

## INTÉRÊT DU TEMPS TOTAL DE TRAITE POUR LA SÉLECTION DES VACHES SUR LA VITESSE DE TRAITE

### II. — LA SÉLECTION DES FEMELLES

J.-J. COLLEAU

*Station de Génétique quantitative et appliquée,  
Centre national de Recherches zootechniques, I.N.R.A.,  
78-Jouy-en-Josas*

---

### RÉSUMÉ

Dans le but de préciser les possibilités d'une sélection des femelles sur le temps total de traite recueilli par les contrôleurs laitiers, on a étudié les coefficients d'héritabilité de ce critère sur 939 couples mère-fille de races *frisonne*, *montbéliarde* et *normande*, ainsi que l'efficacité d'une correction de l'effet étable par une méthode simple.

Il semble réalisable, dans le cadre du contrôle laitier, de connaître la valeur génétique d'une vache avec une précision de 40 p. 100, à la condition d'effectuer 4 mesures. Nous estimons par ailleurs, que dans les conditions françaises actuelles, d'autres mesures plus précises reviendraient plus cher, car elles ne pourraient pas être prises en charge par les contrôleurs laitiers. L'affectation d'une somme donnée au contrôle de quatre temps totaux par vache plutôt qu'au contrôle d'un critère plus précis mais plus coûteux, est plus intéressante dans le cas de la sélection massale des femelles et même dans celui des « mères à taureaux » quand le schéma de sélection global impose d'en prospecter beaucoup. En pratique, nous préconisons la mesure du temps total deux fois par lactation, en première et en deuxième lactation.

---

### INTRODUCTION

Dans une publication précédente (COLLEAU, BOUGLER et DERVEAUX, 1971), nous avons montré l'intérêt du temps total de traite pour le testage des taureaux d'insémination artificielle. Nous nous proposons de voir à présent si ce critère peut être également utilisé pour la sélection des femelles. Dans ce cas, le nombre de contrôles par animal ne peut pas être très grand, ce qui implique de connaître de façon assez précise la valeur du coefficient d'héritabilité. D'autre part, les différents contrôles d'une vache donnée sont susceptibles d'être biaisés par certains facteurs

non génétiques, tel le facteur « troupeau » (qui est à l'origine de 30 p. 100 de la variance totale, d'après nos précédents calculs), alors que ces biais ont moins d'influence sur la moyenne des contrôles pour les filles d'un taureau. Ceci rend plus souhaitable l'élimination de ces facteurs non génétiques.

Nous avons tenu à ce que l'information nécessaire à l'étude des deux questions évoquées ci-dessus soit recueillie par les contrôleurs laitiers, parce qu'à l'issue de notre première étude, nous avons préconisé la mesure du temps total de traite dans le cadre des opérations normales du contrôle laitier. Bien qu'ici le travail demandé aux contrôleurs laitiers ait été précisément en dehors de ce cadre, nous pensons que les mesures recueillies se rapprochent de celles qu'ils obtiendraient dans le schéma que nous avons précédemment proposé.

## MATÉRIEL ET MÉTHODES

### 1. — Matériel

La collecte des données de temps total de traite a été organisée par le *Comité Fédératif National de Contrôle Laitier* et effectuée par les contrôleurs laitiers de 26 organismes départementaux entre Février et Juin 1969. Elle a porté sur un total de 1225 couples mère-fille de race « *française frisonne pie-noire* », « *montbéliarde* », « *normande* », situés dans 849 élevages.

Le temps total (intervalle de temps entre la pose et la dépose du troisième gobelet mesuré avec une montre à trotteuse centrale) et la quantité de lait à la traite correspondante, ont été mesurés une seule fois, sur la mère et la fille, au cours du même passage du contrôleur laitier. Ce dernier notait de plus l'intervalle de temps séparant la pose des gobelets pour la première vache et la dépose des gobelets pour la dernière vache (I), le nombre de vaches traites ( $n$ ), le nombre de postes ( $p$ ), ces trois variables étant destinées à fournir une estimation du temps de traite moyen de l'étable à l'aide de la relation  $TE = \frac{Ip}{n}$ . Enfin, le contrôleur calculait la quantité de lait moyenne du troupeau à la traite considérée.

Le protocole prévoyait de ne contrôler que les couples mère-fille répondant aux conditions suivantes :

- fille en première ou en seconde lactation, sans exigence spéciale sur le numéro de la lactation de la mère, qui est par conséquent élevé en moyenne (5, 7);
- mère et fille entre le 2<sup>e</sup> et le 6<sup>e</sup> contrôle dans la lactation;
- quantité de lait à la traite au moins égale à 4 kg pour la mère et la fille.

Un certain nombre de couples contrôlés ne répondant pas à la totalité de ces conditions, nous disposons en définitive d'un total de 939 couples : 512 en race *frisonne*, 255 en race *montbéliarde*, 172 en race *normande*. Le nombre d'étables d'origine est alors de 651 (348, 182, 121).

### 2. — Méthodes

#### a) Estimation de l'héritabilité du temps total.

Nous avons préféré estimer le coefficient d'héritabilité à partir du coefficient de corrélation entre performances des mères et des filles, et non à partir du coefficient de régression de la performance de la fille sur celle de sa mère, parce que nous avons constaté que les variances sont significativement inférieures chez les filles. La valeur brute de ce coefficient ne peut pas être utilisée pour le calcul de l'héritabilité : la covariance entre mère et fille n'est pas uniquement de nature génétique, car en particulier elles sont dans la même étable. Il s'agit donc de calculer intra étable ce coefficient de corrélation entre mère et fille. Dans ce but, nous avons posé le modèle suivant :

$$\begin{aligned} TM_{ij} &= \mu_M + EM_i + RM_{ij} \\ TF_{ij} &= \mu_F + EF_i + RF_{ij} \end{aligned} \quad (1)$$

$TM_{ij}$  et  $TF_{ij}$  sont respectivement les temps totaux de la mère et de la fille correspondant au  $j^{\text{me}}$  couple de la  $i^{\text{me}}$  étable.

