

## Mise en place et premiers résultats de l'évaluation génétique des taureaux laitiers sur la longévité de leurs filles

V. DUCROCQ

*INRA, Station de Génétique Quantitative et Appliquée, 78350 Jouy-en-Josas cedex*

**RÉSUMÉ** – Les éleveurs laitiers disposent maintenant d'une évaluation génétique des taureaux sur la longévité fonctionnelle de leurs filles. Une description précise du modèle d'analyse illustre comment sont prises en compte les données des animaux encore vivants et comment la durée de vie productive des vaches est corrigée pour les causes de réforme volontaire (liées à la production laitière) et pour les variations de politique de réforme au cours du temps, par exemple à cause des quotas. Un tel modèle permet de mieux cerner la contribution génétique du taureau à la variabilité des durées de vie productive. Les héritabilités estimées sont modérées (proches de 20%). La longévité observée ou prédite des filles de taureaux extrêmes présente des écarts importants. La morphologie de la mamelle, les comptages leucocytaires et la vitesse de traite sont parmi les caractères dont la liaison génétique avec la longévité fonctionnelle semble la plus forte.

## Implementation and first results of the genetic evaluation of dairy bulls on longevity of their daughters

V. DUCROCQ

*INRA, Station de Génétique Quantitative et Appliquée, 78350 Jouy-en-Josas cedex*

**SUMMARY** – Dairy breeders are now supplied with a genetic evaluation of sires for the functional longevity of their daughters. A detailed description of the model of analysis illustrates how records from animals still alive are included and how length of productive life is corrected for the effect of voluntary culling (related to milk production) and of variation in culling policies over time, for example resulting from the quota system. Such a model leads to a better description of the sire genetic contribution to length of productive life. Estimates of heritabilities are moderate (close to 20 %). Observed or predicted differences in longevity of daughters of extreme bulls are large. Udder conformation, somatic cells count and milking ease are traits with a relatively high genetic correlation with functional longevity.

## INTRODUCTION

La longévité fonctionnelle d'une vache laitière peut être définie comme son aptitude à retarder la réforme pour des causes non liées à son niveau de production (réforme involontaire). Elle intègre objectivement l'influence des autres caractères fonctionnels (fertilité, résistance aux mammites et aux maladies en général, facilité de traite, qualité des aplombs, etc...) : lorsque l'un au moins de ces caractères n'est pas satisfaisant, la durée de vie productive de la vache est réduite. Parmi les caractères secondaires qu'il semble souhaitable d'inclure dans les schémas de sélection des bovins laitiers, la longévité fonctionnelle occupe une place particulière : son poids économique est important, surtout en situation de quotas, car elle conditionne les coûts d'amortissement des animaux de remplacement et les possibilités de réforme volontaire sur la production laitière ou sur d'autres critères. C'est ce qui a motivé la mise en place à partir de Juin 1997 d'une évaluation génétique en routine des taureaux laitiers sur ce caractère.

## 1. MATÉRIEL ET MÉTHODES

La durée de vie productive (DVP) d'une vache sera définie précisément comme le nombre de jours séparant le premier vêlage de la réforme. Une particularité de cette mesure est qu'elle est connue à partir des données du contrôle laitier et qu'elle ne nécessite donc aucun dispositif de recueil supplémentaire : quand la vache est contrôlée, c'est qu'elle est vivante. Par contre, l'analyse statistique de la DVP pose une difficulté majeure : lorsque l'animal est encore vivant, on ne dispose que d'une limite inférieure (la valeur actuelle) de la DVP vraie. Une telle donnée est appelée « censurée ». L'utilisation optimale de toute l'information disponible – données censurées et non censurées – nécessite le recours à des méthodes d'analyse de données de survie initialement développées dans le domaine biomédical (Cox, 1972 ; Kalbfleisch et Prentice, 1980). Les premières applications de ces méthodes en génétique animale sont dues à Smith (1983) et Smith et Quaas (1984). Notre contribution a ensuite été axée vers le développement de modèles permettant la description fine des fluctuations de politique de réforme au cours du temps (au cours d'une lactation ou à l'intérieur d'un troupeau ; Ducrocq et al., 1988ab, Ducrocq 1994), vers l'estimation des paramètres génétiques et l'inclusion des relations de parenté entre animaux (Ducrocq et Casella, 1996) et vers l'écriture d'un logiciel, « Le Kit de Survie » (Ducrocq et Sölkner, 1994, 1998) pour l'analyse de survie à partir de modèles mixtes avec des covariables dépendantes du temps et appliquée à des fichiers de très grande taille.

