caractère et le modèle théorique selon lequel les effets de ces deux facteurs s'ajoutent par simple additivité. Pour analyser ce problème, FALCONER (1964) a proposé de considérer l'expression d'un caractère dans des milieux différents comme plusieurs caractères. Les nombreuses études, appliquant cette méthodologie pour la production laitière des bovins, permettent de conclure que celle-ci correspond pour une part très importante à l'expression d'un même caractère génétique quel que soit le niveau de production (MASON & ROBERTSON, 1956 ; ROBERTSON *et al.*, 1960 ; VAN VLECK, 1963 ; SYSTAD, 1966 ; BURNSIDE & RENNIE, 1968 ; MC DANIEL & CORLEY, 1967 ; AVERDUNK & ALPS, 1971)

---

Cette étude fut réalisée grâce à la participation financière de l'Institut technique de l'Élevage bovin.

ou certaines caractéristiques de l'environnement (BURDICK & MC GUILLARD, 1963 ; LYTTON & LEGATES, 1966 ; MAO & BURNSIDE, 1969 ; WIGGANS & VAN VLECK, 1970 ; NORMAN *et al.*, 1972 ; BRANTON *et al.*, 1974 ; PETERSEN, 1975 ; MC DOWELL *et al.*, 1976 ; WIGGANS & VAN VLECK, 1978).

Des analyses aussi complètes n'ont pas encore été réalisées en France. Seule une étude de POLY & VISSAC (1959) semblait indiquer que l'héritabilité de la production laitière était maximum pour les élevages de niveau de production moyen. L'objectif de cette étude est de savoir si, pour des taureaux d'indices de sélection (valeur génétique estimée) donnés, l'écart de production des filles vis-à-vis de la moyenne d'étable (corrigée pour les différences génétiques entre étables) dépend ou non du niveau moyen de production.

### Matériel et méthodes

Le fichier de données choisi pour cette étude est constitué par les premières lactations des génisses procréées en vue du contrôle sur descendance des taureaux d'insémination artificielle. Compte tenu de certaines contraintes liées à la gestion et à l'analyse des résultats du contrôle laitier, ne sont incluses dans le fichier que les performances de génisses ayant vêlé entre janvier 1977 et septembre 1979 et issues de pères nés entre 1970 et 1974, soit au total 107 686 performances de génisses issues de 1 359 taureaux. La limitation du fichier étudié aux seules performances de testage offre le double avantage d'une plus grande variabilité génétique entre pères et surtout d'une répartition des filles dans les étables indépendante de la valeur du taureau.

Le travail présenté porte sur la quantité moyenne des matières utiles (QMMU), principale variable utilisée en France pour l'indexation des reproducteurs. Elle est définie en fonction de la quantité de lait (QL), des taux butyreux (TB) et protéique (TP) :

$$QMMU = QL \times \left( \frac{TB + 1,21 TP}{2} \right)$$

Les coefficients qui apparaissent dans cette formule sont choisis pour permettre un gain génétique sensiblement égal pour les matières protéique et butyrique (1 kg de QMMU correspond environ à 27 kg de lait à 31 p. 1 000 et 37 p. 1 000 de taux butyreux et protéique).

Grâce aux résultats intermédiaires de la chaîne nationale de traitement des données en vue de l'évaluation des reproducteurs, les performances considérées dans cette étude sont corrigées pour tous les facteurs de variation autres que le taureau et sont exprimées sous forme de déviation (kg de QMMU). Il s'agit essentiellement de l'effet étable, du mois de vêlage intradépartement, de l'âge au 1<sup>er</sup> vêlage intradépartement et de la valeur génétique de la mère de la génisse.

Pour chaque génisse, nous associons à sa performance d'une part l'indice de sélection de son père et d'autre part l'effet milieu moyen de l'élevage auquel elle appartient. Les indices de sélection fournissent une bonne estimation de la valeur

TABLEAU 1

Supériorité de production des filles selon l'indice de sélection du père et la classe d'effet établie  
(moyennes et effectifs).  
Production superiority of daughter according to estimated breeding value of bulls and farm environmental effect  
(means and number).

