

LE CONTRÔLE LAITIER MENSUEL ALTERNÉ (AT)

I. — PRÉCISION VIS-A-VIS D'UN CONTRÔLE MENSUEL OU BIMESTRIEL POUR LA PRODUCTION « DE LAIT EN 305 JOURS »

J. POLY et M. POUTOUS

avec la collaboration technique de S. CALOMITI et Suzanne CROCHEZ

*Station centrale de Génétique animale,
Centre national de Recherches zootechniques, 78 - Jouy-en-Josas
Institut national de la Recherche agronomique*

SOMMAIRE

Les auteurs ont comparé la précision du contrôle mensuel ordinaire à celle d'un contrôle mensuel portant sur une seule traite par mois, alternativement celle du matin et du soir (contrôle dit du type AT) et à celle d'un contrôle bimestriel ordinaire ou alterné. Les calculs ont été faits pour la production de lait en 305 jours.

La précision d'un contrôle mensuel alterné est meilleure que celle d'un contrôle bimestriel. Ce type de contrôle pourrait être utilisé pour le testage des taureaux et la sélection massale des femelles reproductrices, surtout dans les régions à faibles effectifs moyens par troupeau. Un jugement définitif ne pourra être porté qu'après des études portant sur les critères de sélection autres que la production de lait en 305 jours.

INTRODUCTION

Le système actuel de contrôle laitier en France est basé sur le passage, une fois par mois dans chaque élevage, d'un agent indépendant de l'éleveur. Cet agent assiste à toutes les traites opérées pendant une période de 24 heures consécutives. A chaque traite, il pèse les productions individuelles de lait et prélève un échantillon de lait par vache. En fin de passage, l'agent détermine les taux butyreux individuels moyens sur un échantillon global par vache formé à partir des échantillons individuels par traite pris chacun proportionnellement au poids du lait de la traite correspondante. Outre ce travail de mesure, l'agent met à jour les archives de l'élevage, relève les dates de vêlage et de tarissement, note les mouvements

d'entrée et de sortie des animaux. En général, il établit ou tout au moins vérifie les déclarations de saillies et de naissances indispensables pour la tenue des livres généalogiques ou zootechniques. Il peut également relever toutes indications nécessaires pour donner à l'éleveur les conseils utiles à la bonne gestion technique de son troupeau, en particulier pour l'alimentation. On peut également penser que le travail du contrôleur s'étendra, à l'avenir, compte tenu des besoins créés par la réglementation sur la prophylaxie. Il n'en reste pas moins que le coût actuel par vache du contrôle laitier est relativement élevé, à cause du faible effectif moyen d'animaux par troupeau. Par ailleurs, le recrutement des contrôleurs risque de suivre difficilement la progression escomptée des effectifs qui devraient doubler d'ici à 1970, passant alors d'environ 500 000 têtes en 1967 à 1 000 000 au moins en 1970. Ceci justifie la recherche d'une méthode de contrôle plus simple que celle utilisée jusqu'à présent.

Une solution souvent préconisée consiste à allonger l'intervalle entre 2 passages du contrôleur dans un élevage. En particulier, plusieurs auteurs (1, 2, 3, 6), ont montré qu'un passage tous les 2 mois suffisait pour les opérations de testage laitier. En 1953, G. PORZIO a proposé une méthode nouvelle : le contrôleur visite chaque mois les élevages mais, au lieu de peser les productions individuelles à chaque traite pour une période de 24 heures consécutives, il se contente de peser la production pour une seule traite, alternativement celle du matin et du soir. La production pour la journée est estimée au double de celle effectivement mesurée sur une seule traite. Le taux butyreux moyen de la journée est pris égal à celui déterminé sur un échantillon de la traite contrôlée. Cette méthode semble plus précise que le contrôle bimestriel (POLY, CARRÉ, VISSAC, 1959), résultat que nous avons voulu confirmer sur un nombre de données plus élevé. Pour cela, nous avons comparé, pour la production de lait en 305 jours, les quantités estimées par contrôle mensuel ordinaire (CMO), par contrôle mensuel à traites alternées (CMA), par contrôle bimestriel ordinaire (CBO) et par contrôle bimestriel à traite alternée (CBA). Nos conclusions ont déjà été en partie publiées par ailleurs (POLY, POUTOUS, 1966).