$EM_i$ ,  $EF_i$  représente l'effet aléatoire de l'étable  $i$  sur le temps de traite de la mère et de la fille, respectivement.  $RM_{ij}$ ,  $RF_{ij}$  sont des variables résiduelles aléatoires. Une estimée non biaisée de l'héritabilité est donnée par l'expression :

$$h^2 = \frac{2 \operatorname{cov}(RM_{ij}, RF_{ij})}{\sigma_{TM} \sigma_{TF}}$$

Étant donné qu'il n'y a en moyenne qu'un peu plus d'un couple par étable, l'application directe du modèle (1) conduirait à des estimations peu précises de la covariance intra-étable. On peut toutefois tourner la difficulté, si l'on connaît déjà sans erreurs d'estimation les rapports

$e_M = \frac{\sigma_{EM}^2}{\sigma_{TM}^2}$  et  $e_F = \frac{\sigma_{EF}^2}{\sigma_{TF}^2}$ , obtenus en dehors de cet échantillon, et si l'on suppose que le coefficient de corrélation entre EM et EF est connu et égal en particulier à 1. On a alors :

$$\operatorname{cov}(RM_{ij}, RF_{ij}) = \operatorname{cov}(TM_{ij}, TF_{ij}) - \sigma_{EM} \sigma_{EF}$$

$$h^2 = 2 \left( \frac{\operatorname{cov}(TM_{ij}, TF_{ij})}{\sigma_{TM} \sigma_{TF}} - \frac{\sigma_{EM}}{\sigma_{TM}} \cdot \frac{\sigma_{EF}}{\sigma_{TF}} \right)$$

$$h^2 = 2 (r_{MF} - \sqrt{e_M e_F}) \quad (2)$$

b) *Estimation de l'héritabilité du temps total corrigé pour la quantité de lait.*

Les temps de traite ont été corrigés pour la quantité de lait par régression linéaire, séparément pour les mères et les filles, car les quantités de lait moyennes ainsi que les coefficients de régression du temps total sur la quantité de lait ne sont pas les mêmes chez les mères et les filles. Sur ces temps corrigés, on a ensuite utilisé la formule (2).

c) *Tests statistiques.*

Les variances des mères et des filles ont été comparées en calculant la probabilité de l'erreur de première espèce de la variable F de Fisher-Snédecor suivant l'approximation de KENDALL (1958). Les coefficients de corrélation ont été comparés après transformation en variables  $z$  de Fisher, qui suivent approximativement une loi normale. Pour tester l'homogénéité de  $k$  coefficients de régression dans une population totale de  $N$ , on a calculé la valeur de la variable définie par ULMO (1960), qui suit une loi de  $F_{k-1, N-2k}$  à condition que la variance de l'erreur au modèle linéaire soit constante dans les  $k$  sous-échantillons.

## RÉSULTATS ET DISCUSSION

### I. — Moyennes et écart-types

Il est important de savoir s'il existe dans notre cas, des différences entre départements. Nous avons effectué une analyse de variance du temps total de traite pour chacune des trois races, en considérant les filles en première, en seconde lactation et les mères. Dans tous les cas, sauf pour les deuxièmes lactations en race *montbéliarde*, nous n'avons pas trouvé de différences significatives entre départements. En conséquence, les données de l'enquête ont été analysées globalement.

Les valeurs moyennes de temps de traite sont du même ordre que celles observées dans la zone de CHARMOY qui s'étend sur les départements de l'Yonne et du Loiret (COLLEAU, BOUGLER et DERVEAUX, 1971). On constate que le temps de traite augmente de première en deuxième lactation dans toutes les races (tabl. 1). L'écart-type de ce critère est toutefois le même pour chacune des lactations considérées, alors qu'il est nettement plus important pour les lactations des mères. Sur

l'échantillon dont nous disposons, nous n'observons pas de grandes différences entre races pour le temps de traite. Si l'on tient compte des quantités de lait, il semble néanmoins que la race *normande* soit moins rapide à la traite que les races *montbéliarde* et *frisonne*. Le résultat de la comparaison entre les races *normande* et *frisonne* est analogue à celui que nous avons obtenu dans la zone de CHARMOY.

TABLEAU I

Nombre de couples mère-fille (n), moyennes ( $\bar{X}$ ) et écart-types (s) du temps total de traite (mn) des filles (TF), des mères (TM), de l'étable (TE) et des quantités de lait (Kg) correspondantes (QF, QM, QE), pour les races frisonne, montbéliarde et normande, par numéro de lactation des filles.

N° lactation des filles	Variable	Race								
		frisonne			montbéliarde			normande		
		n	$\bar{X}$	s	n	$\bar{X}$	s	n	$\bar{X}$	s
1	TF	311	6,46	2,79	162	6,06	2,39	121	6,19	2,18
	TM		7,15	3,12		7,41	2,58		7,72	2,78
	TE		10,12	2,78		10,26	2,76		10,36	2,37
	QF		6,94	1,68		6,77	1,79		6,22	1,42
	QM		9,44	2,70		10,33	2,66		8,60	2,87
	QE		7,77	1,34		8,06	1,56		7,07	1,09
2	TF	201	6,58	2,63	93	6,91	2,02	51	7,58	2,29
	TM		7,31	2,86		7,39	2,39		7,66	2,73
	TE		10,30	2,53		9,98	2,63		9,99	2,55
	QF		8,07	2,21		8,61	2,16		7,23	1,64
	QM		9,95	2,80		9,84	2,39		8,69	2,65
	QE		7,97	1,31		8,05	1,32		7,22	1,09
Total	TF	512	6,51	2,73	255	6,37	2,29	172	6,60	2,13
	TM		7,22	3,02		7,40	2,51		7,70	2,76
	TE		10,19	2,68		10,16	2,71		10,25	2,43
	QF		7,38	1,98		7,44	2,12		6,52	1,55
	QM		9,64	2,75		10,15	2,57		8,63	2,80
	QE		7,85	1,33		8,06	1,48		7,11	1,09

La variable TE, temps de traite estimé de l'étable, est en moyenne supérieure de plus de 3 mn au temps de traite réel moyen des animaux de l'étable : 10, 19 mn par rapport à 6,92 mn si l'on admet que la moyenne des mères et des filles est identique à celles des troupeaux dont elles proviennent. Cette différence traduit

l'importance des temps morts dans les opérations de traite. Les moyennes par race pour cette variable TE sont remarquablement constantes, alors qu'à l'intérieur d'une race il existe de grandes variations ( $\sigma(\text{TE}) > 2,5$  mn).

