Ann. Génét. Sél. anim., 1978, **10** (3), 359-376.

Etudes sur la production laitière des bovins.
II. — Intérêt des lactations partielles pour la sélection.
c) Prévision de la production totale corrigée pour sa durée

J. C. MOCQUOT

avec la collaboration technique de Michèle BRIEND

Station de Génétique quantitative et appliquée
Centre national de Recherches zootechniques I.N.R.A.
78350 Jouy-en-Josas

Résumé

De précédents travaux ont montré d'une part la difficulté de prévoir assez précisément la production totale par lactation à partir de la production partielle et du dernier contrôle, d'autre part l'intérêt pour la sélection d'utiliser la production totale corrigée multiplicativement pour sa durée plutôt que la production brute. Cette étude envisage la prédiction de cette variable corrigée selon la méthode multiplicative de la production au dernier contrôle telle qu'elle a été développée dans un précédent article : MOCQUOT et AURAN, 1975.

Après avoir montré l'efficacité supérieure d'une telle prévision de la production corrigée pour le même échantillon de données, la présente étude analyse l'incidence de l'âge au premier vêlage, du niveau d'étable, et de la durée de lactation totale, sur l'efficacité phénotypique des prévisions par comparaison des différents paramètres observés pour différents niveaux de ces facteurs de variation de la forme des courbes de lactation. Dans une seconde étape différentes équations de prédiction sont comparées, sur un échantillon de 67 421 premières lactations, dans le but de minimiser les erreurs de prédictions constatées initialement lors de la prévision des lactations de longue durée. Ces méthodes introduisent notamment la production partielle corrigée multiplicativement, comme la production totale, pour sa durée comme première variable prédictrice, le second terme de la prédiction demeurant une fonction multiplicative de la production au dernier contrôle. L'une d'elle s'avère d'une efficacité phénotypique et génétique très satisfaisante puisqu'elle conduit à des estimées peu biaisées, de variance correcte et de variance d'erreur minimum tout en étant très liées phénotypiquement et génétiquement (R*g* moyen = 0,97) aux valeurs réelles des productions corrigées, quelque soit la durée de lactation partielle considérée. Une telle méthode à la fois simple et efficace d'extrapolation des lactations partielles est donc susceptible de fournir des estimées précoces et précises de la valeur génétique des reproducteurs à partir des lactations en cours de réalisation.

Introduction

Dans une étude précédente (MOCQUOT et AURAN, 1975) nous avons montré que l'application d'un facteur multiplicatif à la production au dernier contrôle constituait une méthode simple et relativement efficace de prévision de la produc-

tion restant à réaliser, donc de la production totale par lactation. Nous avons également mis en évidence la difficulté de prévoir, avec une précision suffisante, une telle production brute tant elle est dépendante de la durée de lactation donc essentiellement de facteurs de milieu imprévisibles.

La sélection sur ce critère ne semblant par ailleurs pas souhaitable (POUTOUS et MOCQUOT, 1975), cette étude a tenté de poursuivre trois objectifs :

— Adapter, selon le même principe, la méthode proposée au cas de la production totale de lait en première lactation, corrigée pour sa durée.

— Analyser globalement l'incidence de certains facteurs de variation sur l'efficacité d'une telle prévision moyenne.

— Confronter l'efficacité génétique des estimées de la production corrigée ainsi obtenues à leur efficacité phénotypique, étant entendu que l'extrapolation des lactations partielles est principalement motivée par la nécessité d'obtenir une estimation précoce et précise de la valeur génétique des taureaux d'insémination à partir de leur descendance contrôlée en ferme.

Matériel et méthodes

Constitution des échantillons

Les données utilisées pour cette étude ont été extraites du fichier national de contrôle laitier, à dates fixes. Elles constituent de ce fait une « image » de la situation des lactations en cours au moment où s'effectue le calcul d'index des reproducteurs. Deux échantillons distincts ont été extraits à six mois d'intervalle.

— Le premier échantillon utilisé est celui analysé dans l'étude précédente (MOCQUOT et AURAN, 1975) à savoir : 32 540 premières lactations en cours au 1-07-72 et terminées avant le 1-07-73, pour lesquelles on connaît la production partielle cumulée au 1-07-72 et sa durée, la production au dernier contrôle, la production totale et sa durée. Pour chacune de ces femelles, représentant 3 races, *Frisonne* (63 p. 100), *Normande* (20 p. 100) et *Montbéliarde* (17 p. 100) l'âge au vêlage est connu ainsi que pour 22 233 d'entre elles le niveau moyen de leur étable de production par le biais des classes d'étable calculées l'année précédente.

— Le deuxième échantillon a été constitué postérieurement de façon analogue. Il comporte 34 881 premières lactations en cours au 1-01-73 et terminées avant le 1-01-74.

Un certain nombre de lactations sont communes aux deux échantillons, avec des lactations partielles courtes dans le premier, plus longues de six mois dans le second. Elles ont été considérées comme indépendantes dans le suite de l'analyse. Les données de chacun de ces deux échantillons ont été regroupées par classes de durée partielle avec des intervalles de classe de 31 jours.

Le mode de constitution de ces échantillons appelle plusieurs remarques :

— Les variables relatives à une même classe de durée partielle pour chacun des deux échantillons correspondent à un même mois de vêlage avec son effet propre, alors que ces mêmes variables considérées sur l'ensemble des deux échantillons présentent les différences les plus extrêmes d'effet saison de vêlage donc la variabilité maximum pour ce facteur.

— Dans tous les cas, plus la classe de durée partielle est élevée, plus nous avons affaire à des lactations longues puisque la durée totale est au moins égale à la durée partielle considérée.

Pour toutes ces raisons, les formules de prévision risquent d'être assez différentes de celles que l'on pourrait obtenir soit par l'étude d'un échantillon donné de lactations totales, avec mois de mise bas fixé ou non, extrapolées à différents stades de leur réalisation; soit par l'étude des relations entre productions partielles et totales de lactations de durée totale connue.

Variables étudiées

Outre les variables présentes dans le fichier, à savoir :

LT : production totale par lactation.
DT : durée totale de lactation.
LP : production partielle.
DP : durée de lactation partielle.
DC : production au dernier contrôle de la lactation partielle.

Deux variables de production cumulée, corrigées pour leur durée par un coefficient multiplicatif du même type, ont également été utilisées à savoir :

$$\mathrm{LTC} = \mathrm{LT} . \frac{305 + 80}{\mathrm{DT} + 80} : \text{production totale corrigée}$$

et

$$\mathrm{LPC} = \mathrm{LP} . \frac{305 + 80}{\mathrm{DP} + 80} : \text{production partielle corrigée}$$

ainsi que leur différence :

$$\mathrm{RLC} = \mathrm{LTC} - \mathrm{LPC}$$

représentant en quelque sorte la production restant à « réaliser » donc à prévoir lors d'une prédiction de LTC à partir de LPC.