N. B. — Dans la terminologie du CFNCL, le CMA est appelé contrôle AT, A puisque le contrôle est fait par un agent officiel, T étant l'abréviation de traite alternée.

MATÉRIEL, ET MÉTHODES

Parmi les adhérents de la Coopérative d'Élevage du Centre-Nord situés dans le département de l'Yonne, on a tiré au hasard 236 élevages inscrits au contrôle laitier officiel en 1960, 1961 et 1962. Toutes les lactations de ces élevages se terminant en 1961 ou 1962 ont été retenues. Ces 5 275 lactations provenaient pour 54 p. 100 d'animaux de race *F. F. N.*, pour 28 p. 100 de race *Normande*, pour 14 p. 100 de race *Brunes des Alpes* et pour 4 p. 100 de races et croisements divers. Les lactations n° 1 représentaient 28 p. 100 des données, les n° 2 19 p. 100 et les autres 53 p. 100, soit, par rapport à la moyenne nationale, un excédent pour les 1^{res} d'environ 3 p. 100, et un déficit pour les autres. Du fait de la méthode d'échantillonnage, 43 p. 100 des animaux sont représentés par 2 lactations consécutives. Tous les animaux étaient traités 2 fois par jour.

Les productions en 305 jours ont été estimées pour le CMO par la somme des contrôles (matin + soir) multipliée par 30,5 et ceci pour toutes les données. Pour le CMA, on a admis que toutes les données de n° impair débutaient le contrôle à la traite du matin (le 2^e ayant lieu à la traite du

soir, le 3^e à celle du matin, etc.) et la somme des contrôles (matin ou soir) effectivement réalisés a été multipliée par 61,0 ($61,0 = 30,5 \times 2$). La même règle a été suivie pour les données de n° pair, le contrôle débutant alors à la traite du soir (le 2^e ayant lieu à la traite du matin, etc...). Pour le CBO, on a supposé que le 1^{er} contrôle bimestriel avait lieu lors du 1^{er} contrôle mensuel pour les données de n° impair et lors du 2^e contrôle mensuel pour les données de n° pair. La somme des contrôles (matin + soir) effectivement réalisés a été multipliée par 61,0 ($61,0 = 30,5 \times 2$). Pour le CBA, les données ont été divisées en 4 groupes suivant que le 1^{er} contrôle bimestriel coïncidait avec le 1^{er} ou le 2^e contrôle mensuel et que la 1^{re} traite contrôlée était celle du matin ou du soir (données n° 1, 5, 9, ... ; 2, 6, 10, ... ; 3, 7, 11, ... ; 4, 8, 12, ...). La somme des contrôles (matin ou soir) effectivement réalisés a été multipliée par 122,0 ($122,0 = 30,5 \times 2 \times 2$).

Pour chaque méthode, la variance de l'erreur vis-à-vis du CMO a été calculée par le rapport : $100 \times \text{Variance (Production estimée — CMO pour la même donnée)} / \text{Variance (CMO, pour toutes les données)}$.

En fait, les calculs ont été faits d'abord séparément pour 6 groupes de données ayant approximativement la même importance, ce qui nous a permis d'obtenir les limites extrêmes du rapport ci-dessus, puis en regroupant les 6 groupes pour obtenir les valeurs moyennes.

RÉSULTATS ET DISCUSSION

1. Erreurs moyennes

Dans le tableau 1 sont reportés les effectifs et les productions moyennes par type de contrôle avec pour le CMA et le CBA l'heure de la 1^{re} traite contrôlée et pour le CBO et le CBA le n° du contrôle mensuel où le 1^{er} contrôle bimestriel a été effectué.

TABLEAU I

Effectifs et productions moyennes de lait en 305 jours, d'après la périodicité des passages, le nombre de traites contrôlées par passage, le n° du mois de lactation où se situe le 1^{er} contrôle et l'heure de ce 1^{er} contrôle.