## 2. — Facteurs de variation non génétiques

### 2.1. — Quantité de lait à la traite

Les coefficients de corrélation entre le temps total de traite et la quantité de lait sont tous significatifs, sauf en race *normande* (tabl. 2). En première lactation, il n'y a pas de différences significatives entre races : le coefficient de corrélation moyen intra race est alors de 0,184. Pour les autres classes d'âge, les valeurs du coefficient de corrélation diffèrent significativement suivant la race. D'une manière générale, les valeurs des corrélations à tous les âges ont tendance à être faibles, particulièrement chez les mères. Les valeurs que nous avons trouvées pour les races *frisonne* et *normande* dans la zone de CHARMOY sont en effet de 0,20-0,25; cette supériorité provient essentiellement d'une covariance plus élevée entre temps de traite et quantité de lait. Il faut toutefois noter qu'ici, il y a eu un seul jour de contrôle de traite par étable et non 2,5 comme dans l'échantillon de CHARMOY, ce qui a contribué à augmenter la part de la covariance « entre étables » dans la covariance totale : cette covariance « entre étable » étant pratiquement nulle, le coefficient de corrélation totale est *a priori* plus faible.

Les coefficients de régression du temps total sur la quantité de lait à la traite

TABLEAU 2

Valeurs des coefficients de corrélation ( $r$ ) et de régression ( $b$ ), la variable dépendante étant le temps total de traite (mn) et la variable indépendante soit la quantité de lait à la traite (Q, Kg) soit le temps moyen estimé de l'étable (TE, mn).

	Variable indépendante	Frisonne		Montbéliarde		Normande	
		$r$	$b$	$r$	$b$	$r$	$b$
Filles L <sub>1</sub> ..	$\frac{Q}{T_E}$	0,220	0,364	0,203	0,270	0,061	0,023
		0,209	0,209	0,382	0,330	0,429	0,394
Filles L <sub>2</sub> ..	$\frac{Q}{T_E}$	0,137	0,163	0,245	0,229	— 0,125	— 0,175
		0,241	0,251	0,426	0,326	0,525	0,471
Pères .....	$\frac{Q}{T_E}$	0,124	0,136	0,205	0,199	0,020	0,020
		0,296	0,333	0,314	0,291	0,486	0,553

obtenus pour chacun des trois groupes ne varient pas significativement d'une race à l'autre. Les estimées communes sont de 0,294; 0,152; 0,129 kg/mn par ordre d'âge croissant. Les deux premiers coefficients sont significativement différents. Le troisième n'a pas été comparé aux deux premiers parce que la variance du temps total corrigé est significativement supérieure chez les mères, ce qui biaiserait les résultats du test utilisé. Sur les données de CHARMOY, nous avons déjà observé cette diminution, quoique de manière beaucoup moins nette. ODEGARD (1966 et 1967) semble trouver une augmentation du coefficient de régression de quantité de lait à 2 mn sur la quantité lait totale (0,16 en première lactation; 0,19 en 2-3<sup>e</sup> lactation; 0,23 en 4-5<sup>e</sup> lactation et 0,17 de la 6<sup>e</sup> à la 9<sup>e</sup>) qui correspondrait à une diminution du coefficient de régression du temps total sur la quantité de lait. RITTER (1964) et ANDREAE (1964) ne trouvent toutefois pas que le coefficient de régression du débit moyen a tendance à augmenter avec l'âge. Compte tenu de l'amélioration avec l'âge de l'extensibilité du sphincter des trayons montrée par JOHANSSON et MALVEN (1960), ANDREAE (1964) on pourrait plutôt attendre une diminution corrélative du temps nécessaire à la traite d'un kilo de lait supplémentaire. Quoiqu'il en soit, les différences significatives que nous avons trouvées nous ont amené à corriger le temps total au moyen de coefficients différents suivant qu'il s'agissait des mères ou des filles.

## 2.2. — Temps de traite moyen estimé de l'étable.

La variable TE est toujours en liaison significative avec les temps de traite individuels (tabl. 2) mais il existe une hétérogénéité significative entre les 9 coefficients de corrélation de ce tableau. Cette dernière provient de différences entre races et non de différences entre âges à l'intérieur d'une même race. Les estimées des coefficients de corrélation par race sont égales à 0,26; 0,35; 0,47 pour les races *frisonne*, *montbéliarde* et *normande* respectivement. Ces estimées diffèrent au seuil de 1 p. 100.