Le modèle utilisé pour l'évaluation génétique décrit la fonction de « risque de réforme » d'une vache  $t$  jours après son premier vêlage, c'est-à-dire sa probabilité d'être réformée au jour  $t$  sachant qu'elle est vivante au jour  $t-1$ , comme :

Le modèle utilisé pour l'évaluation génétique décrit la fonction  $\lambda(t)$  de « risque de réforme » d'une vache  $t$  jours après son premier vêlage, c'est-à-dire sa probabilité d'être réformée au jour  $t$  sachant qu'elle est vivante au jour  $t-1$ , comme :  $\lambda(t) = \lambda_0(t)^* \exp\{\gamma_i(\tau) + I_j(t, t') + m_k(t) + f_n(t) + p_0(t) + v_q(t) + h_2(t) + s_u\}$  où :

•  $\lambda_0(t) = \rho (\kappa t)^{\rho-1}$  est le risque de réforme de base de « Weibull ». Il s'agit là d'une fonction particulière qui généralise, par l'utilisation de deux paramètres ( $\rho$  et  $\kappa$ ) au lieu d'un seul, la fonction de survie exponentielle décroissante. Son intérêt pour l'analyse de la DVP a été démontré précédemment

(Ducrocq et al., 1988a). Une analyse préliminaire a abouti au choix de  $P = 2$  ;

•  $\gamma_i(\tau)$  décrit l'effet de la combinaison année-saisons à la date  $\tau$ . Cet effet dépend du temps, c'est-à-dire qu'à une seule mesure de DVP sont associés autant d'effets année-saison qu'il est nécessaire, en supposant que les changements interviennent au 1<sup>er</sup> Mars et au 1<sup>er</sup> Décembre de chaque année. Ces dates permettent d'isoler la fin de la période de référence des quotas (1<sup>er</sup> trimestre de l'année, ce qui correspond grossièrement à un dernier contrôle observé entre Décembre et Février) ;

•  $I_j(t, t')$  décrit l'effet combiné du numéro de la lactation en cours (6 classes) et du stade de lactation,  $t'$  jours après le dernier vêlage (avec des changements à  $t'=30, 60, 150$  et 240 jours et au tarissement). Cet effet dépend aussi du temps et permet de prendre en compte le fait qu'à un âge donné, une vache ayant eu un plus grand nombre de vêlages et / ou en fin de lactation a une plus grande probabilité d'être réformée. L'existence d'une classe spécifique pour les vaches tarées permet de ne pas avantager les animaux dont la bonne DVP observée résulterait de longues périodes de tarissement ;

•  $m_k(t), f_n(t), p_0(t)$  résument les effets sur le risque de réforme de la quantité de lait et des taux butyreux et protéiques pour la lactation en cours, mesurés en écart à la moyenne du troupeau et répartis en respectivement 10, 5 et 5 classes. Ils traduisent le fait que les plus mauvaises vaches du troupeau, quelles que soient leurs qualités d'élevage, sont les premières candidates à une réforme volontaire. Cette correction permet ainsi de se rapprocher de la longévité fonctionnelle « vraie » de la vache, celle qu'elle aurait eue en l'absence de toute réforme volontaire dans le troupeau ;

•  $v_q(\tau)$  est l'effet combiné de la taille du troupeau et de la variation de cette taille d'une année à l'autre. Les vaches présentes dans des élevages en forte diminution d'effectif (à cause d'un dépassement de quota, par exemple) sont plus rapidement réformées que dans des troupeaux en expansion. Ne pas prendre cet aspect en compte reviendrait à pénaliser les taureaux ayant par hasard des filles dans certains types de troupeaux. Cinq classes de variation de taille ont été définies (baisse des effectifs de plus de 15 %, de 5 à 15 %, stabilité, augmentation de 5 à 15 %, ou de plus de 15 %) en fonction de la taille du troupeau (moins de 5 vaches, 5 à 20, 20 à 50 et plus de 50 vaches). Cet effet dépend du temps, avec des changements supposés au 1<sup>er</sup> mars et au 1<sup>er</sup> décembre de chaque année ;

•  $h_r(\tau)$  est l'effet du troupeau pour une année et une saison données. Il s'agit là d'un effet supposé aléatoire avec des changements au 1<sup>er</sup> mars et au 1<sup>er</sup> décembre.

•  $s_u$  est la valeur génétique additive du père de la vache. Les parentés entre mâles sont prises en compte. A l'avenir, la partie génétique inclura également la moitié de la valeur génétique du grand-père maternel de la vache.