Classe d'effet établie	Indice du père															
	—33	—23	—13	—3	7	17	27	37	47	57	67	77				
I < —70	0	4	11	37	—2,9	62	—0,1	57	10,7	57	25	14	9	2	4	2
II —70 à —50	5	28	—10,3	59	—6,2	176	—0,6	324	5,4	253	11,2	10,1	15,4	65	12	3
III —50 à —30	14	129	—10,3	298	—4,0	724	—0,9	379	7,0	1 200	11,6	12,4	22,0	285	107	68
IV —30 à —10	—14,2	—13,2	—9,3	922	—4,9	2 331	0,8	4 199	8,8	3 733	12,2	18,9	22,0	1 031	301	222
V —10 à +10	—19,3	—14,5	—9,0	1 502	—4,3	3 547	1,3	6 423	10,0	6 090	14,4	21,5	24,0	1 939	615	364
VI 10 à 30	—18,8	—13,2	—10,6	1 104	—4,4	2 568	2,1	4 479	12,2	4 516	15,5	26,1	26,8	1 862	542	367
VII 30 à 50	8	154	—11,3	430	—4,5	956	1,7	1 734	8,4	2 302	17,7	25,3	29,4	805	268	145
VIII 50 à 70	3	21	—6,0	80	—1,0	187	0,2	285	6,0	381	17,5	23,1	28,5	162	49	49
IX > 60			29	82	—8,2	106	2,3	172	15,8	203	19,5	24,7	34,3	79	28	20
Nombre de taureaux par classe de pères	3	25	64	166	274	292	229	83	83	44	22	17	3			

supériorité des filles (kg de matière utile). →

← effectif de filles

génétique du père de la génisse puisque le carré du coefficient de corrélation (appelé coefficient de détermination ou CD) est supérieur à 0,5 pour tous les taureaux et est égal en moyenne à 0,85. L'effet élevage est calculé, à travers la chaîne nationale de traitement des données du contrôle laitier, sur les performances corrigées pour la valeur génétique des vaches et pour l'ensemble des autres effets du milieu. Il correspond à l'écart des performances de l'élevage vis-à-vis de la moyenne du département.

Les performances moyennes sont calculées pour des cellules constituées en fonction de l'effet étable et de l'indice du père. Le calcul des coefficients de régression linéaire permet ensuite de préciser la liaison linéaire entre quantité de matières utiles et indice de sélection selon la classe d'étable. Mais pour ce dernier calcul, l'amplitude de la classe est réduite de moitié vis-à-vis de celle choisie précédemment. Les écarts-types de distribution de la quantité de matière utile et de l'indice de sélection sont aussi calculés pour ces mêmes classes d'étable.

### Résultats

Les performances moyennes et les effectifs par classe d'effet étable et d'indice de sélection du père sont présentées dans le tableau 1. Lorsque les effectifs élémentaires sont inférieurs à 50, il a été jugé préférable de ne pas reporter les moyennes car celles-ci étaient jugées être trop imprécises. Ces résultats sont reportés sur la figure 1 qui présente pour chaque classe d'étable, les variations des performances moyennes en fonction de l'indice de sélection du père. Les différentes courbes qui correspondent chacune à une classe d'étable différente ne sont pas confondues : pour une différence donnée d'indice de sélection, l'écart de production entre les filles est d'autant plus important que l'effet étable est élevé. Ces courbes révèlent par ailleurs une grande linéarité de liaison entre la supériorité des filles et l'indice du père. Les courbes 2 et 3 (classe d'effet étable inférieur à la moyenne d'au moins 30 kg de MMU) échappent à cette règle.

Les coefficients de régression linéaire de la performance de la fille sur l'indice du père (tabl. 2) augmentent de façon nette et continue entre la troisième et la seizième classe d'étable (de 0,32 à 0,55). Pour les classes extrêmes, les coefficients sont discordants et évalués de façon moins précise.

La corrélation entre la performance de la fille et l'indice du père augmente de la même manière. L'écart-type phénotypique varie aussi avec le niveau de production : ceci s'explique pour une légère part seulement du fait d'une meilleure liaison avec la variabilité génétique du père de la génisse puisque la variabilité résiduelle (indépendante de l'effet père) augmente presque dans la même proportion.