Nous avons pensé d'abord que ces différences pouvaient s'expliquer par des différences d'effectif par troupeau et (ou) d'utilisation de salles de traite. En effet, les effectifs moyens par troupeau sont de 21,3; 18,5; 18,7 pour les trois races dans le même ordre que précédemment; d'autre part les pourcentages de données obtenus dans des étables équipées de plus de deux postes, ce qui avec une bonne approximation correspond à des salles de traite, sont respectivement de 45 p. 100, 51 p. 100, 35 p. 100. En fait, l'effectif ne semble pas jouer de rôle car si l'on classe les étables frisonnes par effectif croissant en trois groupes également importants, on remarque que les coefficients de corrélation n'ont pas tendance à diminuer (0,26; 0,33; 0,23). Si de plus on effectue les calculs en considérant seulement les étables munies de deux postes, les différences entre races pour les coefficients de corrélation subsistent toujours ( $r = 0,27; 0,42; 0,56$  en citant les races dans le même ordre). Comme l'origine du faible coefficient en race frisonne provient essentiellement d'une diminution de covariance entre les temps individuels et les temps étable estimés, on peut encore essayer d'expliquer cette diminution par la faiblesse relative de la « variance entre étable » en race *frisonne* et (ou) par une

covariance moins élevée, et même négative, entre étables pour les temps de traite réels et les temps morts. La première hypothèse est peu vraisemblable, car dans la zone de CHARMOY, nous avons montré que la variance entre étables était aussi importante en race *frisonne* qu'en race *normande*. La seconde, que nous ne pouvons tester avec nos données, est difficile à interpréter au point de vue zootechnique.

Les coefficients de régression du temps de traite sur le temps estimé de l'étable ne varient pas significativement entre race en première et en seconde lactation. Les estimées communes sont respectivement de 0,273 et de 0,304. Il n'y a donc pas de différences suivant le numéro de lactation. Pour les mères cependant, il existe des différences significatives entre races, qui proviennent probablement de la valeur élevée du coefficient de régression en race *normande* (0,553). Ce résultat est lié aux différences entre races pour les coefficients de corrélation.

### 2.3. — Quantité de lait de l'étable.

Comme dans le cas des données recueillies à CHARMOY, il n'y a pas de relation entre le temps de traite réel moyen pour un troupeau et la quantité de lait moyenne à la traite : en effet, le coefficient de corrélation entre cette quantité moyenne et les temps individuels ou le temps de traite estimé du troupeau ont été calculés et sont tous nuls.

Le tableau 3 montre bien que la prise en considération de la quantité de lait moyenne pour l'étable n'augmente pas le coefficient de corrélation multiple du temps de traite individuel obtenu en prenant comme variables indépendantes la quantité de lait individuelle et le temps moyen estimé de l'étable. De ce fait, cette variable ne présente pas d'intérêt.

TABLEAU 3

Valeurs des coefficients de corrélation multiple entre le temps total de traite et plusieurs combinaison des variables suivantes :

Q = Quantité de lait à la traite

T<sub>E</sub> = Temps moyen estimé de l'étable

Q<sub>E</sub> = Quantité de lait moyenne de l'étable

	Frisonne			Montbéliarde			Normande		
	Q	Q, T <sub>E</sub>	Q, T <sub>E</sub> , Q <sub>E</sub>	Q	Q, T <sub>E</sub>	Q, T <sub>E</sub> , Q <sub>E</sub>	Q	T <sub>E</sub>	Q, T <sub>E</sub> , Q <sub>E</sub>
Filles L <sub>1</sub> ..	0,220	0,289	0,293	0,203	0,417	0,420	0,061	0,430	0,432
Filles L <sub>2</sub> ..	0,137	0,284	0,285	0,245	0,461	0,462	0,125	0,525	0,617
Mères . . .	0,124	0,319	0,327	0,205	0,357	0,371	0,020	0,486	0,504

## 3. — Coefficients d'héritabilité.

Les coefficients de corrélation bruts entre les temps de traite des mères et des filles ainsi que les coefficients d'héritabilité correspondants figurant au tableau 4. Pour effectuer le passage des uns aux autres, nous avons supposé que l'expression  $\sqrt{e_M e_F}$  était égale à 0,35.

VIGNON (1970) recueillant des données de temps total de traite sur 134 couples mère-fille de race *frisonne* dans 24 troupeaux, remarque que la valeur  $\sqrt{e_M e_F}$  est pratiquement égale à la part de variance due à l'étable sur l'ensemble des vaches (mères et filles). Or nous avons trouvé dans la zone de CHARMOY sur des données nombreuses, que 30 p. 100 de la variance totale provenaient de différences entre étables, quelle que soit la race et quel que soit le critère de vitesse de traite considéré, temps de traite brut ou corrigé pour la quantité de lait. Nous avons préféré prendre ici une valeur de 35 p. 100 étant donné que dans l'échantillon précédent, les étables ont été contrôlées plusieurs fois et que DESVIGNES et POUTOUS (1963) ont montré l'existence d'un effet date de contrôle intra étable, rendant compte de 13 p. 100 de la variance intra étable. En fait, nous avons des raisons de penser que cette valeur de 35 p. 100 est probablement trop élevée : en effet, dans deux enquêtes récentes concernant les temps totaux de traite en race *frisonne* dans les départements du Nord (24 étables : VIGNON, 1970) et de Meurthe-et-Moselle (85 étables), le pourcentage de variance due au facteur étable a été égal à 25, alors que chaque étable n'avait été contrôlée qu'une seule fois. En conséquence, les valeurs d'héritabilité sur lesquelles nous discuterons par la suite, seraient plutôt sous-estimées.

TABLEAU 4

Valeurs des coefficients de corrélation ( $r$ )  
entre les temps de traite des mères et des filles  
des héritabilités globales ( $h^2$ ) du temps de traite,  
et bornes de l'intervalle de confiance de  $h^2$  ( $h_1^2$ ,  $h_2^2$ )

N° lac- tation	Variable	Frisonne				Montbéliarde				Normande			
		$r$	$h^2$	$h_1^2$	$h_2^2$	$r$	$h^2$	$h_1^2$	$h_2^2$	$r$	$h^2$	$h_1^2$	$h_2^2$
1	Temps total	0,500	0,30	0,14	0,47	0,529	0,36	0,12	0,56	0,305	-0,10	-0,44	0,22
	Temps corrigé	0,512	0,32	0,15	0,48	0,537	0,37	0,14	0,58	0,313	-0,08	-0,42	0,22
2	Temps total	0,476	0,25	0,02	0,44	0,425	0,15	-0,22	0,46	0,432	-0,16	-0,34	0,56
	Temps corrigé	0,488	0,28	0,04	0,48	0,376	0,05	-0,34	0,38	0,399	0,10	-0,42	0,68



