PRODUCTION LAITIÈRE ET CONFORMATION DANS LA RACE MONTBELIARDE

I. — HÉRITABILITÉ DE LA PRODUCTION LAITIÈRE ET DE DIFFÉRENTES MESURES CORPORELLES. CORRÉLATIONS PHÉNOTYPIQUES ET GÉNÉTIQUES ENTRE CES MESURES ET LA PRODUCTION LAITIÈRE.

P. AURIOL et B. MOUGIN

avec la collaboration technique de P. GUILLIMIN et M. RENAULT.

*Station de Recherches sur l'Élevage,
Centre national de Recherches zootechniques, Jouy-en-Josas (Seine-et-Oise).*

SOMMAIRE

Afin de déterminer dans quelle mesure il est possible d'améliorer simultanément, par la sélection, la production laitière et la conformation des vaches de race montbéliarde, nous avons étudié les corrélations phénotypiques et génétiques entre la production laitière d'une part, 5 mensurations corporelles (hauteur au garrot, tour de poitrine, longueur du bassin, largeur aux hanches, longueur de tête) et le rapport « tour de poitrine/hauteur au garrot » d'autre part.

Les mensurations ont été corrigées pour l'âge, la production laitière pour la saison de vêlage, le numéro d'ordre de la lactation et l'âge au premier vêlage.

Nous avons utilisé 427 couples mère-fille répartis entre 13 taureaux et 200 élevages du Jura.

Les coefficients d'héritabilité des différentes mensurations et de la production laitière ont été calculés par deux méthodes : corrélation mère-fille intra taureau et corrélation entre les demi-sœurs paternelles. Cette dernière méthode a donné les coefficients suivants : quantité de lait, par lactation totale : $0,34 \pm 0,17$; hauteur au garrot : $0,39 \pm 0,18$; largeur aux hanches : $0,28 \pm 0,15$; longueur du bassin : $0,32 \pm 0,16$; tour de poitrine : $0,30 \pm 0,16$; longueur de la tête : $0,54 \pm 0,23$; tour de poitrine/hauteur au garrot : $0,14 \pm 0,10$.

Les coefficients de corrélation génétique (méthode de HAZEL) entre la production laitière d'une part, la hauteur au garrot, la largeur aux hanches, la longueur du bassin, le tour de poitrine, la longueur de la tête et le rapport tour de poitrine/hauteur au garrot d'autre part, sont respectivement les suivants : $+0,15$, $+0,17$, $+0,12$, $+0,23$, $-0,15$ et $-0,08$.

Ces résultats semblent montrer qu'il existe une certaine indépendance génétique entre la production laitière, la conformation et le format, du moins dans la race montbéliarde. Ils ne nous permettent cependant pas, à eux seuls, de résoudre le problème posé par la sélection d'un type à aptitudes mixtes « lait — viande ».

I. — INTRODUCTION

L'orientation des races bovines laitières vers un type produisant plus de viande permettrait, en particulier, de commercialiser dans de meilleures conditions les vaches et génisses de réforme ainsi que les veaux et bœufs destinés à la boucherie. Aussi, pour

ces raisons d'ordre économique, recherche-t-on, dans la plupart des pays européens, des animaux à aptitudes mixtes (cf. CHARLET, 1959).

Le point fondamental, pour le sélectionneur et le généticien, est de savoir s'il n'existe pas d'incompatibilités génétiques entre production de viande et production de lait chez le même individu, dans une race donnée. Certes, des résultats pratiques ont été obtenus, principalement en Allemagne, en Suisse, aux Pays-Bas et en France dans le cas de certaines souches de la race normande. Mais les études théoriques sur ce problème, qui font appel au calcul des corrélations génétiques et non plus phénotypiques, sont relativement peu nombreuses ; elles ont été réalisées, jusqu'à ce jour, essentiellement par les auteurs anglo-saxons.

II. — ÉTUDE BIBLIOGRAPHIQUE

En dehors des travaux à orientation économique, on peut classer schématiquement les recherches portant sur le problème des races bovines à aptitudes mixtes selon la façon dont l'aptitude à la production de viande a été appréciée :

- soit par un pointage du type général de l'individu,
- soit par des mesures corporelles prises sur l'animal vivant,
- soit par des mesures prises directement sur carcasse,
- soit, enfin, par des mesures de vitesse de croissance.