Méthodes d'analyse

Dans une première étape et pour l'échantillon 1, l'efficacité phénotypique d'une prévision de la production totale corrigée par l'équation :

$$\widehat{\mathrm{LTC}_1} = \mathrm{LP} + k_1\mathrm{DC} \tag{1}$$

a été comparée à celle de la production brute estimée de façon analogue ($\widehat{\mathrm{LT}} = \mathrm{LP} + k\mathrm{DC}$) dans l'étude précédente (MOCQUOT et AURAN, 1975).

Les valeurs de k_1 ont été estimées, comme l'avaient été celles de k, pour chaque classe de durée partielle par la moyenne des coefficients individuels k_{1i} tels que

$$k_{1i} = \frac{\mathrm{LTC}_i - \mathrm{LP}_i}{\mathrm{DC}_i}$$

Une analyse succinte des effets de l'âge au premier vêlage, de la classe de niveau d'étable et de la durée de lactation totale sur l'efficacité phénotypique moyenne de la méthode (1) a ensuite été réalisée, sur les mêmes données du premier échantillon, par comparaison des paramètres d'efficacité observés pour différents niveaux de ces facteurs.

Dans une seconde étape de l'analyse, les deux échantillons ont été regroupés pour une étude phénotypique et génétique détaillée de différentes méthodes de

TABLEAU

Efficacité comparée des prévisions de la pro
Compared efficiency when predicting total

Classe de durée partielle	Intervalle de classe (j)	Effectif	LT (kg)		LTC (kg)		LP (kg)	Dernier contrôle DC (kg)
			$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	
1	< 30	1 889	3 388	748	3 638	711	330	16,4
2	31-61	3 544	3 555	759	3 717	708	735	16,1
3	62-92	3 732	3 787	792	3 814	731	1 197	15,4
4	93-123	2 811	4 043	845	3 879	739	1 629	14,7
5	124-154	2 558	4 125	960	3 902	730	2 052	14,0
6	155-185	3 922	3 966	1 009	3 888	756	2 402	13,3
7	186-216	5 578	3 880	978	3 860	784	2 725	12,8
8	217-247	4 498	3 786	958	3 741	777	2 960	12,0
9	248-278	2 034	3 706	950	3 601	766	3 155	11,0
10	279-309	941	3 836	943	3 542	744	3 414	11,1
11	310-340	488	4 105	982	3 522	708	3 710	9,4
12	> 341	553	5 019	1 282	3 639	707	4 600	9,1

LT = Production total (*Total yield*); LTC = Production corrigée (*Corrected yield*); LP = Production partielle (*Part yield*).

prévision de cette production totale corrigée. Outre les résultats obtenus pour l'équation (1) nous ne présenterons et discuterons que ceux relatifs aux estimateurs suivants, qui sont les plus caractéristiques de l'évolution de la démarche suivie :

$$\widehat{LTC_2} = LPC + k_2 DC \tag{2}$$

avec k_2 = moyenne, pour chaque classe de durée partielle, des k_{2i} individuels tels que :

$$k_{2i} = \frac{RLC_i}{DC_i}$$

et :

$$\widehat{LTC_3} = 0{,}98\ LPC + k_3 DC \tag{3}$$

avec :

$$k_3 = \frac{0{,}037\ DP^3 - 8{,}62327\ DP^2 - 7\,077\ DP + 2\,041\,232}{DP^2 + 101{,}69\ DP + 9\,220}$$

La justification de ces différentes formules sera discutée en même temps que leur efficacité. Signalons simplement qu'elles ont été établies dans le but d'obtenir à la fois une formulation simple et une adéquation progressive des coefficients à l'évolution des relations entre les différentes variables avec l'accroissement de la durée partielle. On a ainsi adopté successivement la production partielle corrigée comme première variable prédictrice, au lieu de la production brute, dans l'équation (2), puis une expression continue du coefficient multiplicatif de la production au dernier contrôle, en fonction de la durée partielle dans l'équation (3).

L'efficacité phénotypique de ces différentes méthodes d'estimation de la production totale corrigée a été appréciée de façon classique par comparaison des

I

duction totale brute et corrigée pour sa durée
yield and corrected yield for its duration

k	k_1	$\widehat{LT}$ écart-type	$\widehat{LTC_1}$ écart-type	Erreur = $LT-\widehat{LT}$		Erreur = $LTC-\widehat{LTC_1}$		$R_{LT, \widehat{LT}}$	$R_{LTC, \widehat{LTC_1}}$
				$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	σ		
187	204	694	753	0,82	538	— 42	509	0,724	0,760
175	188	725	765	0,25	492	— 38	435	0,781	0,830
168	171	761	772	— 0,61	454	— 28	372	0,830	0,880
164	154	811	783	— 1,09	466	— 26	333	0,842	0,905
148	134	817	778	0,63	571	— 28	294	0,805	0,926
118	114	808	796	— 0,76	589	— 21	243	0,812	0,952
90	90	808	807	0,42	496	— 14	188	0,862	0,972
69	65	798	790	— 0,10	441	— 9	150	0,889	0,981
50	41	798	775	0,49	425	— 4	117	0,896	0,988
42	12	817	750	0,24	408	+ 5	110	0,902	0,989
42	— 22	841	712	0,33	392	+ 21	144	0,919	0,979
46	— 120	1 155	966	0,10	406	+ 120	698	0,950	0,692

erreurs commises et de leur variance d'une part, par confrontation des écart-types des productions réelles et estimées d'autre part, par le calcul, enfin, de leur coefficient de corrélation pour chaque classe de durée partielle.

Une analyse génétique a ensuite été conduite par décomposition des variances et covariances pour toutes les variables selon un modèle hiérarchique :

$$Y_{ijkl} = \mu + R_i + S_{ij} + P_{ijk} + e_{ijkl}$$

où R_i = effet de la race.
S_{ij} = effet syndicat intrarace.
P_{ijk} = effet père intrasyndicat intrarace.
e_{ijkl} = effet animal.

Cette analyse a porté sur 55 413 des 67 421 données initiales, pour lesquelles le père était identifié et représenté par au moins 5 lactations.

Résultats et discussion

1. — *Intérêt d'une prédiction de la production totale corrigée pour la durée de lactation*

Le facteur de correction utilisé est tel que la production totale corrigée moyenne des lactations de durée supérieure à 305 jours demeure pratiquement équivalente à celle des lactations ayant exactement cette durée. Il ne confère donc pas d'avantage sélectif aux lactations longues et la production totale corrigée de cette façon a été retenue, en France, comme un critère de sélection techniquement optimum et psychologiquement admissible par les éleveurs (POUTOUS et MOCQUOT,

1975). Il convenait dès lors, de définir d'une part la meilleure méthode de prévision de ce critère à partir des variables de production partielle, de vérifier d'autre part l'éventuelle supériorité de précision d'estimation d'une telle production corrigée par rapport à celle de la production brute.