Les coefficients d'héritabilité en race *normande* sont plus faibles que dans les autres races : la différence est significative en première lactation. Les moyennes et écart-types pour les temps de traite individuels et moyens par étable ne semblent pourtant pas indiquer que la surtraite soit plus importante dans les étables normandes et (ou) que la durée d'égouttage soit plus longue et donc plus susceptible de diminuer l'héritabilité de la durée totale. Dans notre précédent article, nous avons déjà trouvé une héritabilité nulle en première lactation pour cette race, mais non négligeable en deuxième lactation, ce qui tend à se répéter ici. Cependant dans les deux cas, les effectifs considérés sont faibles. Il est indispensable par la suite de savoir si le temps total de traite est réellement peu efficace pour la sélection des vaches normandes sur l'aptitude à la traite et pour quelles raisons.

Sachant que le cas de la race *normande* n'est apparemment pas résolu, il s'avère qu'il est possible d'analyser les coefficients d'héritabilité en considérant l'ensemble des races *frisonne* et *montbéliarde* car elles ne présentent pas de différences significatives à cet égard. En première lactation, l'estimée commune est de 0,32 dans le cas du temps total et de 0,34 dans celui du temps total corrigé. Les intervalles de confiance ont pour limites inférieures 0,18 et 0,20. La valeur de 0,20 que nous avons pris dans notre article précédent pour élaborer un schéma de testage des taureaux, est donc tout à fait acceptable. En deuxième lactation, les coefficients d'héritabilité ont tendance à baisser : 0,22 pour le temps total et 0,20 pour le temps total corrigé, mais ils sont suffisamment importants pour qu'on puisse envisager le recueil du temps total en deuxième lactation pour la sélection des femelles.

#### 4. — *Utilisation des résultats pour la sélection*

##### 4.I. — *Sélection sur le temps total de traite*

4.II. *Sélection des jumeaux*. — Dans notre précédent article, nous avons établi un parallèle entre la sélection sur la vitesse de traite et la sélection sur la production laitière. Nous avons alors estimé que, dans les conditions présentes, la première n'est pas prioritaire par rapport à la seconde et que de ce fait il n'est pas indispensable que la précision de cette première sélection soit supérieure.

Un coefficient de détermination de 0,4 pour la vitesse de traite, équivaut à la précision fournie par la connaissance de deux lactations en ce qui concerne la production laitière. De ce fait, il nous paraît constituer une base raisonnable pour le choix des femelles. Ce coefficient peut être obtenu en effectuant deux contrôles par vache si l'effet troupeau est totalement éliminé et un nombre très élevé de contrôles s'il n'y a aucune correction pour l'effet troupeau (coefficient d'héritabilité = 0,20; coefficient de répétibilité = 0,50; part de variance entre étables = 0,30).

La correction des données pour l'effet troupeau s'avère donc indispensable pour la sélection des femelles. Il est évidemment exclus que cette correction soit totale car cela impliquerait le contrôle de toutes les vaches de l'étable. Si la correc-

tion permet d'éliminer la moitié de la variance entre étable (soit 15 p. 100 de la variance totale), quatre contrôles par animal sont nécessaires mais cette valeur s'élève à 10, si l'on ne peut éliminer que le tiers de la variance entre étables (soit 10 p. 100 de la variance totale). Cette constatation nous amène à préconiser une correction suffisamment efficace, car le nombre de quatre contrôles est déjà relativement élevé.

Les résultats que nous avons obtenus pour les races *montbéliarde* et *normande* tendraient à montrer que la correction recherchée peut être effectuée en utilisant simplement la variable TE. Cependant, d'après les résultats obtenus en race *frisonne* pour cette même variable, il semble préférable de ne pas l'utiliser seule pour la correction de l'effet troupeau mais de tenir compte également des performances obtenues par les animaux de l'étable pendant une certaine période avant le contrôle de traite considéré.

En théorie, il est plus intéressant d'effectuer les quatre contrôles par vache en première lactation car les résultats sans doute plus précis (l'héritabilité étant alors probablement supérieure à 0,20) et d'obtention certainement plus rapide, point très important pour l'éleveur et le centre d'insémination artificielle. Cependant, si nous préconisons la mesure des temps de traite par le contrôleur laitier pour toutes les génisses quatre fois entre le 2<sup>e</sup> et le 6<sup>e</sup> contrôle, nous pouvons nous attendre à obtenir des données défectueuses ou manquantes dans certains cas (salles de traite équipées de nombreux postes, contrôle laitier alterné). Pour cette raison, il est souhaitable de répartir les contrôles en première et deuxième lactation.

4.12. *Testage des mâles.* — La valeur de l'héritabilité du temps total de traite en première lactation est très probablement au moins égale à 0,20. Nous obtenons ici une valeur de 0,30 qui est peut-être sous-estimée. En conséquence, nous pensons que le schéma de testage que nous avons proposé précédemment devrait avoir l'efficacité que nous lui avons attribué. Nous avons proposé la correction des données pour l'effet troupeau en utilisant la variable TE, correction qui était censée éliminer 20 p. 100 de la variance totale alors que ce n'est pas toujours le cas dans notre présente analyse. Dans le paragraphe précédent, nous avons toutefois préconisé une autre méthode de correction permettant d'obtenir ce résultat.

#### 4.2. — *Sélection sur d'autres critères.*

4.21. *Sélection des femelles.* — Le principal défaut du temps total de traite est sa faible précision, comparée à celle d'autres critères, ce qui peut paraître gênant au niveau de la sélection des femelles et particulièrement des mères à taureaux. Son principal avantage est sa facilité de mesure et de recueil; ainsi, la sélection sur la vitesse de traite serait d'un faible prix de revient et pourrait s'étendre rapidement à bon nombre de régions laitières. Nous essaierons donc de préciser ces deux points et de comparer l'efficacité du temps total en sélection à celle d'autres critères.