A. — CORRÉLATIONS GÉNÉTIQUES ENTRE LE « TYPE », DÉFINI PAR POINTAGE, ET LA PRODUCTION LAITIÈRE

Le « type » est, très généralement, apprécié par un pointage n'ayant pas la prétention d'estimer les aptitudes bouchères mais, plutôt, la conformation et le format eux-mêmes, sans préjuger aucunement de la valeur de boucherie de l'animal jugé.

Si de nombreuses études entre le « type » et la production laitière ont été effectuées, très peu ont porté sur l'estimation de corrélations génétiques.

Citons toutefois les travaux de TYLER et HYATT (1948), qui obtiennent une corrélation de $+ 0,18$ à $+ 0,19$ entre les évaluations du « type » et la production de matière grasse. Les 5 177 vaches examinées (race Ayrshire) étaient réparties, au point de vue du « type », en cinq classes : excellent, très bon, bon +, bon, moyen.

Les travaux de HARVEY et LUSH (1952), effectués sur des vaches jersiaises, confirment les résultats précédents puisque ces auteurs trouvent également une corrélation de $+ 0,18$ entre le « type » et la production de lait (résultats obtenus à partir de l'analyse de 2 000 couples mère-fille).

RENNIE (1951) aboutit à une corrélation de $+ 0,24$ entre le « type » et la production de matière grasse chez des vaches jersiaises, au Canada. Ce chiffre est légèrement supérieur aux précédents, mais l'auteur attribue cette différence à des erreurs d'échantillonnage.

Par contre, pour TABLER et TOUCHBERRY (1955) (2 810 couples mère-fille) cette même corrélation n'est que de $+ 0,08$, la corrélation génétique entre « type » et production laitière s'élevant à $+ 0,07$.

PIRCHNER (1959), analysant les notes de pointage de 932 vaches de la race Brune des Alpes, obtient une corrélation génétique nettement supérieure : $+ 0,68$.

Enfin, signalons que TOUCHBERRY (1950) ne trouve aucune corrélation génétique entre ces deux caractéristiques, ce qui pourrait s'expliquer par le nombre relativement faible de couples mère-fille étudiés (187).

L'étude de O'BLENESS, Van VLECK et HENDERSON (1960) est un peu différente car ces auteurs ont utilisé non plus la note globale donnée par une table de pointage de herd-book, mais une table plus analytique, conçue spécialement à cet effet. Au total, 842 couples mère-fille ont été analysés et les corrélations génétiques entre production laitière et 27 notes calculées. Nous n'avons retenu ici que celles se rapportant à la conformation en général.

	(1)	(1)
Production laitière et note de tête.....	+ 0,24	
Production laitière et note d'épaule.....	+ 0,20	
Production laitière et note de garrot.....	+ 0,22	+ 0,3
Production laitière et note de profondeur de flanc	+ 0,24	+ 0,13
Production laitière et note de largeur à la pointe des fesses	+ 0,30	
Production laitière et note de caractères laitiers	+ 0,98	+ 0,95

FREEMAN et DUNBAR (1955) ont également travaillé sur des notes correspondant à différentes parties corporelles (10 notes au total), mais ces notes sont celles définies par le Herd-Book de la race Ayrshire aux U. S. A. et attribuées par ses propres experts. Cette étude, qui a porté sur 729 couples mère-fille, a conduit à des corrélations génétiques très variables selon les différentes notes examinées, mais, très généralement, négatives en ce qui concerne les corrélations avec la production de matière grasse. En particulier, entre la note globale et cette production, la corrélation génétique est de — 0,52.

La majorité des auteurs signalent donc des corrélations positives, mais faibles, entre le « type » et la production laitière. Cependant, précisons que les tables de pointage étrangères tiennent compte, comme dans le cas de nos races laitières, non seulement de la conformation, mais également des caractères de race, des caractères laitiers et de l'aspect extérieur de la mamelle. Aussi, ces résultats ne donnent que fort peu d'indications sur la possibilité de sélection d'animaux à aptitudes mixtes « lait-viande ».