### Discussion

L'interprétation des résultats de cette étude exige d'abord quelques remarques sur leur précision et leur signification précise. Les calculs sont réalisés sur des variables corrigées préalablement pour un ensemble important de facteurs de varia-

TABLEAU 2

Variation selon la classe d'étable de la liaison entre les performances des filles (y) et l'indice du père (x) pour la quantité moyenne de matières utiles (kg).

Variation according to farm group in the relationship between daughter performance (y) and estimated breeding value of bulls (x) for the trait :  $\frac{\text{Fat} + 1.21 \text{ Protein}}{2}$  (kg).

Classe l'étable	Bornes (kg)	Effectif	Corrélation entre y et x	Ecart-type		Régression b (y/x)	Δ (*)	Ecart-type résiduel de y
				y	x			
1	— 80	85	0,04	27,3	15,2	0,07 + 0,20	4	27,3
2	— 70	173	0,27	28,3	20,2	0,38 + 0,10	19	27,3
3	— 60	469	0,17	35,1	18,4	0,32 + 0,09	16	34,6
4	— 50	1 002	0,21	32,9	20,2	0,34 + 0,05	17	32,2
5	— 40	2 178	0,21	32,7	19,6	0,34 + 0,04	17	32,0
6	— 30	4 900	0,24	33,1	19,5	0,40 + 0,02	20	32,2
7	— 20	8 410	0,26	33,5	19,4	0,45 + 0,02	23	32,4
8	— 10	13 471	0,27	34,2	19,8	0,46 + 0,01	23	32,9
9	0	16 941	0,27	34,3	19,8	0,47 + 0,01	24	33,0
10	10	19 088	0,28	36,0	19,9	0,51 + 0,01	26	34,6
11	20	16 159	0,30	36,3	20,5	0,53 + 0,01	27	33,1
12	30	11 148	0,32	37,5	20,9	0,57 + 0,02	29	35,6
13	40	7 720	0,32	37,7	21,0	0,58 + 0,02	29	33,9
14	50	3 576	0,31	39,0	20,6	0,58 + 0,03	29	35,3
15	60	1 478	0,28	40,3	21,2	0,53 + 0,05	27	38,7
16	70	663	0,28	42,0	21,3	0,55 + 0,07	28	40,3
17		225	0,13	43,0	19,8	0,28 + 0,14	14	42,0

(\*) Ecart des productions espérées entre des filles issues de deux taureaux dont les valeurs génétiques différaient de 50 kg de matières utiles (b × 50).

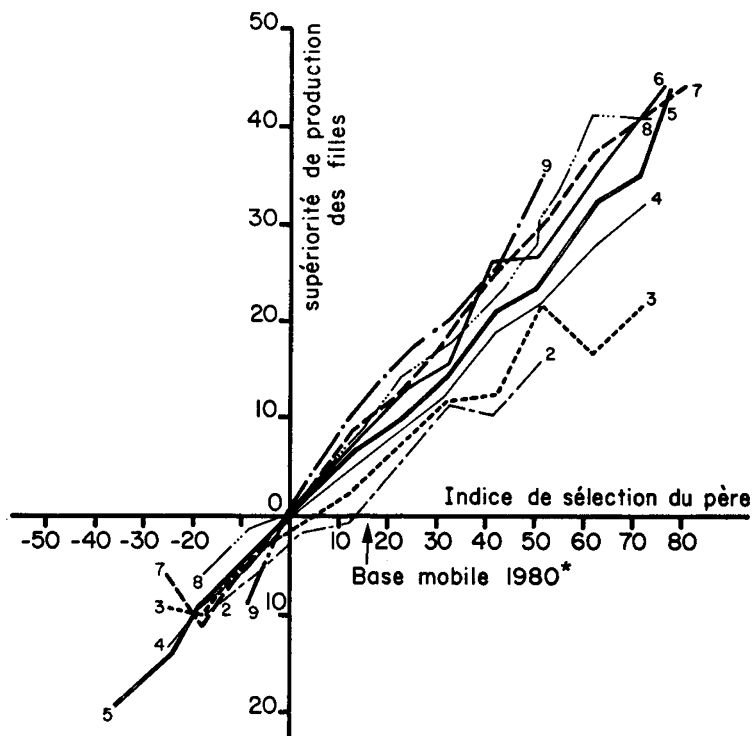


FIG. 1

*Supériorité de production des filles selon l'indice de sélection du père et la classe d'étable (courbe par classe d'étable).*