Ce dernier objectif a motivé la comparaison des paramètres d'efficacité observés, dans le premier échantillon de données, lors de l'estimation par la même méthode des productions brutes et corrigées.

L'examen des valeurs correspondantes, figurant au tableau 1, fait apparaître une plus grande homogénéité des moyennes et variances des productions corrigées, ainsi qu'une évolution plus régulière du coefficient multiplicatif de la production au dernier contrôle correspondant (k_1), avec l'accroissement de durée partielle.

La production partielle devient en moyenne supérieure à la production totale corrigée au voisinage de 300 jours de durée partielle. Dès lors la prévision de la production totale corrigée consiste au-delà de cette durée partielle à retrancher de la production partielle une quantité proportionnelle au dernier contrôle d'autant plus importante que cette durée est longue, alors que conjointement la production moyenne au dernier contrôle tend à se stabiliser et qu'elle est de moins en moins liée à la production à prévoir. On multiplie dès lors une variation plus aléatoire de la production au dernier contrôle par des coefficients de plus en plus élevés, si bien que la variance des erreurs commises au-delà de 305 jours de durée partielle s'accroît à nouveau et que la corrélation des estimées avec les productions réelles diminue, comme en témoignent les valeurs des paramètres d'efficacité des classes 11 et 12 de durée partielle du tableau 1.

L'ensemble de ces valeurs confirme cependant l'efficacité supérieure d'une prédiction de la lactation corrigée puisque si les erreurs moyennes demeurent relativement faibles et assez homogènes sauf pour les lactations longues, leur variance est réduite dans des proportions importantes et diminue notablement au fur et à mesure que la durée partielle augmente. Les corrélations phénotypiques entre estimées et valeurs réelles sont également sensiblement supérieures dans le cas de la production totale corrigée, le coefficient dépassant 0,9 dès que la durée partielle est supérieure à 100 jours pour atteindre 0,99 à 300 jours de durée partielle.

Enfin, la comparaison des écart-types des productions réelles et estimées révèle une meilleure concordance pour les productions corrigées dont la variance n'est que très légèrement surestimée par la méthode de prévision envisagée et de façon indépendante de la durée de lactation partielle ce qui n'était pas le cas pour la variance des productions brutes, par ailleurs très largement sous-estimée par la méthode de prévision retenue.

2. — *Incidence des facteurs de variation sur l'efficacité de la méthode* (1) *de prévision*

Les effets de l'âge au premier vêlage, du niveau d'étable et de la durée de lactation ont été appréhendés très grossièrement par comparaison des paramètres d'efficacité observés pour différents niveaux de ces facteurs, lors de l'estimation des productions totales corrigées du premier échantillon par l'équation (1). Les résultats figurent respectivement aux tableaux 2, 3 et 4.

L'âge au premier vêlage ne semble pas intervenir de façon notable sur l'efficacité de la méthode de prévision. Pour ce qui concerne le niveau d'étable, apprécié à travers les classes d'étable calculées classiquement en France, seule une légère diminution de la variance d'erreur, relative surtout, apparaît lorsque le niveau d'étable augmente. La faible efficacité de la prévision des données de classe d'étable

TABLEAU 2

Incidence de l'âge au vêlage sur la variable à prédire (LTC) et sur l'erreur de prédiction
Age at first calving effect on variable to predict (LTC) and on prediction error

Classe d'âge 1er vêlage	Intervalle de classe (ans)	Effectif	Production totale corrigée LTC		Erreur ($LTC-\widehat{LTC}_1$)		$\sigma\widehat{LTC}_1$
			$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	σ	
1	< 2 ans	1 037	3 593	760	— 22	283	784
2	2-2,5	8 490	3 700	755	— 27	313	781
3	2,5-3	17 414	3 817	753	— 12	296	792
4	3-4	5 518	3 840	749	— 21	334	805
5	> 4	81	3 984	822	— 95	424	960

TABLEAU 3

Incidence du niveau d'étable sur la variable à prédire (LTC) et sur l'erreur de prédiction
Herd level effect on variable to predict (LTC) and on prediction error

Classe d'étable	Effectif	Production totale corrigée (LTC)		Erreur ($LTC-\widehat{LTC}_1$)		Écart-type de la production estimée ($\sigma\widehat{LTC}_1$)
		$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	σ	
1	363	3 145	693	+ 8,3	261	743
2	2 032	3 417	692	— 10,4	268	737
3	6 267	3 623	695	— 1,9	249	734
4	7 827	3 830	720	— 4,0	252	759
5	4 341	4 089	736	— 1,8	248	771
6	1 403	4 382	787	— 7,3	233	818
Inconnue	10 307	3 846	738	— 50,5	401	782

inconnue résulte de la présence dans cet échantillon particulier d'une proportion très forte de lactations partielles très courtes : classes 1, 2 et 3 de durée partielle.

Enfin l'examen du tableau 4, relatif à l'incidence de la durée totale de lactation, confirme les imperfections de la méthode de prévision pour des lactations très longues. Ces chiffres révèlent notamment sa tendance à surestimer, en moyenne, d'autant plus les productions corrigées qu'elles correspondent à des lactations très longues et prédites par ailleurs à partir de productions partielles de faible durée. Au contraire elle tend à sous-estimer les productions prédites à partir de productions partielles de durée supérieure à 300 jours (classes 11 et 12), avec semble-t-il dans ce cas, un biais d'autant plus faible que la lactation totale est longue.

TABLEAU 4

Incidence de la durée de lactation sur la variable à prédire (LTC) et sur l'erreur de prédiction
Lactation length effect on variable to predict (LTC) and on prediction error

Classe de durée de lactation	Intervalle de classe (jours)	Effectif	Production totale corrigée (LTC)		Erreur ($LTC-\widehat{LTC_1}$)		$\widehat{\sigma LTC_1}$
			$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	σ	
1	< 200	42	2 721	752	— 38	250	845
2	200-240	819	3 432	759	+ 5	311	779
3	240-260	2 257	3 614	747	— 20	319	772
4	260-280	5 486	3 723	741	+ 15	302	766
5	280-300	7 431	3 796	763	— 9	281	788
6	300-320	6 341	3 826	751	— 26	281	775
7	320-340	3 785	3 836	748	— 13	297	783
8	340-360	2 141	3 832	739	— 33	317	789
9	360-380	1 392	3 863	751	— 28	333	823
10	380-400	979	3 907	744	— 23	336	830
11	400-420	687	3 892	769	— 36	358	852
12	420-440	418	3 892	728	— 102	348	803
13	440-460	299	3 885	720	— 77	354	801
14	460-500	247	3 834	710	— 127	350	810
15	> 500	216	3 781	718	— 446	687	961