Le temps total de traite étant affecté par les durées de surtraite et d'égouttage,

dont la variation n'est pratiquement pas héréditaire, il n'est pas étonnant de constater que ce critère est l'un des moins héréditaires (tableau 5). Il importe de remarquer que l'infériorité de l'héritabilité de ce critère n'est pas aussi marquée qu'on pourrait le penser. En opérant dans les conditions bien standardisées, il est possible néanmoins avec des critères comme le débit maximum ou le temps d'écoulement réel du lait d'obtenir des héritabilités élevées. En effet, POLITEK (1969) calcule par cette méthode une héritabilité de 0,6 pour le débit maximum.

TABLEAU 5

*Coefficients d'héritabilité du temps total de traites comparés à ceux d'autres critères de vitesse de traite*

Auteur	Temps total	Temps d'écoulement réel du lait	Débit maximum	Pourcentage à 3 mn
ODEGARD (1966) . . . . .	0,17	0,18	0,27	0,28
WEINBERG (1966) . . . . .	0,41	0,53	0,33	—
VIGNON (1970) . . . . .	0,20	0,17	0,32	0,30

Nous ne disposons que d'estimations approximatives pour le prix de revient de la mesure du temps total dans le cadre du schéma que nous avons proposé. Seule son application à grande échelle permettrait d'apporter une évaluation précise. En ce qui concerne d'autres critères de vitesse de traite, plus précis mais nécessitant l'utilisation d'un contrôleur de traite spécialisé, les prix de revient peuvent varier suivant l'appareillage utilisé, cependant étant donné que les charges de main d'œuvre représentent l'essentiel des charges totales (LEVALLOIS et DUPUY, 1970), la variation est probablement faible.

Aussi avons-nous considéré comme prix de revient d'une mesure de vitesse de traite par un contrôleur spécialisé, la valeur calculée en France par LEVALLOIS et DUPUY (1970), pour un contrôle à l'aide d'une machine à traire par quartiers. Dans ces conditions, le rapport :

$$q = \frac{\text{prix de revient de la mesure d'un critère de traite (contrôle spécialisé)}}{\text{prix de revient de la mesure d'un temps total (contrôle laitier)}}$$

devrait se situer entre 50 et 100.

Il importe à présent d'évaluer le progrès génétique qu'on peut obtenir à coût égal sur le temps de traite considéré comme objectif de sélection, suivant qu'on sélectionne les femelles sur une moyenne de 4 temps totaux ou sur un autre critère, dont le coefficient d'héritabilité est égal à 0,6 et qui présente une corrélation génétique de 1 avec un temps de traite. Ces suppositions représentent probablement un maximum et de ce fait, nous ne favorisons pas spécialement le temps total.

Le progrès génétique obtenu dans le premier cas est égal à  $DG_1 = i_1' \sigma_{G_1}$ .

$i_1$  = intensité de sélection, en unité d'écart-type, permise en conservant une proportion  $s$  des femelles (taux de sélection).

$r_{G_1}$  = coefficient de corrélation entre la valeur génétique  $G$  et l'index  $I_1$ , ici une moyenne de 4 contrôles.

$\sigma_G$  = écart-type génétique du temps total de traite.

Dans le deuxième cas on a :

$$DG_2 = i_2 r_{G_2} \sigma_G$$

avec  $r_G$  = corrélation génétique entre les deux critères de vitesse de traite soit pour  $r_G = 1$ .

$$DG_2 = i_2 r_{G_2} \sigma$$

Le rapport des deux progrès est égal à :

$$\frac{DG_1}{DG_2} = \frac{i_1 r_{G_1}}{i_2 r_{G_2}} = \frac{i_1}{i_2} \sqrt{\frac{0,4}{0,6}} = 0,8 \frac{i_1}{i_2}$$

Les taux de sélection  $s_1$  et  $s_2$  possibles pour un même coût sont liés entre eux :

$$\frac{s_1}{s_2} = \frac{4}{q}$$

TABLEAU 6

*Progrès génétique sur le temps total de traite obtenu en sélectionnant les femelles sur ce critère (4 contrôles) rapporté (en p. 100) à celui obtenu indirectement à l'aide d'un critère d'hérédité 0,6 (1 contrôle), en fonction du rapport des prix de revient et du pourcentage d'animaux sélectionnés sur ce dernier critère.*

% de vaches retenues sur le critère indirect	$q$					
	4	6	8	10	50	100
20	80	91	100	106	143	151
40	80	100	116	126	188	207
60	80	116	144	161	256	300
80	80	161	221	255	454	372

Le tableau 6 montre les valeurs du rapport  $\frac{DG_1}{DG_2} \times 100$  en fonction de plusieurs valeurs de  $q$  et de  $s_2$ , taux de sélection sur le critère « indirect ». Il apparaît que le progrès génétique sur l'ensemble des femelles est bien plus important avec une sélection directe quand la valeur de  $q$  est entre 50 et 100, même quand le taux de sélection sur le critère indirect est de 20 p. 100. On peut objecter que l'essentiel du progrès génétique à l'échelon d'une population ne peut pas être obtenu par une sélection massale des femelles, car les causes de réforme sont déjà nombreuses.