Périodicité	Nombre de traites contrôlées/24h	1 ^{er} contrôle		Effectifs	Moyennes (kg)
		date	heure		
1 mois	2	1	—	5 275	3 312
1 mois	1	1	soir	2 639	3 298
—	—	—	matin	2 636	3 324
—	—	—	moyenne		3 311
2 mois	2	1	—	2 636	3 548
—	—	2	—	2 639	3 076
—	—	moyenne			3 312
2 mois	1	1	soir	1 320	3 551
—	—	—	matin	1 320	3 506
—	—	—	moyenne		3 528
—	—	2	soir	1 319	3 049
—	—	—	matin	1 316	3 117
—	—	—	moyenne		3 082
—	—	moyenne	moyenne		3 305

Les productions moyennes pour l'ensemble des données du CMA, du CBO et du CBA sont égales ou très voisines de celles du CMO. Ainsi, tous les types de contrôle fournissent, en moyenne, les mêmes résultats et n'introduisent pas de différences systématiques par rapport au système actuel. Chaque fois, donc, qu'on peut admettre un choix des lactations effectué au hasard, ce qui est le cas du testage par insémination artificielle dans un grand nombre d'étables, les divers types de contrôles n'introduiront pas d'erreur systématique.

Dans le CMA, il n'apparaît qu'une différence faible (26 kg) entre les lactations suivant que le 1^{er} contrôle est situé le matin ou le soir. Pour un contrôle isolé, la différence est bien entendu proportionnellement plus importante mais d'un contrôle à l'autre elle change de signe ce qui explique que, globalement, ce type d'erreur soit sans importance pratique. Pour le CBA, l'écart est en moyenne double (54 kg) ce qui correspond aux prévisions, avec un léger avantage lorsque le 1^{er} contrôle bimestriel se situe lors du 1^{er} contrôle mensuel. Dans les conditions d'exploitation et de contrôle de l'Yonne, on peut donc conclure que le contrôle alterné n'introduit pas d'erreur systématique appréciable par rapport au CMO. Il n'en va pas de même pour le CBO et le CBA puisque la production moyenne estimée est très supérieure (472 kg pour le CBO et 446 kg pour le CBA) pour les animaux dont le 1^{er} contrôle bimestriel a lieu lors du 1^{er} contrôle mensuel que pour les autres. De ce fait, on attribue aux premiers une supériorité importante et tout à fait artificielle, réduisant d'autant l'efficacité de la sélection lorsque celle-ci se fait sur le résultat d'une ou d'un petit nombre de lactations contrôlées par animal. Ainsi la sélection des femelles d'après un contrôle bimestriel serait incontestablement moins efficace que d'après un contrôle mensuel alterné. Il est vrai qu'on pourrait utiliser le CBO dans le cas de troupeaux importants avec une saison de vêlage courte pour une sélection pratiquée à l'intérieur du troupeau, mais ces conditions réalisées en Nouvelle-Zélande (CASTLE et SEARLE, 1961) sont très rares en France où la taille des troupeaux est faible et les vêlages relativement étalés. On pourrait également penser à corriger les données en fonction du stade de lactation (POLY, CARRÉ, VISSAC, 1959). Pour estimer l'efficacité de cette correction, nous avons admis que la production moyenne au dernier contrôle était égale à la moyenne des dixièmes contrôles de nos données. Par ailleurs, lorsque le 1^{er} contrôle mensuel et bimestriel ont lieu au même stade de lactation, on commet une erreur par excès de 1 mois sur la durée de lactation du CBO par rapport au CMO si le nombre de contrôles de la lactation est pair ; dans les mêmes conditions on commet une erreur par défaut de 1 mois lorsque le 1^{er} contrôle bimestriel et le 2^e contrôle coïncident. Sur les 472 kg de différence entre CBO débutant soit au 1^{er} soit au 2^e mois de lactation, l'erreur sur la date de tarissement explique en définitive 200 kg. Cette valeur constitue la limite inférieure de l'erreur du CBO, qui, de ce point de vue, reste donc très nettement moins précis que le CMA. A remarquer également que la correction sur la date du 1^{er} contrôle nécessiterait à peu près sûrement un passage mensuel du contrôleur dans chaque étable pour la mise à jour des archives réduisant ainsi l'économie du CBO par rapport au CMO.