Ces constatations reflètent, nous l'avons dit, le mode d'évolution du coefficient multiplicatif de la production au dernier contrôle d'une part, des différentes variables prédictrices et à prédire, ainsi que de leurs liaisons d'autre part. Elles ont motivé la recherche d'équations de prévision de la production corrigée plus appropriées tout en reposant sur le même principe. Cette recherche a été conduite sur l'ensemble des données des deux échantillons, décalés de six mois. De cette façon les formules obtenues présentent une validité moyenne aussi large que possible. Elles peuvent cependant conduire à des erreurs systématiques pour une saison de vêlage donnée dans la mesure où ce facteur peut influencer les coefficients d'extrapolation. Dans cette hypothèse il est probable que les paramètres observés sur l'échantillon analysé constitueront en quelque sorte la limite inférieure de l'efficacité réelle des méthodes de prévision proposées. En particulier la comparaison intratrimestre de vêlage des productions estimées tendra, lors de l'indexation des reproducteurs, à éliminer en grande partie les éventuelles erreurs systématiques liées à l'utilisation de coefficients d'extrapolation calculés, pour chaque classe de durée partielle, par la moyenne pondérée des coefficients de chacun des deux échantillons décalés d'un semestre.

3. — *Efficacité comparée de différentes équations de prédiction de la production totale corrigée*

3.1. *Justification des équations retenues*

Les imperfections de la méthode (1) vis-à-vis des lactations de longue durée semblent essentiellement imputables à la non convergence moyenne du premier terme de l'équation (lactation partielle) et de la production totale corrigée à pré-

dire, contrairement au cas des productions brutes. Cette convergence, quand la durée partielle augmente, peut facilement être rétablie par application à la production partielle d'un coefficient multiplicatif approprié. Cependant, pour ne pas être ramené à une méthode multiplicative pure et simple de cette production, dont l'efficacité moindre a été constatée à maintes reprises (MOCQUOT et AURAN, 1974 et AURAN, 1976), il convient que le coefficient choisi ne fasse converger en moyenne les productions partielles et totales corrigées que pour des durées élevées de lactation partielle, de façon à toujours exploiter la bonne valeur prédictrice de la production au dernier contrôle lors de l'extrapolation des productions partielles de durée faible ou moyenne. Ces principes ont présidé à l'adoption de l'équation (2) qui utilise comme premier terme de prévision la production partielle corrigée pour sa durée par le même coefficient multiplicatif que la production totale à prédire. Ces deux productions corrigées convergent en effet, pour toute lactation, quand la durée partielle tend vers la durée totale alors que pour des durées partielles faibles le coefficient multiplicatif reste suffisamment faible pour permettre une contribution importante de la production au dernier contrôle à la prévision. Pour des durées partielles intermédiaires cependant, le mode d'évolution de la production partielle corrigée de cette façon dépend, pour une lactation donnée, de la forme de la phase décroissante de la courbe de lactation : niveau, durée et persistance. Le plus souvent la production partielle corrigée dépasse la production totale, passe par un maximum avant de converger par valeurs supérieures vers cette production quand la durée partielle augmente. Tel n'était pas le cas en moyenne pour nos échantillons qui correspondent, quand la classe de durée partielle augmente, à des lactations en moyenne de plus en plus longues également.

Dans cette situation les valeurs moyennes pour l'échantillon global, présentées au tableau 5, révèlent que la production partielle corrigée croît de façon quasi

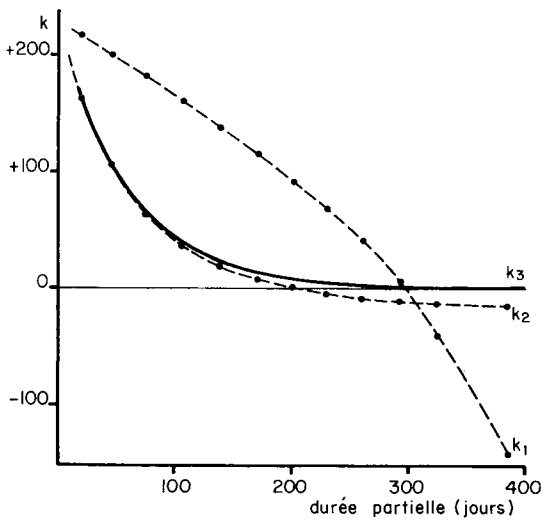

FIG. 1. — *Évolution, avec la durée de lactation partielle, des coefficients multiplicatifs de la production au dernier contrôle pour chacune des trois méthodes comparées*

Evolution, with part-lactation duration, of the multiplicative factors applied to last test day record, for each of the three methods compared

exponentielle avec la durée partielle moyenne, dépasse la production moyenne à prévoir aux environs de 220 jours pour lui être, au-delà, systématiquement supérieure de 80 kg environ.

La décroissance moyenne du coefficient multiplicatif correspondant (k_2) de la production au dernier contrôle est inverse, comme en témoigne la figure 1, à savoir qu'il est élevé et positif pour des durées partielles faibles passe par zéro au voisinage de 200 jours, pour se stabiliser à une valeur légèrement négative pour des durées conjointement élevées des lactations partielles et totales. Cette évolution apparemment plus favorable que celle du coefficient k_1, pour les durées élevées tout au moins, présente cependant l'inconvénient de ne pas faire intervenir pratiquement la production au dernier contrôle dans la prévision des lactations partielles de durée voisine de 200 jours alors qu'à ce stade de lactation cette variable est encore en liaison positive étroite avec la quantité à prédire.

La méthode (3) tente de lever cet écueil en réduisant systématiquement le coefficient multiplicatif de la production partielle de telle sorte que le coefficient k_3 reste positif quelle que soit la durée partielle et tende vers zéro quand cette durée augmente, c'est-à-dire lorsque production à prédire et dernier contrôle sont en corrélation faible voire nulle. L'équation (3) substitue également une expression continue de k_3 en fonction de la durée partielle aux valeurs calculées par classes de cette durée.

Pour l'échantillon analysé cela conduit à prendre 0,98 LPC au lieu de LPC comme première variable prédictrice et à accroître l'expression algébrique de k_2, issue de l'ajustement des valeurs par classes de ce coefficient, d'une fonction linéaire de la durée partielle : $k_3 = k_2 + 0{,}037$ DP conduisant à l'expression retenue pour k_3. On notera que l'expression directe de k_3 par l'équation :

$$k_3 = 43{,}7 \cdot 0{,}49^{((DP-100)/43{,}7)}$$

établie a posteriori, donne des résultats analogues pour notre échantillon.