On remarquera que c'est l'utilisation du concept de fonction de risque, défini pour chaque valeur de  $t$  pour laquelle l'animal est vivant, qui permet de s'affranchir dans la description du modèle de la nature des données (observées ou censurées). Dans un premier temps, les paramètres génétiques ont été estimés à partir d'une méthode décrite par Ducrocq et Casella (1996). Pour cela, l'ensemble des données a été utilisé en races Normande et Montbéliarde mais en race Holstein, il a fallu se limiter à un sous-fichier constitué des animaux d'Ille-et-Villaine et du Finistère. Les caractéristiques de ces fichiers sont indiquées au tableau 1.

**Tableau 1**  
Caractéristiques des fichiers analysés  
pour les 3 grandes races françaises

	Montbéliarde	Normande	Holstein <sup>a</sup>	Holstein <sup>b</sup>
Vaches	668074	762910	629716	6399885
Donnés censurés (%)	36,0	31,4	36,2	32,0
Tronquées à gauche (%)	12,0	11,0	8,9	12,7
Effets troupeau-année-saison	236102	283982	167407	1442876
Taureaux	3354	4175	2937	17777
héritabilité sur l' échelle d'origine <sup>c</sup>	19,3	16,1	21,7	

<sup>a</sup> pour l'estimation des paramètres génétiques

<sup>b</sup> pour l'évaluation génétique

<sup>c</sup> en %, calculée de façon approchée à partir de l'héritabilité sur l' échelle logarithmique

Pour l'évaluation de Juin 1997, les DVP utilisées ont été extraites à partir des fichiers d'indexation des caractères laitiers et comprenaient toutes les filles de taureaux d'insémination contrôlées entre le 1<sup>er</sup> Décembre 1984 et le 15 Mai 1997. Pour les vaches ayant vêlé pour la première fois avant le 1<sup>er</sup> Décembre 1984, seules les lactations réalisées après cette date ont été prises en compte (données « tronquées à gauche »). Celles contrôlées au moins une fois après le 1<sup>er</sup> Janvier 1997 ont été considérées encore en vie. Leur DVP a été traitée comme une donnée censurée, de même que celle des vaches changeant de troupeau ou repérées dans des troupeaux disparaissant des fichiers.

## 2. RÉSULTATS

L'estimation des effets environnementaux donne des résultats désormais classiques (Ducrocq, 1994) : le risque de réforme involontaire des vaches augmente très substantiellement tout au long de la lactation. Pour un stade donné, il est à peu près du même ordre au cours des deux premières lactations puis augmente graduellement avec le numéro de lactation. En fin de période de référence des quotas, le risque de réforme est de 30 à 40 % supérieur à ce qu'il est auparavant. Une vache dont le niveau de production laitière se situe dans les 10 % inférieurs du troupeau voit son risque de réforme multiplié par 7 ou 8 par rapport à une vache moyenne et par 12 ou 13 par rapport aux meilleures vaches du troupeau. Les productions les plus faibles en taux protéique conduisent à une réforme plus rapide (risque augmenté de 80 %). Ces derniers résultats montrent bien l'importance de la correction pour les principales sources de réforme volontaire. Dans les troupeaux en forte diminution (< -15 %), le risque de réforme associé à chaque vache s'accroît de près de 80 %, toutes choses étant égales par ailleurs. La taille du troupeau n'a qu'un effet faible sur le taux de réforme.

Le modèle non linéaire utilisé ne permet de définir une héritabilité au sens strict que sur une échelle logarithmique de DVP (Ducrocq et Casella, 1996) Il est possible malgré tout d'obtenir une héritabilité approchée dans des conditions « moyennes ». Les estimées obtenues ( $h^2$  de 16 % à presque 22 % ; tableau 1) sont relativement élevées par rapport aux résultats classiques de la bibliographie. Ceci est dû a) à l'utilisation exhaustive et objective de toute l'information disponible, incluant en particulier les données censurées ; b) à un modèle d'analyse beaucoup plus fin, prenant en compte les variations de pratiques de réforme au cours du temps ; c) au fait qu'implicitement, ces héritabilités correspondent à un caractère observé sur tous les animaux. Par exemple, pour le calcul des coefficients de détermination (CD) à l'aide de formules classiques, c'est le nombre de filles réellement réfor-

mées qu'il faut inclure. Si un taureau a 100 filles mais que seules 15 sont effectivement réformées à la fin de leur première lactation, le CD du taureau sera faible (0,46 en l'absence d'information sur ascendance). On voit également que le CD sera d'autant plus élevé (le taureau est mieux connu) que ses filles réformées sont nombreuses, c'est-à-dire que son index est défavorable.