*Production superiority of daughter according to estimated breeding value of bulls and farm environmental effect (curve by groups of farms).*

(\*) Moyenne des indices des taureaux indexés pour la première fois en 1979 et 1980 (16,4 kg).  
 Mean of the estimated breeding values of bulls of which the value was calculated for the first time in 1979 and 1980 (16,4 kg).

tion. Notre stratégie d'estimation des paramètres en deux étapes successives peut conduire à quelques sources importantes d'erreurs difficilement maîtrisables. Il est donc nécessaire de considérer avec beaucoup de prudence les quelques moyennes obtenues sur des cellules d'effectif inférieur à 100 ou 150. Il en est ainsi pour les groupes d'élevage II et III pour lesquels l'intérêt de l'utilisation des meilleurs taureaux semblerait limité au vu de nos résultats (courbes 2 et 3 de la figure 1).

Compte tenu du coefficient de parenté entre un taureau et sa fille et du mode de calcul des indices de sélection, la valeur attendue du coefficient de régression des performances des filles sur l'indice du père est de 0,5. Les valeurs obtenues (tabl. 1) en sont proches mais pour les classes d'élevage 10 à 16, le coefficient obtenu est supérieur à 0,5. Ceci peut s'expliquer par le fait que la valeur de l'héritabilité (0,25) utilisée dans le calcul des indices est trop faible. En effet du fait de l'introduction des taureaux Holstein en France, la variance des effets pères est plus élevée et

l'héritabilité se situe entre 0,35 et 0,40 sur l'ensemble de la race *Frisonne* (BONAITI & MOCQUOT, 1981).

L'estimation du coefficient de régression que nous donnons est par ailleurs surestimée dans la mesure où les données que nous analysons furent aussi utilisées pour le calcul des indices de sélection. Aussi, même en l'absence d'un quelconque effet génétique ou paternel sur la production laitière, il serait possible d'observer une certaine liaison entre la production d'une fille et l'indice de son père. L'importance de ce biais peut être précisée :

Soit  $Y_{ij}$  la performance d'une  $j^{\text{ème}}$  fille du  $i^{\text{ème}}$  taureau. Cette performance est utilisée dans le calcul de l'indice de sélection ( $I_i$ ) de ce taureau selon la formule classique :

$$I_i = 2 \frac{N_i}{4 - h^2} Y_i \quad \text{avec } Y_i = \frac{\sum_j Y_{ij}}{N_i}$$

$$N_i + \frac{h^2}{h^2}$$

si les performances  $Y_{ij}$  sont supposées être des résidus centrés de la correction pour des effets de milieu connus avec certitude.

Soit par ailleurs  $Y_{ik}$  la performance d'une autre fille présentant vis-à-vis de  $Y_{ij}$  la seule particularité de ne pas avoir été prise en compte dans le calcul de l'indice  $I_i$ .

La covariance entre demi-sœurs étant égale à  $\frac{h^2}{4} \text{var}(Y_{ij})$ , on a :

$$\text{Cov}(Y_{ij}, Y_i) = \frac{1}{N_i} \left[ (N_i - 1) \frac{h^2}{4} + 1 \right] \text{var}(Y_{ij})$$

$$\text{Cov}(Y_{ik}, Y_i) = \frac{h^2}{4} \text{var}(Y_{ij})$$

Le rapport entre les covariances de  $Y_i$  avec  $Y_{ij}$  et  $Y_{ik}$  respectivement est égal à l'inverse du coefficient de détermination CD (carré du coefficient de corrélation entre l'indice de sélection et la valeur génétique du taureau) puisque celui-ci est calculé selon la formule :