TABLEAU 5

Moyennes et écart-types des variables prédictrices et à prédire. Écart-types des différentes estimées

Means and standard deviations of predicting and to predict variables. Standard deviations of various estimates

Classe de durée partielle	Durée partielle moyenne (DP)	Effectif	Production moyenne au dernier contrôle (DC)	Production partielle brute (LP)		Production partielle corrigée (LPC)		Production totale corrigée (LTC)		Écart-types des productions corrigées estimées par les équations		
				$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	σ	$\bar{X}$	σ	(1)	(2)	(3)
1. . . .	20	5 455	16,04	322	122	1 218	405	3 786	752	767	830	759
2. . . .	46	9 305	15,51	726	200	2 201	509	3 804	741	785	786	748
3. . . .	76	7 155	14,62	1 171	263	2 890	587	3 807	748	811	767	751
4. . . .	107	4 217	13,93	1 609	351	3 309	683	3 807	760	821	782	774
5. . . .	140	3 618	13,23	2 040	416	3 575	698	3 821	737	791	743	740
6. . . .	171	5 586	12,35	2 403	497	3 684	747	3 806	768	815	767	766
7. . . .	201	8 382	11,65	2 736	562	3 742	759	3 788	773	804	762	763
8. . . .	231	8 277	10,48	3 025	613	3 739	751	3 723	748	774	741	746
9. . . .	261	6 177	9,13	3 375	679	3 800	755	3 744	739	754	740	746
10. . . .	292	3 886	8,33	3 750	758	3 874	776	3 808	758	767	760	762
11. . . .	324	2 283	7,86	4 120	798	3 923	750	3 847	727	770	735	736
12. . . .	385	3030	7,49	4 829	997	4 010	761	3 920	743	834	742	747

3.2. *Efficacité phénotypique*

L'évolution des critères classiques d'efficacité, avec l'accroissement de durée partielle, figure aux tableaux 5 et 6 pour chacune des deux méthodes comparées à l'équation (1) sur l'échantillon global des données.

L'examen de ces valeurs permet de conclure vis-à-vis des points suivants :

— Les estimations obtenues à partir de la production partielle corrigée ont une variance systématiquement plus conforme à celle des productions réelles que celle, plus importante, des estimées obtenues à partir des productions partielles brutes.

— Pour ce qui concerne les erreurs et leur variance, la supériorité des équations (2) et (3) est réelle lors de l'extrapolation des lactations partielles de durée élevée. Par contre, seule la méthode (3) est légèrement et systématiquement plus précise dans le cas des durées partielles faibles ou moyennes. Ceci tendrait à prouver que l'expression algébrique du coefficient multiplicatif du dernier contrôle en fonction de la durée partielle contribue davantage à fournir des erreurs moins variables, sans être plus systématiques que celles fournies par les équations (1) et (2), que l'utilisation de la production partielle corrigée comme première variable prédictrice. Un tel mode d'expression du coefficient multiplicatif de la production au dernier contrôle est donc tout à fait recommandable, compte tenu également de sa plus grande facilité d'utilisation, quelque soit la première variable utilisée pour la prévision.

Globalement vis-à-vis de l'ensemble des critères d'efficacité phénotypique nous retiendrons la méthode (3), d'abord pour sa meilleure efficacité en présence

TABLEAU 6

Efficacité phénotypique comparée des trois équations de prévision de la production totale corrigée

Compared phenotypic efficiency of three prediction equations of total corrected yield

Classe de durée partielle	Moyenne ($\bar{X}$) et écart-type (σ) des erreurs, corrélation (R) entre estimées et productions réelles, lors de l'estimation par les équations :								
	(1)			(2)			(3)		
	$\bar{X}$	σ	R	$\bar{X}$	σ	R	$\bar{X}$	σ	R
1	— 33	522	0,764	— 38	602	0,714	— 27	514	0,768
2	— 40	449	0,828	— 21	480	0,804	— 26	420	0,841
3	— 39	403	0,869	— 13	376	0,877	+ 10	347	0,893
4	— 30	346	0,907	— 5	319	0,915	+ 12	305	0,921
5	— 32	294	0,928	+ 8	285	0,926	+ 9	277	0,929
6	— 29	237	0,957	+ 23	247	0,948	+ 25	239	0,951
7	— 20	185	0,973	+ 30	202	0,965	+ 25	190	0,969
8	— 26	154	0,980	+ 32	169	0,974	+ 8	151	0,979
9	— 14	131	0,985	+ 24	132	0,984	— 4	114	0,988
10	+ 8	128	0,986	+ 19	108	0,990	0	94	0,992
11	+ 35	175	0,981	+ 16	105	0,990	— 3	92	0,992
12	+ 140	550	0,940	+ 17	103	0,990	— 16	91	0,992

de lactations partielles très courtes, ensuite pour la meilleure concordance de variance des estimées et des productions réelles, enfin pour la logique d'évolution du coefficient k_3 quand la durée partielle augmente qui conduit à une prévision efficace des lactations longues.

Cependant, la méthode (1) n'est peut-être pas à rejeter dans la mesure où selon AURAN, 1976, l'évolution du coefficient k_1 serait linéaire, quelque soit le numéro d'ordre de la lactation, pour des productions préalablement corrigées pour tous les effets de milieu importants, et notamment pour la saison de vêlage. Quoiqu'il en soit, les prévisions obtenues par l'équation (3) peuvent être considérées comme efficaces en moyenne puisque la corrélation phénotypique avec les productions réelles dépasse 0,9 avant 100 jours de lactation partielle pour atteindre 0,99 aux environs de 300 jours. Ces prévisions restent par contre très peu efficaces au niveau individuel puisque l'erreur relative, en termes de variances (= variance de l'erreur /variance de la quantité à estimer) est de 50 p. 100 au premier contrôle, n'est inférieure à 10 p. 100 qu'au-delà de 170 jours de lactation partielle pour atteindre 1,5 p. 100 à 300 jours. Ces chiffres notablement supérieurs à ceux observés par AURAN (1976) n'autorisent pas non plus une utilisation satisfaisante de ce mode de prévision au niveau du troupeau. On notera à ce propos que même des méthodes beaucoup plus sophistiquées telles que celles proposées par SCHAEFFER *et al.* (1977) à partir d'une expression mathématique de la courbe de lactation sont insuffisantes dans ce cas. Pour ce qui concerne l'utilisation de ces prévisions par la méthode (3) en vue d'une estimation précoce de la valeur génétique des reproducteurs mâles sur leur descendance, l'efficacité phénotypique satisfaisante, en moyenne, de la méthode proposée doit être confirmée par une analyse génétique.

3.3. *Efficacité génétique*

L'analyse des 55 413 lactations issues de 2 441 taureaux identifiés intra-syndicat de contrôle laitier, selon un modèle hiérarchique de décomposition des variances et covariances nous a permis d'estimer pour l'ensemble des variables, prédictrices, à prédire ou des productions estimées et de leurs erreurs la part de variance due au père ainsi que les corrélations génétiques entre ces différentes variables.