2. Variance de l'erreur

Pour chaque méthode essayée, on a calculé la variance des différences entre les productions estimées par la méthode et d'après le CMO. Cette variance a été ensuite

exprimée en p. 100 de la variance des productions estimées par le CMO. Dans le cas du CBO la correction « date du 1^{er} contrôle » a été effectuée en ramenant toutes les lactations dont le 1^{er} contrôle bimestriel coïncidait avec le 1^{er} contrôle mensuel à leur propre moyenne. Il a été fait de même lorsque 1^{er} contrôle bimestriel et 2^e contrôle mensuel coïncidaient. Il est à remarquer que de cette façon la correction porte à la fois sur le stade de lactation lors du 1^{er} contrôle bimestriel et sur l'erreur moyenne de durée de lactation due au contrôle bimestriel. Le résultat obtenu représente une sous-estimation de l'erreur après correction portant uniquement sur le stade de lactation au 1^{er} contrôle. Pour fixer les idées, on a, dans le cas du CBA, également procédé à une correction sur l'effet de l'alternance des traites en retranchant 2 fois la variance de l'erreur du CMA. Du fait même qu'une erreur sur le nombre de contrôles apparaît dans le CBO et le CBA, cette dernière correction n'est qu'approximative. Le résultat obtenu n'a d'ailleurs pas de valeur pour la pratique zootechnique du contrôle. Les variances de l'erreur due au système de contrôle figurent dans le tableau 2. Les limites sont les valeurs extrêmes obtenues en conduisant séparément les calculs pour 6 groupes de données ayant approximativement la même importance numérique.

TABLEAU 2

Variance des différences de la production estimée par contrôles mensuels à traites alternées et (ou) par contrôles bimestriels à la production estimée par contrôle mensuel ordinaire ; cette variance est exprimée en pour cent de la variance des productions estimées par le contrôle mensuel ordinaire.

Type du contrôle	Corrections	Moyenne	Limites
Mensuel alterné	sans	0,62	0,5-0,8
Bimestriel ordinaire	sans	6,62	6,3-7,1
—	date 1 ^{er} contrôle	2,57	
Bimestriel alterné	sans	7,98	7,3-9,0
—	date 1 ^{er} contrôle	3,98	
—	—		
	et effet du contrôle alterné	2,74	

De l'examen du tableau 2, il ressort que le CMA est très nettement plus précis que le CBO (0,62 p. 100 contre 6,62 p. 100), même après correction pour le stade de lactation au 1^{er} contrôle et sur l'erreur moyenne de durée de lactation (0,62 p. 100 contre 2,57 p. 100). L'erreur commise par le CBA est à peu près égale à celle du CBO augmentée de 2 fois celle du CMA. Ce test confirme que le CMA est indiscutablement plus précis que le CBO, parce qu'il n'introduit pas d'erreur moyenne appréciable d'après l'heure du 1^{er} contrôle et que la variance de son erreur par rapport au CMO est la plus faible. D'après les limites qui figurent sur le tableau 2, on peut admettre que la variance de son erreur ne dépasse pas 1 p. 100 de la variance totale. Il faut cependant remarquer que cette variance totale est, très probablement, sous-estimée, parce que l'échantillon de travail comprenait des productions d'animaux de races et d'âges différents. La limite supérieure de la variance de l'erreur pour le CMA, ne doit cependant en aucun cas dépasser 2 p. 100.

Sur la figure 1, nous avons reporté la courbe de fréquence relative des différences des productions estimées par le CMA et par le CMO. L'écart-type de ces différences est de 92 kg. La différence maxima est comprise entre ± 30 kg pour environ le 1/3 des données, entre ± 60 kg pour environ la moitié et entre ± 150 kg pour environ 90 p. 100 des données. Il serait intéressant de rechercher la cause des quelques différences élevées que l'on constate ; une enquête sommaire tend à montrer qu'il s'agit d'animaux entretenus dans des étables où les techniques de traite et, vraisemblablement, d'alimentation sont très défectueuses.