$$CD = \frac{N_i}{4 - h^2} \frac{h^2}{N_i + \frac{h^2}{h^2}}$$

Ceci entraîne une relation entre les coefficients de régression respectifs  $b$  et  $b_0$  de  $Y_{ij}$  et  $Y_{ik}$  sur l'indice de sélection  $I_i$  :

$$b = \frac{b_0}{CD}$$

Bien que ce résultat soit obtenu à partir d'une expression simple de l'indice  $I_1$ , nous ne voyons pas de raisons pour qu'il ne puisse donner une bonne approximation du biais lié à notre méthodologie lorsque, pour obtenir les indices de sélection, une estimation conjointe des effets du milieu est nécessaire à la correction des données. Dans notre analyse statistique, c'est le coefficient  $b$  que nous estimons, mais c'est en revanche le coefficient  $b_0$  qui devrait être utilisé pour la prévision de la supériorité d'une future génisse en fonction de l'indice de sélection de son père. Sur notre fichier la liaison ( $b/b_0$ ) est constante quel que soit le niveau d'étable puisque le coefficient de détermination moyen des indices des taureaux concernés ne varie pas avec la classe d'étable. La surestimation du coefficient de régression sera de l'ordre de 15 p. 100 puisque le coefficient de détermination moyen est égal à 0,85.

Malgré les remarques et les limites de notre méthodologie, il semble de façon relativement sûre que l'écart de production des filles vis-à-vis de la moyenne d'élevage peut être prédit avec les indices de sélection de leur père mais que l'écart est d'autant plus important que le niveau de production de l'étable est élevé. Ainsi l'écart ( $\Delta$ ) des productions espérées entre des filles issues de deux taureaux dont les valeurs génétiques différeraient de 50 kg de matière utile, serait de 29 kg pour la classe 14 et de 20 kg seulement pour la classe 6 (tabl. 1). Pour les classes 7 à 12 (de -30 à +30 kg de QMMU vis-à-vis de la moyenne du département) qui représentent environ 88 p. 100 de l'ensemble des exploitations soumises au contrôle laitier, l'écart de production des filles pour une différence entre taureaux de 50 kg ne varie plus que de 22,4 à 28,7 kg de matière utile. Pour les élevages de niveau inférieur de 40 kg à la moyenne des troupeaux, l'écart serait encore inférieur mais il ne faut pas attacher trop de confiance à ce résultat trop imprécis.

Deux hypothèses peuvent être faites pour expliquer ces résultats. Selon la première, la production laitière dépend d'un même caractère génétique mais l'expression de la variabilité génétique ( $h^2$ ) serait plus importante dans un milieu favorable. Selon la seconde, les gènes qui contrôlent la production laitière, sont en partie différents selon le milieu. C'est probablement une association de ces deux hypothèses qui est à l'origine des écarts de productions observés selon le milieu. Mais puisque les indices de valeur génétique, qui sont obtenus sur l'ensemble des élevages soumis au contrôle laitier, donnent une estimation d'une combinaison des différentes valeurs génétiques correspondantes à chaque milieu, on peut penser que la première hypothèse permet le mieux de rendre compte des observations faites.

### Conclusion

Selon les résultats de cette analyse, tous les éleveurs peuvent choisir les reproducteurs en fonction des indices de sélection. Mais les gains de productivité liés au choix des meilleurs taureaux sont plus sensibles dans les élevages offrant un milieu favorable à la production laitière. Une prochaine étude plus analytique (BONAÏTI, 1982) permettra de préciser les mécanismes sous-jacents à cette interaction entre le génotype et le milieu et de juger de l'intérêt d'organiser des contrôles de descendance particuliers à des groupes d'élevage de niveaux de production différents ou au contraire de ne réaliser les opérations de testage que dans une catégorie limitée d'élevages.

*Reçu pour publication le 31 mars 1982.*



### Remerciements

Nous remercions M. MALLARD de ses utiles suggestions et remarques.