Composante « père » de la variance

Les valeurs du rapport de la variance entre pères à la variance intrarace intra-syndicat de contrôle laitier, pour les principales variables sont présentées au tableau 7.

D'une façon générale ces valeurs sont surestimées pour différentes raisons liées à la structure de l'échantillon à savoir :

— Présence, en nombre limité, de taureaux Holstein parmi les taureaux « pie-noir » représentés.

— Absence de prise en considération de l'effet étable alors que l'utilisation des taureaux favorablement indexés n'est pas indépendante du niveau d'étable.

— Troncature à date fixe, si bien que les jeunes taureaux, dont la semence de testage est mise en place sur une période de temps limitée, ne sont pas représentés par un échantillon aléatoire de leurs filles.

— Enfin, répartition non identique des taureaux dans chacun des deux échantillons regroupés et présentant des différences liées à l'effet saison de vêlage.

TABLEAU 7

Part de la variance « père » dans la variance intra-race intra-syndicat

Relative sire components of variance within Breed and Area

Classe de durée partielle	Effectif	Nombre de taureaux	LT	LTC	LP	LPC	DC	RLC	$\widehat{LTC_3}$	Erreur = (LTC-$\widehat{LTC_3}$)
1	4 496	1 319	0,080	0,068	0,059	0,063	0,069	0,049	0,072	0,099
2	7 596	1 674	0,083	0,080	0,040	0,056	0,085	0,045	0,088	0,060
3	5 959	1 586	0,081	0,081	0,064	0,075	0,079	0,074	0,085	0,077
4	3 537	1 301	0,101	0,116	0,086	0,101	0,107	0,031	0,109	0,031
5	3 004	1 187	0,076	0,046	0,044	0,052	0,096	0,068	0,058	0,080
6	4 513	1 440	0,100	0,108	0,094	0,099	0,117	0,087	0,100	0,079
7	6 843	1 662	0,097	0,094	0,096	0,093	0,115	0,097	0,093	0,090
8	6 727	1 664	0,081	0,087	0,076	0,080	0,109	0,094	0,080	0,088
9	5 144	1 536	0,067	0,087	0,085	0,089	0,079	0,061	0,089	0,057
10	3 208	1 232	0,101	0,114	0,115	0,114	0,065	0,032	0,113	0,028
11	1 886	887	0,109	0,111	0,114	0,120	0,062	0,057	0,120	0,043
12	2 500	1 022	0,107	0,103	0,098	0,105	0,042	0,000	0,105	0,000
Total . . .	55 413	2 441	0,111	0,112					0,101	0,043

Toutes ces raisons peuvent avoir contribué à un accroissement de la variabilité observée entre pères, et les valeurs obtenues ne peuvent en toute rigueur être interprétées comme des estimations d'héritabilité. Elles permettent cependant une observation des tendances relatives. Ainsi, contrairement à ce qu'avaient obtenu POUTOUS et MOCQUOT (1975), la correction durée ne semble pas modifier sensiblement la part génétique dans la variation totale des productions sauf dans le cas de durées de lactation très longues, qui sont plus fréquentes dans les échantillons des classes 8 à 12 de durée de lactation partielle. La part de variance due aux pères est en moyenne plus faible pour les productions estimées que pour les productions réelles sauf dans le cas d'estimations à partir de lactations partielles très courtes (inférieures à 4 mois) ou très longues (supérieures à 10 mois). En effet la méthode de prévision utilise des coefficients moyens, elle ne prend donc pas en considération les différences éventuelles de persistance entre taureaux réduisant ainsi leur contribution relative à la variance des estimées. Ce phénomène se traduit également par une contribution non négligeable des pères à la variance des erreurs d'estimation, c'est-à-dire par des erreurs systématiques variables selon les descendances de taureaux, qui peuvent en partie être attribuées également à la répartition non identique des pères dans chaque échantillon de départ.

Corrélations entre pères et résiduelles

Les valeurs de ces liaisons entre pères pour les principales combinaisons de variables figurent aux tableaux 8 et 9 où elles sont comparées aux valeurs résiduelles.

TABLEAU 8

Coefficients de corrélation simples partiels et multiples entre pères (R*g*) *et résiduels* (R*p*) *pour les différentes composantes de la lactation*

Simple, partial and multiple coeficients of correlation between sires (R*g*) *and residual* (R*p*) *for the various components of lactation yield*

Classe de durée partielle	LPC, DC		RLC, DC		LPC, RLC		RLC, LPC à DC constant		RLC, DC à DC constant		Corrélation multiple RLC, DC. LPC	
	R*p*	R*g*	R*p*	R*g*	R*p*	R*g*	R*p*	R*g*	R*p*	R*g*	R*p*	R*g*
1	0,49	0,95	0,50	0,21	— 0,11	0,18	— 0,47	— 0,06	0,64	0,13	0,64	0,22
2	0,67	0,92	0,43	0,59	— 0,05	0,56	— 0,52	0,04	0,64	0,24	0,64	0,59
3	0,79	0,96	0,37	0,22	0,07	0,17	— 0,37	— 0,12	0,50	0,18	0,50	0,25
4	0,78	0,99	0,26	0,63	— 0,05	0,63	— 0,41	0,06	0,48	0,08	0,48	0,64
5	0,77	0,80	0,26	0,20	— 0,09	— 0,29	— 0,47	— 0,76	0,52	0,75	0,53	0,77
6	0,73	0,77	0,31	0,68	— 0,12	0,06	— 0,54	— 0,99	0,59	0,99	0,60	0,99
7	0,69	0,66	0,43	0,68	— 0,07	— 0,05	— 0,57	— 0,92	0,67	0,96	0,67	0,96
8	0,61	0,55	0,43	0,84	— 0,15	0,05	— 0,58	— 0,91	0,67	0,97	0,68	0,97
9	0,53	0,52	0,33	0,61	— 0,21	— 0,31	— 0,48	— 0,94	0,53	0,96	0,56	0,96
10	0,53	0,43	0,22	0,57	— 0,23	— 0,35	— 0,43	— 0,82	0,43	0,86	0,48	0,88
11	0,50	0,55	0,10	0,10	— 0,26	— 0,79	— 0,36	— 1,00	0,28	1,00	0,37	1,00
12	0,51	0,77	0,05	0,05	— 0,23		— 0,30		0,20		0,30	

L'examen des valeurs résiduelles appelle un certain nombre de remarques. Globalement, et par rapport aux valeurs phénotypiques des mêmes corrélations observées par MOCQUOT et AURAN (1975), pour les productions brutes, la correction des productions partielles et totales pour leur durée tend à accroître leur liaison, chacune d'elle étant également en corrélation plus étroite avec le dernier contrôle. Leur différence (RLC = LTC — LPC) c'est-à-dire la quantité à prédire, est par contre moins liée au dernier contrôle et pratiquement indépendante de la production corrigée déjà réalisée, voire en liaison négative lorsque cette quantité à prédire devient négative en moyenne.