B. — CORRÉLATIONS GÉNÉTIQUES ENTRE DES MESURES CORPORELLES, PRISES SUR L'ANIMAL VIVANT, ET LA PRODUCTION LAITIÈRE

A de rares exceptions près, ces mesures traduisent plus le format et la conformation que l'importance des masses musculaires. Toutefois, le rapport de certaines dimensions peut donner des indications intéressantes sur les aptitudes bouchères.

Il est difficile de donner des résultats complets sur ces dernières relations : nous les avons résumés dans les tableaux 1 et 2. Il ressort de ces tableaux, malgré quelques discordances entre auteurs, dues à des erreurs d'échantillonnage et à un matériel animal différent, que la hauteur au garrot et, à un degré moindre, la longueur du corps, sont en corrélation négative avec la valeur bouchère des carcasses. Par contre le tour de poitrine et, surtout, les rapports tour de poitrine/hauteur au garrot et poids/longueur du corps présentent une corrélation positive avec la qualité des car-

(1) Corrélations génétiques estimées à partir des covariances par deux méthodes différentes.

casses. D'après LUSH (1932) un rendement élevé est associé à un tour de poitrine important, à un tour d'abdomen et à une profondeur de poitrine faibles. Cet auteur trouve une corrélation de + 0,56 entre le rapport tour de poitrine/hauteur au garrot et l'état d'engraissement de l'animal.

TABLEAU I

Corrélations entre les mesures corporelles et les caractéristiques bouchères, chez le même individu (BLACK, KNAPP et COOK, 1938).

Mesures corporelles	Rendement en viande	Pourcentage de gras	Pourcentage de viande consommable	Pointage avant l'abattage
Hauteur au garrot	— 0,50	— 0,80	— 0,83	— 0,83
Profondeur de poitrine ...	— 0,39	— 0,46	— 0,55	— 0,53
Longueur du corps	— 0,49	— 0,63	— 0,72	— 0,74
Tour de poitrine	+ 0,13	+ 0,30	+ 0,22	+ 0,39
Tour de poitrine/hauteur au garrot	+ 0,54	+ 0,76	+ 0,76	+ 0,83
Poids/longueur du corps ..	+ 0,54	+ 0,75	+ 0,77	+ 0,84

TABLEAU 2

Corrélations entre les mesures corporelles et les caractéristiques bouchères, chez le même individu (suite).

Auteurs	Caractéristiques de boucherie → Mensurations ↓	Pointage avant l'abattage	Pointage de la carcasse	Rendement en viande
COOK, KOHLI, DAWSON, 1951 ⁽¹⁾ (157 bœufs de race Shorthorn de type laitier).	Hauteur au garrot	— 0,40	— 0,42	— 0,20
	Hauteur au niveau de la poitrine	— 0,51	— 0,46	— 0,18
	Longueur du corps	— 0,16	— 0,21	— 0,20
	Largeur épaules	+ 0,16	+ 0,16	+ 0,08
	Tour de poitrine	+ 0,26	+ 0,09	— 0,02
YAO, DAWSON, COOK, 1953 ⁽¹⁾ (bœufs de race Shorthorn de type laitier (62) et de type viande (101)).	Hauteur au garrot	— 0,28	— 0,31	+ 0,01
	Tour de poitrine	+ 0,14	+ 0,22	+ 0,42

⁽¹⁾ Dans ces deux études, les différences observées, d'un auteur à l'autre, entre les mêmes corrélations, peuvent provenir du fait que YAO et al. ont englobé dans une même population des bœufs de deux types différents.

Ces mensurations corporelles permettent donc, dans une certaine mesure, d'estimer les aptitudes bouchères d'un bovin et, par conséquent, d'aborder indirectement l'étude des corrélations génétiques « lait-viande ».

Les principaux travaux effectués sur ces corrélations sont ceux de TOUCHBERRY (1950), MASON, ROBERTSON et GJELSTAD (1957), BLACKMORE, MCGILLIARD et LUSH (1958), de PIRCHNER (1959), et de MILLER et MCGUILLIARD (1959).

TOUCHBERRY, le premier, étudie les corrélations génétiques entre la production du lait et certaines mensurations, à partir de 187 couples mère-fille, sur des vaches de race Holstein (tableau 3).