### Summary

*Genotype environment interaction on milk production in cattle.*

*I. Variation of milk yield of heifers as influenced by selection index of the father and herd level*

A large set of milk recording data was used to study the relationship between estimated breeding value of bulls and the performances of their daughter. The regression coefficient of daughter performance on breeding value seemed to increase with the level of production of the herd to which the daughter belonged. The coefficient increased from 0.45 to 0.57 when the environmental effect of the herd increased from — 800 kg to + 800 kg of milk.

Accordingly, the increase of production related to the choice of a top bull was all the higher as the environment was better. This result shows an environment  $\times$  genotype interaction which will be studied more accurately later (BONAITI, 1982). Nevertheless, this interaction was not very marked and it seems to be advisable to use the estimated breeding value for the choice of bulls even in herds with poor environmental conditions.

### Références bibliographiques

- AVERDUNK G., ALPS H., 1971. Die Interaktion zwischen Herdenniveau und vater bei der Milchleistung des Fleckviehs in Bayern. *Z. Tierz. Zuchtbiol.*, **88**, 197-202.
- BONAITI B., 1982. Interaction génotype milieu sur la production laitière chez les bovins. II - Corrélation génétique entre niveau de production et variation de l'héritabilité. *Ann. Génét. Sél. anim.* (à paraître).
- BONAITI B., MOCQUOT J.C., 1981. Etude sur la production laitière des bovins. IV - Paramètres génétiques en première lactation. *Ann. Génét. Sél. anim.*, **14** (2), 161-176.
- BURDICK J.M., MC GUILLIARD L.D., 1963. Interaction between sires in artificial insemination and management of dairy herds. *J. Dairy Sci.*, **46**, 452-458.
- BRANTON C., RIOS G., EVANS D.L., FARTHING B.R., KODOCE K.L., 1974. Genotype climatic and other interactions effects for productive responses in Holsteins. *J. Dairy Sci.*, **57**, 833-841.
- BURNSIDE E.B., RENNIE J.C., 1968. Sire evaluation and herd level of milk production. *Can. J. anim. Sci.*, **48**, 97-102.
- LYTTON V.H., LEGATES J.E., 1966. Sire by region interaction for production traits in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, **49**, 874-877.
- MC DANIEL B.T., CORLEY E.L., 1967. Relationship between sire evaluation at different Herdmate levels. *J. Dairy Sci.*, **50**, 735-741.
- MC DOWELL R.E., WIGGANS G.R., CAMOEN J.K., VAN VLECK L.D., SAINT-LOUIS D.G., 1976. Sire comparaisons for Holsteins in Mexico versus the united states and Canada. *J. Dairy Sci.*, **59**, 298-304.
- MAO I.L., BURNSIDE E.B., 1969. Sire by herd environment interaction for milk production. *J. Dairy Sci.*, **52**, 1055-1062.
- MASON I.L., ROBERTSON A., 1956. The progeny testing of dairy bulls at different levels of production. *J. agric. Sci.*, **47**, 367-375.

- NORMAN H.D., MC DANIEL B.T., DICKINSON F.N., 1972. Conflicts between heritability estimates of mature equivalent and herd-mate-deviation milk and fat. *J. Dairy Sci.*, **55**, 1, 507-517.
- PETERSEN P.H., 1975. Genotype environment interaction in milk production under Danish and Bulgarian. Czechoslovakian conditions. *Anim. Prod.*, **21**, 101-108.
- ROBERTSON A., O'CONNOR L.K., EDWARDS J., 1960. Progeny testing dairy bulls at different management levels. *Anim. Prod.*, **2**, 141-152.
- SYRSTAD O., 1966. Study on dairy herd records. IV - Estimates of phenotypic and genetic parameters. *Acta Agric. scand.*, **16**, 79-96.
- VAN VLECK L.D., 1963. Genotype and environment in sire evaluation. *J. Dairy Sci.*, **46**, 983-987.
- WIGGANS G.R., VAN VLECK L.D., 1970. Sire effects in different housing systems. *J. Dairy Sci.*, **53**, 545-547.
- WIGGANS G.R., VAN VLECK L.D., 1978. Evaluation of sire in herds feeding differing proportions of concentrates and roughages. *J. Dairy Sci.*, **61**, 246-249.