Dès lors la valeur prédictrice propre de chacune des variables de production partielle (LPC et DC) vis-à-vis de RLC est réduite comme en attestent les valeurs calculées pour la corrélation multiple du tableau 9. Les valeurs relativement élevées de la corrélation multiple entre la production totale et les deux variables de production partielle sont donc surtout imputables à une liaison directe plus élevée avec le dernier contrôle et à une liaison automatique rapidement croissante entre LPC et LTC, comme en atteste leur liaison partielle à DC constant (tabl. 10). La valeur prédictrice de chacune des variables partielles, au niveau des erreurs consécutives à leur utilisation, est plus justement appréciée par leurs liaisons partielles avec la production à prévoir lorsque l'autre est fixée, situation dans laquelle on se trouve au moment de l'extrapolation de chaque lactation partielle. Les valeurs correspondantes du tableau 8 révèlent que si la liaison entre RLC et DC est accrue et positive lorsqu'on fixe le niveau de production déjà réalisée, la liaison entre RLC et LPC est par contre assez nettement négative pour un niveau fixé du dernier contrôle. On conçoit dès lors que l'application d'un coefficient

TABLEAU 9

Coefficients de corrélation entre pères (Rg) et résiduels (Rp)

Correlation coefficients between sires (Rg) and residual (Rp)

Classe de durée partielle	LTC, LPC		LTC, DC		LTC, LPC à DC constant		Corrélation multiple LTC, LPC.DC		$\widehat{LTC_3}$, LTC		Erreur, LPC à DC constant		Erreur, DC à LPC constant		Erreur, LTC	
	Rp	Rg	Rp	Rg	Rp	Rg	Rp	Rg	Rp	Rg	Rp	Rg	Rp	Rg	Rp	Rg
1	0,46	0,67	0,77	0,67	0,15	0,16	0,78	0,68	0,77	0,67	— 0,13	0,13	— 0,27	— 0,28	0,30	0,34
2	0,67	0,89	0,80	0,86	0,31	0,49	0,82	0,90	0,83	0,89	— 0,05	0,14	— 0,21	— 0,28	0,24	0,07
3	0,84	0,86	0,83	0,85	0,55	0,30	0,88	0,87	0,89	0,90	— 0,15	— 0,02	— 0,01	— 0,09	0,20	0,13
4	0,89	0,98	0,83	0,97	0,70	0,65	0,92	0,95	0,92	0,98	— 0,31	— 0,02	0,17	+ 0,02	0,14	0,14
5	0,92	0,88	0,84	0,92	0,78	0,62	0,94	1	0,93	0,90	— 0,40	— 0,80	0,34	0,71	0,17	— 0,03
6	0,94	0,95	0,82	0,93	0,94	1	0,96	1	0,95	0,96	— 0,49	— 0,99	0,49	0,99	0,15	0,28
7	0,96	0,96	0,80	0,83	0,94	0,99	0,98	1	0,97	0,97	— 0,51	— 0,90	0,59	0,94	0,19	0,23
8	0,97	0,97	0,71	0,72	0,97	1	0,99	1	0,98	0,98	— 0,52	— 0,89	0,62	0,97	0,12	0,31
9	0,98	0,99	0,60	0,63	0,98	1	0,99	1	0,99	0,99	— 0,39	— 0,92	0,48	0,95	0,06	— 0,05
10	0,99	1	0,57	0,48	0,99	1	0,99	1	0,99	1	— 0,31	— 0,67	0,39	0,86	0,06	— 0,08
11	0,99	1	0,53	0,60	0,99	1	0,99	1	0,99	1	— 0,24	— 1	0,26	1	0,04	— 0,52
12	0,99	1	0,53	0,77	0,99	1	0,99	1	0,99	1	— 0,18	—	0,19	—	0,08	—
Total									0,917	0,969					0,16	0,28

multiplicatif moyen à la production au dernier contrôle de toutes les lactations au même stade aura des conséquences différentes pour chaque lactation. Cette méthode tendra en particulier à classer correctement, les unes par rapport aux autres, les lactations de même niveau de production partielle corrigée. Les liaisons positives de l'erreur avec DC indiquent cependant dans ce cas une réduction probable de la variance des estimées par sous-estimation des lactations de niveau supérieur au dernier contrôle et surestimation des autres, sauf dans le cas des durées partielles inférieures à 3 mois. Par contre, cette méthode conduit, comme on pouvait s'y attendre à une sous-estimation des lactations ayant pour une même valeur du dernier contrôle une production partielle faible et inversement à une surestimation des autres, donc à un accroissement de la variance des estimées de RLC correspondantes ainsi qu'à un éventuel mauvais classement relatif des productions totales ainsi estimées. Les liaisons assez fortement négatives de l'erreur avec la production partielle à dernier contrôle constant confirment cette interprétation.

Les valeurs entre pères de ces mêmes liaisons présentent des évolutions différentes. Chacune de deux variables prédictrices est en liaison encore plus étroite avec la production totale corrigée à prédire, ce qui traduit simplement les différences globales de niveau de production entre pères. Les liaisons partielles de RLC avec chacune des variables de production partielle lorsque l'autre est fixée, ainsi que la corrélation multiple sont par contre beaucoup plus révélatrices et diffèrent notamment selon qu'on se situe pendant la phase croissante et maximum des lactations ou au-delà. Ainsi durant les 4 premiers mois de lactation partielle, RLC est sans liaison avec LPC à DC fixé et en liaison seulement faiblement positive avec DC à LPC constant. L'extrapolation des productions partielles à partir du seul dernier contrôle est donc dans ce cas particulièrement adaptée même si elle ne conduit pas à des estimées très liées aux valeurs réelles. La situation est très différente pendant la phase décroissante des lactations puisqu'alors l'ensemble des liaisons génétiques partielles ou multiples entre les variables prédictrices et à prédire sont proches de l'unité. En particulier les valeurs très négatives observés pour les corrélations entre RLC et LPC à DC constant traduisent des différences de persistance entre taureaux que la méthode d'extrapolation envisagée n'est pas totalement apte à prendre en compte. Elle conduira notamment, lors de l'estimation du reste de la lactation des descendances de même niveau moyen au dernier contrôle, à sous-estimer systématiquement les productions les plus persistantes par rapport au moins persistantes qui seront surestimées.

La contribution non nulle des pères à la variance des erreurs avait déjà laissé présentir cette situation que confirme l'examen des liaisons génétiques de l'erreur commise avec chacune des variables prédictrices lorsque l'autre est fixée.