Aussi est-il plus approprié de comparer les deux méthodes de sélection pour le choix des femelles mères des taureaux de la génération suivante, dites « mères à taureau ». Ces femelles sont choisies d'abord sur la production laitière : dans notre schéma où l'on contrôle toutes les femelles en première et en seconde lactation, le prix de revient d'un contrôle de traite pour une « mère à taureau » est d'autant plus élevé que la sélection laitière est plus élevée alors que ce n'est pas le cas si un assistant spécialisé de traite contrôle uniquement les vaches sélectionnées. Dans la zone de Charmoy, par exemple, les « mères à taureau » sont choisies sur la production laitière parmi les 7 p. 100 supérieurs, ce qui équivaut à multiplier la valeur de  $q$  par 0,07. Cela justifie l'introduction dans le tableau 6 de valeurs inférieures à 50; avec nos estimations précédentes,  $q$  varierait dans ce cas entre 4 et 8. Pour cette zone, le progrès génétique obtenu en utilisant le temps total équivaut à 80-100 p. 100 du progrès obtenu avec le critère « indirect », avec un taux de conservation de 1/5 seulement sur ce dernier critère. On remarque que le taux de « mères à taureau » potentielles cité plus haut est élevé, cela est la conséquence de la sélection supplémentaire exercée sur les mâles en station de performance-test (POUTOUS, 1968). Quand aucune pression de sélection n'est exercée sur les mâles avant le testage laitier, le taux de mères à taureau potentielles peut être inférieure à 1 p. 100, même si une forte sélection est exercée pour la vitesse de traite. Il apparaît que dans ce dernier schéma de sélection, il est plus efficace au point de vue financier de ne contrôler que le petit nombre de femelles, mères à taureau potentielles, sur un critère précis. En conclusion, la méthode optimale de choix des mères à taureau pour la vitesse de traite, dépend du schéma global de sélection. Il ne nous semble pas possible toutefois d'exclure *a priori* l'utilisation du temps total de traite pour ce choix.

4.22. *Testage des mâles.* — En ce qui concerne le testage des taureaux d'insémination artificielle, le choix entre les deux méthodes (sélection « directe » ou « indirecte ») est en un certain sens plus simple. En effet, dans les deux cas, tous les taureaux pourront être testés et on peut raisonnablement estimer que la méthode de jugement des taureaux n'aura que peu d'influence sur la pression de sélection exercée par les éleveurs et les centres. Le rapport des progrès génétiques obtenus pour un même coût ne dépend plus alors que de la précision du testage et du paramètre  $q$ .

Le testage sur le temps total de traite que nous préconisons repose, rappelons le, sur deux contrôles par génisse. On peut ne faire aucune correction pour l'effet troupeau, ou en faire une, ce qui rend préférable le contrôle de toutes les génisses, filles de taureaux en testage et déjà testés, comme nous l'avons vu précédemment. Le testage « indirect » repose sur le contrôle d'un critère dont l'héritabilité est de 0,6 : cela correspond exactement au testage sur le débit maximum selon la méthode hollandaise (POLITEK, 1968). Soient  $n_1$  et  $n_2$  le nombre de filles contrôlées par les deux méthodes. Si le temps total n'est pas corrigé pour l'effet troupeau, la moyenne de deux temps totaux  $a$  pour héritabilité 0,25. Les taureaux sont jugés avec la même précision si  $\frac{n_1}{n_1+15} = \frac{n_2}{n_2+6}$  ce qui implique  $n_1 = 2,5 n_2$ . Le testage sur le temps total requiert donc 2,5 fois plus de filles mais son prix de revient est infé-

rieur si  $q$  est supérieur à 5 ce qui à notre avis, est réalisé pour l'instant. Si l'on corrige le temps total pour l'effet troupeau, on améliore l'héritabilité de la moyenne des deux contrôles (elle passe à 0,35 si l'on suppose qu'on élimine 15 p. 100 de la variance totale) mais on augmente le prix de revient du testage parce qu'on a contrôlé aussi des génisses filles de taureaux déjà testés. Si  $t$  est la fraction de génisses filles de taureau en testage, le rapport  $q$  devient  $q' = qt$ . Les taureaux sont jugés avec la même précision si  $\frac{n_1}{n_1+11} = \frac{n_2}{n_2+6}$  soit  $n_1 \simeq 2n_2$ . Le testage sur le temps total est le plus économique si  $qt > 4$  ou  $q > 4/t$ . En admettant que la fraction des inséminations réalisées avec des jeunes taureaux, qui correspond à peu près à  $t$ , est au minimum de 0,2 pour assurer un progrès génétique suffisant sur la production laitière (SKJERVOLD et LANGHOLZ, 1964; LINDHÉ, 1968), cette condition équivaut à  $q > 20$ . Cette condition nous semble dès à présent respectée.

### CONCLUSION

L'héritabilité du temps total de traite semble être au minimum de 0,20 aussi bien en première qu'en deuxième lactation. Une telle constatation nous conduit à le proposer comme critère de sélection pour les mâles et les femelles. Comme il est relativement facile à mesurer, nous pensons qu'il peut être recueilli par les contrôleurs laitiers; cependant ce point serait à vérifier parce que les résultats apparemment positifs de la présente enquête n'apportent pas d'arguments décisifs à ce sujet.

Dans le cadre du contrôle laitier normal, le temps total de traite serait recueilli deux fois par lactation entre le 2<sup>e</sup> et le 6<sup>e</sup> contrôle, en première et en seconde lactation, ainsi que les quantités de lait à la traite correspondantes et le temps de traite du troupeau par une méthode approchée. Les résultats de la première lactation seraient utilisés pour le testage des taureaux, le nombre minimal de filles étant de 15. L'ensemble des résultats permettrait la sélection des femelles.

Nous savons qu'il existe d'autres critères de vitesse de traite plus héréditaires que le temps total, comme le débit maximum ou le pourcentage de lait obtenu à 3 mn, mais qui dans les conditions françaises actuelles nécessitent la présence d'une personne spécialisée. Pour le testage, notre méthode semble s'avérer plus économique car, même avec un contrôle général de toutes les génisses, filles de taureaux en testage ou non, l'unité de progrès génétique réalisée sur les mâles revient très probablement moins cher. En ce qui concerne les femelles, notre schéma rend possible la sélection massale de ces dernières par l'éleveur sur des bases objectives, mais cette sélection contribue probablement peu au progrès génétique global. Dans le cas où les unités de sélection prospectent un assez grand nombre de femelles « mères à taureau » potentielles, parce que les besoins en jeunes mâles sont élevés (sélection sur la vitesse de croissance, la production de semence avant la sélection laitière sur descendance), notre schéma de sélection paraît apporter une solution plus économique pour l'obtention d'un progrès génétique donné de ces femelles sur la vitesse de traite.