TABLEAU 3

Corrélations génétiques (et phénotypiques) entre les mesures corporelles et la production du lait ou de matière grasse (méthode a) (TOUCHBERRY, 1950).

Mesures	Lait	Matière grasse
Hauteur au garrot	— 0,081 (+ 0,021)	— 0,145 (— 0,009)
Profondeur de poitrine	— 0,142 (+ 0,015)	— 0,069 (— 0,009)
Longueur du corps	— 0,317 (+ 0,022)	+ 0,150 (— 0,098)
Tour de poitrine	— 0,351 (— 0,083)	— 0,278 (+ 0,086)
Tour d'abdomen	— 0,584 (— 0,002)	+ 0,496 (— 0,026)
Poids	— 0,526 (— 0,044)	+ 0,235 (— 0,080)

Dans le même troupeau, mais sur un nombre d'animaux plus important (334 couples mère-fille), BLACKMORE et al. trouvent des résultats quelque peu différents (tableau 4). Il faut, sans doute, incriminer les erreurs d'échantillonnage, considérables avec un nombre d'observations de cet ordre.

TABLEAU 4

Corrélations génétiques, estimées par deux méthodes différentes, a et b, entre les mensurations, prises à trois âges, et la production laitière (BLACKMORE et al., 1958).

Mesures	Six mois		Un an		Deux ans	
	a	b	a	b	a	b
Hauteur au garrot..	+ 0,17	+ 0,34	+ 0,21	+ 0,32	+ 0,23	+ 0,34
Profondeur de poitrine	— 0,30	+ 0,35	— 0,22	— 0,03	— 0,23	+ 0,14
Longueur du corps ..	— 0,50	+ 0,25	— 0,35	+ 0,32	— 0,12	+ 0,35
Tour de poitrine ...	— 0,51	+ 0,05	— 0,66	— 0,13	— 0,34	+ 0,10
Tour d'abdomen....	— 0,30	+ 0,68	— 0,22	+ 0,46	— 0,13	+ 0,37
Poids.....	+ 0,01	+ 0,10	+ 0,00	+ 0,17	— 0,02	+ 0,14

MASON et al. (1957) donnent une corrélation génétique de + 0,26 entre la production laitière et la hauteur au garrot.

Pour PIRCHNER, cette même corrélation est de + 0,74, alors que les corrélations génétiques entre quantité de lait d'une part, tour de poitrine et rapport hauteur au garrot tour de poitrine d'autre part sont respectivement de + 0,38 et — 0,24.

Enfin, MILLER et McGUILLIARD (1959) ont calculé une corrélation génétique de l'ordre de + 0,3 entre la production laitière et le poids (estimé à partir du tour de poitrine).

Bien qu'il soit difficile de conclure, il semble qu'il y ait opposition génétique entre les caractéristiques corporelles étudiées et la production laitière, sauf pour la hauteur

au garrot. Ce résultat traduirait donc une légère incompatibilité entre la production du lait et les caractéristiques de boucherie (si nous considérons en particulier que le tour de poitrine donne une indication de la valeur bouchère et que la hauteur au garrot est en corrélation négative avec cette même valeur).

C. — CORRÉLATION ENTRE LES CARACTÉRISTIQUES DE BOUCHERIE, DÉTERMINÉES SUR LA CARCASSE, ET LA PRODUCTION LAITIÈRE

Ce sont, sans aucun doute, ces corrélations qui permettraient d'aborder le problème avec le plus de précision. Malheureusement, les études de ce genre sont rares. Nous ne pouvons faire état que de celle de COOK et al. (1942).

Elle concerne les corrélations entre les mesures de production de viande de 83 bouvillons et la production de lait de leurs mères, rapportée à 4 p. 100 de matière grasse (race Shorthorn de type laitier). Les corrélations obtenues sont les suivantes :

Lait et rapport muscle/os	— 0,07
Lait et pourcentage de gras dans la carcasse.....	— 0,17
Lait et classement, à l'œil, de la carcasse.....	— 0,20

La valeur bouchère semble, ici encore, en légère opposition avec la production laitière. Mais il faudrait vérifier ces résultats sur les races françaises, car l'appréciation de la valeur bouchère n'est pas effectuée, aux États-Unis, sur les mêmes bases qu'en France. D'autre part, les corrélations peuvent très bien varier d'une race à une autre. Enfin, il s'agit ici de corrélations qui ne sont pas exactement « génétiques ».