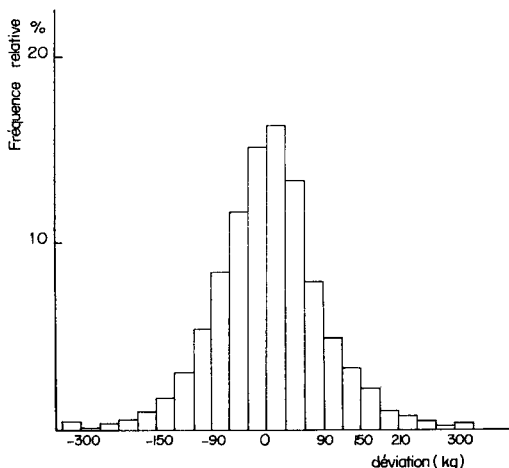


FIGURE 1. — Courbe de fréquence des différences entre les productions de lait en 305 j. estimées par contrôle mensuel ordinaire et par contrôle alterné.

$$\begin{aligned} N &= 5\,275 \\ S &= 92 \end{aligned}$$

3. Application à la sélection

Nous admettons que les variances du tableau 2 représentent une variance d'erreur du système étudié par rapport au CMO. On peut alors calculer en fonction de ces variances (v^2) et de l'héritabilité (h^2) du caractère, l'augmentation (Δn) du nombre de filles (n) d'un taureau qui serait nécessaire pour que le progrès génétique par testage reste égal à celui obtenu par le CMO. Cette augmentation est définie par la formule : $\Delta n/n = v^2/(1 - 0,25 h^2)$. Dans ces conditions, l'augmentation d'effectif nécessaire pour que le progrès génétique du testage par le CMA soit égal à celui obtenu par le CMO est de l'ordre de 1 p. 100, en moyenne et ne dépasse pas, probablement, 2 p. 100. Actuellement le testage se pratique sur des effectifs de 40 filles par taureau, l'augmentation de cet effectif dans le cas du CMA ne dépassant pas 1, il apparaît inutile d'établir une distinction entre les résultats du CMA et du CMO. Dans le cas des contrôles bimestriels, une augmentation plus forte mais ne dépassant, sans doute, pas 10 p. 100 serait à prévoir. Le CMA est donc nettement plus précis pour le testage que le CBO et le CBA.

Pour la sélection des femelles basée sur une seule lactation, nous avons déjà montré que, sans correction de date, le CBO introduit une erreur considérable par

suite de la différence de production estimée suivant que le 1^{er} contrôle bimestriel coïncide avec le 1^{er} ou le 2^e contrôle individuel. Pour le CMA, l'augmentation (Δl) du nombre de lactation (l) par vache s'exprime en fonction de la répétabilité (r^2) du caractère et de la variance (e^2) de l'erreur par la formule $\Delta l/l = e^2/(1 - r^2)$. En admettant que $r^2 = 0,50$, on trouve que $\Delta l/l$ serait, en moyenne, inférieur à 2 p. 100 et ne dépasse probablement pas 4 p. 100. En moyenne, le progrès de la sélection massale ne serait donc affecté que dans une faible mesure par le passage du CMO au CMA.

DISCUSSION GÉNÉRALE

Les frais de contrôle d'une lactation comprennent :

a) des frais d'importance voisine pour le CMO et le CMA (analyses si elles sont faites en laboratoire, traitement des données, secrétariat, etc.) ;

b) des frais de déplacement, les mêmes pour le CMO et le CMA si le contrôleur n'est ni logé ni nourri à la ferme, cas qui tend à devenir la règle en France ;

c) enfin le salaire proprement dit du contrôleur. Ce poste a une importance proportionnelle d'autant plus grande que le nombre de vaches par troupeau est plus faible.

L'économie du CMA par rapport au CMO vient de ce que le contrôleur visite un plus grand nombre d'élevages par mois. Les frais de salaire (poste C) par lactation contrôlée sont alors diminués, la diminution représentant, en moyenne, de 25 à 35 p. 100 du coût global de contrôle (FOX, 1966). Cette diminution étant fonction de l'effectif moyen par troupeau, le CMA serait particulièrement adapté aux régions traditionnelles de production laitière à troupeaux nombreux et de petite taille. Dans le CMA la tenue des archives et les travaux annexes du contrôleur sont les mêmes que dans le CMO.