## REMERCIEMENTS

Nous remercions MM. BOUGLER, RICORDEAU et OLLIVIER pour leurs suggestions et critiques concernant ce texte. Nous tenons aussi à exprimer nos remerciements à M. POUJARDIEU, qui nous a aidé pour l'exploitation des données.

## SUMMARY

ADVANTAGE OF TOTAL MILKING TIME  
IN THE SELECTION OF COWS FOR MILKING-SPEED

## II. — FEMALE SELECTION

Heritability coefficients of the total milking time measured by milk recorders have been determined on daughter-dam pairs for *French Friesian*, *Montbéliarde*, *Normandy*, *Normandy* breeds (512, 255 and 172 pairs). The values obtained were respectively: 0.30, 0.36, 0.10 in first lactation and 0.25, 0.15, 0.16 in second lactation.

Non genetic variation factors analyzed were milk yield at milking (Q) and average herd milking time estimated from the overall herd milking time (TE) : this indirect assessment was the only method possible since the recorders had only considered the animals constituting daughter-dam pairs. Milking time regression coefficients on milk yield did not vary significantly between but between the lactation numbers ( $b = 0,29$  min /kg in first lactation;  $b = 0,15$  min /kg in second lactation). Heritability coefficient values were little affected by the correction of data for milk yield. The correction for the TE variable was incompletely effective since it removed only 7 p. 100, 12 p. 100, 22 p. 100 of total milking time variance for the *French Friesian*, *Montbéliarde* and *Normandy* breeds, to be compared to 30 p. 100 for the between herd variance component as determined in a previous article.

The bull testing plan which we already proposed is not affected since the total time heritability value seems to be a minimum of 0.20. By studying this 0.20 value, rather exact information on the milking speed of a cow may be obtained after 4 tests of that time, half the variance between herds supposedly being eliminated by correction (for the TE variable or more likely for an average herd time obtained from the storing of individual records across a period). Exactness ( $h^2 = 0,4$ ) may be improved by using other more precise criteria, but this is not possible, in present French milking conditions because it would increase milk recording cost. We have tried to compare the efficiency (genetic progress on milking time at equal cost) of two methods: measurement of 4 total milking times of all the females, and the use of this same sum to measure a more exact criterium ( $h^2 = 0,6$ ) but more costly, with 1 test per cow. The results in table 6 show the first method to be more efficient for the individual selection of cows and even for selecting "bull dams" when the selection plan used for other characters demands the prospection of many of these. This kind of computation has also been done for bull testing and demonstrates the advantage of the testing method which we propose. We recommend the systematic measurement of total milking time in milk testing twice in the first and twice in the second lactation. By spreading out these 4 tests, data is more easily obtained.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANDREAE U., 1964. Einfluss der Gemelkgrösse und des Alters auf die Milchflussintensität bei Kühen. *Züchtungskunde*, **36**, 340-355.
- COLLEAU J. J., BOUGLER J., DERVEAUX P., 1971. Intérêt du temps total de traite pour la sélection des vaches sur la vitesse de traite. I. Le testage des taureaux. *Ann. Génét. Sél. anim.*, **3**, 169-194.
- DESIGNES A., POUTOUS M., 1963. Étude préliminaire des caractéristiques de traite des vaches laitières. *Ann. Zootechn.*, **12**, 17-37.
- JOHANSSON I., MALVEN P., 1960. The influence of yield, udder pressure, size of teats and of the teat orifice on the rate of milking. *Z. Tierz. Züchtungs Biol.*, **70**, 233-270.
- KENDALL M. G., 1958. *The advanced theory of statistics*. Griffin. London. Vol. 1.
- LEVALLOIS A., DUPUY C., 1970. Le contrôle des caractéristiques de traite en race normande. *Bulletin n° 164 de la Société de Testage Normande*.
- LINDHE B., 1968. Model simulation of AI breeding within a dual-purpose breed of cattle. *Acta. Agr. Scand.*, **18**, 33-41.

- ODEGARD A. K., 1966. Factors affecting results obtained recording of field of milking characters of cows. *Meld. Norg. Lanbrhögsk.*, **45** (16), 45.
- ODEGARD A. K., 1967. A study of the milking characters in different lactations. *Meld. Norg. Lanbrhögsk* **46** (13) 9.
- POLITEK R. D., 1968. Is selection on ease of milking worthwhile? *World. Rev. Anim. Prod.*, **4**, 16, 94-98.
- POUTOUS M., 1968. Plans d'élevage pour l'insémination artificielle en France. *Bull. Tech. Ing. Serv. Agric.*, **233**, 821-826.
- RITTER H. Ch., 1964. Zusammenhänge zwischen der Milchmengenleistung und dem Milchfluss bei Kühen des deutschen *Fleckviehs Braunviehs Bayer. landw. Jb.*, **41**, 399-409.
- SKJERVOLD H., LANGHOLZ H. J., 1964. Factors affecting the optimum structure of AI. breeding in dairy cattle. *Z. Tierzücht. Zücht Biol.*, **80**, 25-40.
- ULMO J., 1960. Étude fondamentale de la régression linéaire multiple. *Institut de Statistique de l'Université de Paris*.
- VIGNON F., 1970. Choix d'un critère en vue de la sélection sur la facilité de traite dans l'espèce bovine. *Mém. fin. Etud., Inst. Tech. Prat. agric.*, Paris, 58 p. roncoté.
- WEINBERG L., 1966. Untersuchungen an *Braunviehkühen* über die Durchführung von Melkbarkeitsprüfungen. *Diss. Hohenheim*.
-