D. — CORRÉLATION GÉNÉTIQUE ENTRE LA VITESSE DE CROISSANCE ET LA PRODUCTION LAITIÈRE

A notre connaissance, ce problème n'a été abordé qu'une fois, par PLUM, SINGH et SCHULTZE (1952) : ces auteurs ont étudié la corrélation génétique entre la vitesse de croissance, entre 10 et 12 mois, et la production de matière grasse sur 47 couples mère-fille provenant d'un même troupeau. La vitesse de croissance a été mesurée par l'augmentation journalière moyenne de la hauteur au garrot et du tour de poitrine : il existe une corrélation génétique de + 0,69 entre la production de matière grasse et la vitesse d'accroissement de la hauteur au garrot.

E. — CONCLUSIONS

Malgré l'importance et la diversité des travaux que nous venons de passer en revue, il est cependant difficile d'en utiliser les résultats pour justifier la sélection d'un type à aptitudes mixtes :

- les différents auteurs n'ont pas la même conception de la race mixte ;
- la définition du « type », de la conformation, des caractéristiques de boucherie, fait souvent appel à des tables de pointage qui n'ont par leur équivalent direct en France ;

- dans beaucoup de cas, les résultats obtenus reposent sur des corrélations phénotypiques, qui tiennent donc compte à la fois de l'hérédité et du milieu.

D'autre part, il est impossible d'appliquer systématiquement, à des reproduc-

teurs, des méthodes de jugement sur carcasse. Il faut donc trouver, sur l'animal vivant, les mensurations qui reflètent le plus exactement possible ses aptitudes bouchères et, ensuite, étudier les corrélations entre ces mensurations et la production laitière.

III. — DONNÉES PERSONNELLES

Compte tenu des observations précédentes, nous nous limiterons au problème particulier suivant : dans le cadre d'une race à aptitudes laitières prédominantes (race montbéliarde) et à partir des corrélations génétiques entre la conformation et la production laitière, est-il possible d'améliorer la conformation, dans le sens d'une augmentation de la production de viande, sans nuire à la production laitière ?

Une étude complète de cette question doit se faire, logiquement, en deux temps :

α) étude des relations pouvant exister entre la valeur bouchère et certains critères mesurables sur l'animal vivant, dans le but de retenir les mensurations et la table de pointage les plus adaptées pour apprécier la conformation et l'aptitude à la production de viande ;

β) ces critères de sélection étant définis, analyse des corrélations génétiques entre la conformation et la production laitière.

Nous n'avons pu aborder ici que l'étude des corrélations entre certaines mensurations et la production. Aussi avons-nous été amenés à nous reporter à des résultats publiés par d'autres auteurs pour estimer la valeur prédictive de ces mensurations pour mesurer les aptitudes bouchères.

A. — PROBLÈMES POSÉS PAR L'ÉTUDE DE LA RELATION PRODUCTION LAITIÈRE — CONFORMATION

1. — *Pointages et mensurations*

Les mensurations traduisent le plus souvent le *format*, alors que les pointages permettent d'apprécier plus aisément la *forme*.

Mais en raison du caractère très subjectif de ces derniers, il convient de limiter leur emploi aux seules parties du corps qui ne peuvent être mesurées commodément : elles correspondent principalement au développement de masses musculaires ou de tissus adipeux.

La table de pointage du Herd-Book Montbéliard n'étant pas suffisamment analytique pour notre étude, nous avons utilisé les mensurations provenant des archives du Syndicat de Testage du Jura qui, au cours de 7 années, a contrôlé la conformation de 1 500 vaches environ.

Ce premier travail porte donc, essentiellement, sur la relation production laitière-format.

2. — *Choix des mensurations*

Nous avons retenu les 5 mensurations qui nous ont paru, a priori, les plus intéressantes :

— hauteur au garrot,

- tour de poitrine,
- largeur aux hanches,
- longueur du bassin,
- longueur de tête.