Cependant si ces considérations permettent de juger de l'intérêt de la prévision de RLC à partir du seul dernier contrôle vis-à-vis des erreurs systématiques commises, il convient de ramener cette prévision, et les erreurs qui lui sont liées à leur juste proportion. Ainsi pour des lactations partielles courtes la quantité estimée de cette façon est importante, peu entachée d'erreurs systématiques au moins sur le plan génétique, et en liaison aussi bonne que possible avec la production réelle si nous comparons ces liaisons aux valeurs correspondantes de la corrélation multiple. Au-delà du quatrième mois de lactation partielle la quantité RLC prédite et à prédire devient rapidement faible par rapport à la production partielle corrigée. Dès lors, même si elle pourrait être prédite précisément à partir des deux variables prédictrices, même si elle est entachée d'éventuelles erreurs systématiques lors de son estimation à partir du seul dernier contrôle, cette production estimée intervient peu dans la précision d'estimation de la production totale corrigée du fait

de la liaison automatique rapidement élevée et croissante de cette dernière variable avec la production partielle corrigée, que révèlent les corrélations simples partielles et multiples entre ces variables.

On constate dès lors, sur toute l'étendue des durées partielles, des liaisons phénotypiques et génétiques entre estimées et productions totales réelles au moins égales à la plus élevée des corrélations simples de la production réelle avec chacune des variables prédictrices et très proches des corrélations multiples. Ces liaisons par ailleurs très élevées permettent de conclure à une efficacité génétique de la méthode (3) au moins égale à son efficacité phénotypique puisque la corrélation entre pères des estimées avec les productions réelles dépasse 0,9 avant 100 jours de lactation partielle et atteint 0,97 en moyenne.

Conclusion

Comme on pouvait s'y attendre, la production totale corrigée pour sa durée s'est révélée être une variable plus facile à prédire précisément que la production brute. Cependant, la stricte méthode multiplicative du dernier contrôle pour prévoir le reste de la lactation s'est avérée inopérante pour les lactations partielles et totales de durée supérieure à 300 jours puisque dans ce cas la production fictive à prévoir est sans liaison avec le dernier contrôle alors qu'elle devient en moyenne de plus en plus fortement négative. Cela nous a conduit à adopter une méthode doublement multiplicative de la production partielle et du dernier contrôle, les coefficients étant des fonctions continues décroissantes et positives de la durée partielle. Cette méthode simple de prévision de la production totale corrigée pour sa durée fait donc intervenir largement le dernier contrôle lors de l'extrapolation des lactations partielles de faible durée ce qui était motivé à la fois sur le plan phénotypique et génétique par les relations entre variables. Au-delà de 150 jours de durée partielle elle ne fait pratiquement intervenir que la production partielle ce qui n'est justifié que pour des durées très longues mais présente peu d'inconvénients à ce stade d'avancement des lactations en cours.

Dès lors l'efficacité phénotypique et génétique globale de la méthode proposée est très satisfaisante dans l'ensemble des situations, et elle devrait permettre une estimation précoce suffisamment précise des reproducteurs à partir des lactations en cours de réalisation. On peut même se demander si la production ainsi estimée à 300 jours par exemple pour les lactations dépassant cette durée partielle ne constituerait pas un meilleur critère de sélection que la production réelle de ces lactations longues, compte tenu de l'héritabilité supérieure de telles estimées et de leur liaison très élevée avec les productions réelles. Encore conviendrait-il dans ce cas de tenir compte de l'intervalle entre vêlages correspondant. L'utilisation de cette méthode devrait permettre également un choix précoce des mères à taureaux, par édition d'un index incluant leur dernière lactation en cours, de façon à pouvoir planifier leur accouplement immédiatement après le vêlage suivant la lactation extrapolée.

Reçu pour publication en décembre 1978.

Remerciements

Messieurs AURAN T. et POUTOUS M. ont contribué à l'élaboration du présent article par leur critique constructive du manuscrit, nous les en remercions.

Summary

Studies on milk production in cattle

II. — *Usefulness of part lactation records for selection*

C) *Prediction of total yield corrected for lactation length*

Previous papers have indicated that predicting total yield from part-lactation and last test-day records is not accurate enough but also that total yield corrected multiplicatively for its duration is a better criterium for selection. This study deals with prediction of this corrected yield using the multiplicative extension method of last test day records as developped in last paper from MOCQUOT et AURAN, 1975.

First the higher efficiency observed predicting such a corrected yield is shown on the same sample of data used previously. Then, present study analyses roughly the effects of age at first calving, herd level, and lactation length on the phenotypic efficiency of such a prediction, comparing the observed parameters for various levels of these sources of variation on the lactation curve.

In a second step several equations of prediction are compared on a sample of 67 421 first records in order to minimize the initialy observed errors when predicting lactations of high duration These methods particularly introduce, as first predicting variable, part-lactation yields corrected for their duration in the same way as total yields, the second prediction term being still a multiplicative function of last-test day records. One of these equations seems to be efficient enough as it leads to unbiased estimates, with right values of variances and minimum variances of errors, being also highly correlated, phenotypically and genetically (mean $Rg = 0{,}97$), to the true values of corrected yield, for all classes of part-lactation duration. Such a simple and efficient extention method of part-lactation records could give early accurate estimates of the genetic merit of bulls and cows from records in progress.

Références bibliographiques

AURAN T., 1976*a*. Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. III-Estimates of genetic and phonetypic parameters. *Acta. Agric. Scand.*, **26**, 3-9.

AURAN T., 1976*b*. Studies on monthly and cumulative monthly milk yield records. IV-Estimating total lactation from part-lactation. *Acta. Agric. Scand.*, **26**, 10-17.

AURAN T., MOCQUOT J. C., 1974. Études sur la production laitière des bovins. II-Intérêt des lactations partielles pour la sélection (*a*) Étude critique de différentes méthodes d'estimation des productions totales à partir des résultats de lactation partielle. *Ann. Génét. Sél. anim.*, **6**, 429-444.

MOCQUOT J. C., AURAN T., 1975. Études sur la production laitière des bovins. II-Intérêt des lactations partielles pour la sélection (*b*) Relations entre productions partielles, au dernier contrôle et totales. *Ann. Génét. Sél. anim.*, **7**, 59-71.

POUTOUS M., MOCQUOT J. C., 1975. Études sur la production laitière des bovins. III-Relations entre critères de production, durée de lactation et intervalles entre le 1er et le 2e vêlage. *Ann. Génét. Sél. anim.*, **7**, 181-189.

SCHAEFFER L. R., BURNSIDE E. B., 1977. *Mathematical model approach to exending in progress lactation records.* Ronéoté — 9 p.

SCHAEFFER L. R., MINDER C. E., Mc MILLAN I., BURNSIDE E. B., 1977. *Non linear techniques for predicting 305 day lactation production.* Ronéoté. 12 p. (à paraître).