**Tableau 2**  
Equivalence entre l'index de longévité fonctionnelle  
du taureau exprimé en écart-type génétique  
et quelques mesures de durée de vie de ses filles

Index longévité = Lgvt	Ecart de durée de vie productive des filles (en jours) <sup>a</sup>	% encore vivantes en fin de lactation 1	% encore vivantes en fin de lactation 2	% d'index inférieurs à Lgvt <sup>c</sup>
-2	-273	60	38	0,4
-1	-144	66	45	7,5
0	0 <sup>b</sup>	72	53	50,3
+1	+161	77	60	93,6
+2	+339	81	66	99,3

<sup>a</sup> en supposant que toutes les filles sont élevées dans des troupeaux « moyens » et ont des intervalles de vêlage constants et égaux à 365 jours, avec une production de lai et de matières grasses et protéiques constamment égale à la moyenne du troupeau.

<sup>b</sup> référence = 1049 jours.

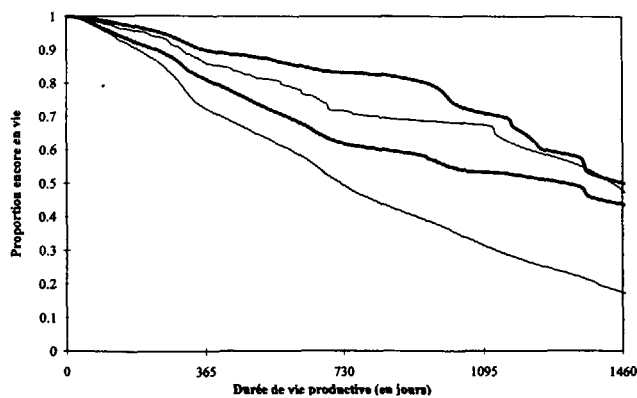
<sup>c</sup> parmi les 4574 taureaux nés après 1983.

Avant publication, les solutions  $\hat{S}_u$  sont exprimées en écart à une base mobile définie comme pour l'indexation laitière, puis transformées en « index de longévité » par changement d'unités (expression en écart-type génétique) et changement de signe : un index positif correspond donc à une valeur négative de  $\hat{S}_u$ , c'est-à-dire à un taux de réforme plus faible. En faisant certaines hypothèses concernant les conditions d'élevage et le niveau de production laitière de leurs filles, il est possible de prédire des courbes de survie théoriques (non présentées ici) correspondant aux filles de taureaux ayant un index de longévité fonctionnelle donné (Ducrocq et al, 1998b). Ceci permet le calcul d'indicateurs de longévité illustrant mieux la variabilité génétique associée à ces index (tableau 2). Ainsi, sous les hypothèses retenues, l'écart moyen de DVP des filles de taureaux ayant un index de longévité de +1 et de -1 respectivement est proche d'une lactation. A cause de la nature multiplicative du modèle, cet écart peut être plus important ou bien considérablement réduit dans d'autres conditions de référence (troupeaux ayant un taux de réforme différent, intervalles entre vêlages et production laitière variables). Une autre illustration de la variabilité génétique existante, basée cette fois sur des observations brutes, est fournie par la figure 1 qui présente les courbes de survie observées de 4 taureaux de service normands, dont les caractéristiques sont décrites au tableau 3.

**Tableau 3**  
Caractéristiques des 4 taureaux  
correspondant aux courbes de la figure 1  
(prises de haut en bas)

Taureau	Index longévité	INEL	Index Mamelle	Index Vitesse de Traite	Index Comptages Leucocytaires	Nombre de filles (dont réformées)
A	+2,6	+42	-0,1	+1,3	+0,1	15082 (2458)
B	+1,3	+27	-1,5	-0,8	+1,4	890 (227)
C	-0,3	+42	-2,0	-3,4	-0,5	5364 (2484)
D	-2,2	+13	-0,6	+0,5	-2,8	5863 (4979)