En moyenne, l'économie entraînée par le CMA dépasse largement l'augmentation de la variance relative de l'erreur, de sorte qu'il permettrait d'obtenir une sélection plus efficace tant pour le testage des mâles que pour la sélection massale des femelles reproductrices. Cette conclusion, valable pour la production de lait par lactation, devra être confirmée pour les autres critères de sélection laitière.

Reçu pour publication en mars 1967.

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier la C. E. C. N. et spécialement son Directeur M. CHEVALDONNE qui ont mis les documents de base à notre disposition, ainsi que le Bureau de calcul et le Service de mécanographie de notre Station qui ont participé aux travaux de préparation des données et aux calculs.

SUMMARY

ALTERNATE MONTHLY MILK-TESTING IN CATTLE

I. — COMPARISON WITH MONTHLY OR BI-MONTHLY TESTING

The present French milk-testing system is based on the monthly visit paid to breeding stations by an inspector who attends the whole range of milkings operated within 24 hours. But, this testing method is rather expensive because of the low average number of cattle in one herd.

This investigation was started in order to find out a simpler testing-method. Four methods were compared :

- ordinary monthly testing (OMT) ;
- alternate monthly testing (AMT) : only one of the two daily milkings is tested, one month in the morning, the next month in the evening alternately, and the amount of milk produced in 24 hours is considered the double of the weight actually tested ;
- ordinary bi-monthly testing (OBT) : both milkings operated at two month's intervals ;
- alternate bi-monthly testing (ABT) : one milking alternately operated at two month's intervals.

The investigation was carried out on 5 275 OMT-tested milkings in 236 breeding-stations of the Yonne district in 1961 and 1962. There were 54 per cent F. F. P. N. breed, 28 per cent *Normand* 14 per cent *Brune des Alpes* and 4 per cent other breeds, giving 28 per cent No. 1 milkings, 19 per cent No. 2 and 53 per cent No. 3 or lower.

Total milk yields in 305 days estimated by the 4 methods, and numbers of dairy cows, are expressed in tabular form (table 1). On the average, the 4 methods give the same results. A considerable deviation (472 kg) in yield was noticed with OBT and ABT according as the first bi-monthly testing coincides or not with the first monthly testing. A lower deviation appeared with AMT according as the first testing is the morning or evening.

The variance of deviations between the yields estimated from AMT, OBT or ABT and the production estimated from OMT is expressed (in table 2) as the percent of the variance estimated from OMT. It appears lower with AMT (0.62 per cent) than with OBT (6.62 per cent) or ABT (7.98 per cent). A correction for the date of the first test significantly reduces the OBT error. The standard error of deviations (AMT/OMT) is 92 kg (No. 1 diagram).

Since alternate monthly testing reduces 25 to 35 per cent of the testing expense, it could be used as a criterion for bull testing and within-breed dam selecting.

This conclusion ought to be confirmed by parallel investigations on other selection criteria.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- (1) CARRE D., POLY J., VISSAC B., 1959. Étude des méthodes de détermination des performances laitières. II. La précision d'un contrôle laitier à périodicité variable. *Ann. Zootech.*, **8**, 113-137.
- (2) CASTLE O., SEARLE S. R., 1961. Use of bimonthly records in herd-testing. *J. Dairy Sci.*, **44**, 1335-1343.
- (3) O'CONNOR L. K., LIPTON S., 1960. The effect of various sampling intervals on the estimation of lactation milk yield and composition. *J. Dairy Res.*, **27**, 389-398.
- (4) POLY J., POUTOUS M., 1966. La précision d'un contrôle laitier mensuel alterné. *IX^e Congr. Intern. Zootech. Edimbourg*.
- (5) PORZIO G., 1953. Il controllo del latte secondo un nuovo metodo. *Italia Agricola*, n° 6, 421-427.
- (6) VAN VLECK L. K., HENDERSON C. R., 1961. Estimates of genetic parameters of some functions of part lactation milk records. *J. Dairy Sci.*, **45**, 1073-1084.