**Figure 1**  
**Courbes de survie brutes**  
**des filles de 4 taureaux de services Normands**



Malgré des index laitiers favorables dans tous les cas, les différences entre extrêmes sont particulièrement nettes. Compte tenu de la complexité du modèle utilisé, il n'a pas encore été possible d'estimer les corrélations génétiques existantes entre la longévité fonctionnelle et les autres caractères économiquement importants. Les corrélations intra-année entre index des taureaux nous donnent néanmoins une valeur (sous-estimée) de ces corrélations génétiques vraies. Les plus intéressantes sont rapportées au tableau 4. Il ressort que la liaison entre index de longévité fonctionnelle et les index laitiers reste favorable, malgré la correction phénotypique pour la production laitière. L'interprétation de cette corrélation est toutefois délicate : il n'est pas possible de déterminer si elle traduit une liaison génétique réelle ou bien une correction imparfaite de la DVP pour les réformes volontaires liées à une faible production. Les caractères dont la liaison est la plus forte avec la longévité fonctionnelle sont la morphologie de la mamelle, la vitesse de traite et les comptages cellulaires. Morphologie de la mamelle et longévité fonctionnelle sont malgré tout loin d'être synonymes comme l'illustre la courbe de survie satisfaisante des filles du deuxième taureau de la figure 1 dont l'index « mamelle » est très défavorable. Les liaisons avec les aplombs et surtout le format et la conformation bouchère sont faibles. Dans chacune des trois races, les schémas de sélection ont accordé dans la décennie passée une attention toute particulière aux caractères de morphologie. Ceci explique sans

doute pourquoi l'évolution génétique récente a été systématiquement favorable, malgré l'opposition génétique reconnue entre la production laitière et d'autres caractères fonctionnels, tels que la fertilité ou les comptages leucocytaires.

**Tableau 4**  
**Corrélations intra-année de naissance entre index**  
**des taureaux pour la longévité fonctionnelle**  
**et pour d'autres caractères**

Corrélation de l'index « longévité fonctionnelle » avec l'index	Montbéliarde	Normande	Holstein
INEL	0,25	0,23	0,16
Lait	0,35	0,39	0,29
Comptages cellulaires	0,21	0,20	0,24
Mamelle	0,31	0,29	0,35
Distance plancher de la mamelle-jarret / Profondeur de mamelle	0,24	0,29	0,35
Vitesse de traite	0,32	0,22	0,19
Aplombs / Membres	0,14	0,16	0,00
Hauteur au sacrum	0,04	0,07	0,10
Musculature / Valeur Bouchère	-0,09	-0,12	

à partir de 1144, 1103 et 7348 taureaux avec un coefficient de détermination minimal retenu d'au moins 0,70 pour les caractères autres que la longévité (849, 838 et 4656 taureaux pour la corrélation avec l'index comptages cellulaires).

## CONCLUSION

L'évaluation génétique des taureaux sur la durée de vie productive de leurs filles apporte une information intéressante et complémentaire aux éleveurs, au côté des index de production laitière et des index élémentaires sur des caractères fonctionnels (morphologie, vitesse de traite, comptages leucocytaires). Les premiers index de longévité ont été diffusés début Juillet 1997 pour tous les taureaux ayant un coefficient de détermination d'au moins 0.50. La longévité fonctionnelle, contrairement aux idées reçues, est un caractère présentant une assez grande variabilité génétique qu'il est possible d'apprécier dès lors qu'on utilise un modèle permettant l'utilisation de toute l'information disponible (données censurées) et prenant en compte les variations de taux de réforme au cours du temps. Son incorporation dans les schémas de sélection n'est pas aisée mais devrait permettre au moins d'éviter l'utilisation trop massive de taureaux fortement détériorateurs pour les qualités d'élevage.

## RÉFÉRENCES

- COX, D.R. (1972) *J. R. Stat. Soc., Series B*, 34 : 187-220.
- DUCROCQ, V., QUAAS, R.L., POLLAK, E.J., CASELLA, G. (1988a) *J. Dairy Sci.*, 71 : 3061-3070.
- DUCROCQ, V., QUAAS, R.L., POLLAK, E.J., CASELLA, G. (1988b) *J. Dairy Sci.*, 71 : 3071-3079.
- DUCROCQ, V. (1994) *J. Dairy Sci.*, 77 : 855-866.
- DUCROCQ, V., CASELLA, G. (1996) *Genet. Sel. Evol.*, 28: 505-529.
- DUCROCQ, V., SÖLKNER J. (1994) In 'Proc. 5th World Cong. on Genet. Appl. To Livest. Prod.', Vol 22, p.51, Univ. of Guelph, Canada.
- DUCROCQ, V., SÖLKNER J. (1998) In 'Proc. 6th World Cong. on Genet. Appl. To Livest. Prod.' Armidale, Australie
- KALBFLEICH, J.D., PRENTICE, R.L. (1989) 'The Statistical Analysis of Failure Time Data' John Wiley and Sons, New-York, USA.
- SMITH, S. P. (1983). Thèse de doctorat, Cornell University, Ithaca, New-York, USA.
- SMITH, S.P., QUAAS, R.L. (1984) *J. Dairy Sci.*,