Ces mensurations sont, en effet, parmi les plus précises, leur coefficient de variation, calculé sur une série de mesures consécutives prises sur le même individu par le même opérateur, étant inférieur à 1 pour les trois premières, compris entre 1 et 2 pour les deux autres (AURIOL, 1954). D'autre part, la hauteur au garrot, le tour de poitrine, la largeur aux hanches et la longueur du bassin caractérisent assez bien le format de l'animal. MISNER (1939) a pu définir un index de taille des vaches par la somme des trois mesures suivantes : largeur aux hanches, longueur du bassin, hauteur au niveau des hanches.

Nous avons insisté, précédemment, sur les relations pouvant exister entre la *hauteur au garrot*, le *tour de poitrine* d'une part, et la valeur bouchère d'autre part. Par ailleurs, nous avons montré que le tour de poitrine présente, dans la race montbéliarde comme dans les autres races, une forte corrélation positive avec le poids vif (MOUGIN, AURIOL, 1960). Or ce dernier commande, en grande partie, la valeur de boucherie d'un animal.

Le choix de la *longueur de la tête* est motivé par la constatation suivante : dans les races à viande très spécialisées (Angus, par exemple), les animaux ont une tête très courte, se rapprochant même quelquefois du type « bouledogue ». Or, dans les races laitières, pour des raisons d'esthétique, la tête courte est de plus en plus recherchée par les éleveurs. Le problème est donc de savoir si le caractère « tête courte » n'est pas, génétiquement parlant, en opposition avec la production laitière.

De plus, d'après une analyse de WRIGHT (1932), le développement de la tête serait, au moins chez le lapin, déterminé par un groupe particulier de facteurs génétiques, en dehors de ceux réglant le développement corporel dans son ensemble.

Enfin, la dernière caractéristique de conformation retenue dans cette étude est le *rapport du tour de poitrine à la hauteur au garrot*, qui pourrait définir la compacité de l'animal. Dans le Jura, compte-tenu de l'orientation actuelle de la sélection, ce rapport augmente régulièrement lorsque l'on passe des mères aux filles : le type laitier traditionnel est en train d'évoluer. Il reste à démontrer que cette modification ne se fait pas au détriment de la production laitière.

On pourrait nous objecter que des mesures telles que la largeur aux trochanters, la largeur aux ischions, le « round » ⁽¹⁾, devraient logiquement trouver leur place ici. HARING (1957), à la suite de l'étude de la descendance de plusieurs taureaux, constate, que la largeur aux trochanters, exprimée en p. 100 de la longueur du bassin, permettrait de mettre en évidence des différences significatives entre les aptitudes bouchères des groupes de descendants de plusieurs taureaux. De même, GREGORY (1933) et JORDAO (1959) utilisent le rapport « round » /hauteur au garrot, appelé encore indice muscle-squelette, pour distinguer le type laitier du type à viande. D'autre part, ce rapport, comme le précédent, semble être assez héritable.

Malgré tout l'intérêt du « round », il n'a pas été retenu dans cette étude, en raison de sa difficulté d'appréciation du moins dans nos conditions de travail (erreurs

⁽¹⁾ Le « round » est la distance, de rotule à rotule, mesurée, dans un plan horizontal, en contournant la culotte de l'animal (GREGORY, 1933).

de mesure, variation importante avec le stade de lactation). Ces dernières considérations s'appliquent également à la largeur aux ischions.

Quant à la *largeur aux trochanters*, retenue initialement, nous n'avons pu l'utiliser car notre système de correction des mensurations pour l'âge ne lui était pas applicable, comme nous le verrons ci-dessous.

3. — Mensurations brutes et mensurations corrigées pour l'âge :

a) Données du problème :

Dans le cadre du Syndicat de testage du Jura, les mensurations sont prises, pour les filles, dans les trois mois qui suivent le premier vêlage. Par contre, pour les mères, dans la mesure où elles ne sont pas elles-mêmes filles de taureaux testés, les mensurations sont prises à des âges très variés. L'idéal aurait été de travailler sur des mensurations brutes correspondant à un âge bien déterminé et identique à la fois pour les mères et les filles. Pratiquement, cela nous aurait conduit à n'utiliser qu'un très petit nombre de données. Aussi, la solution que nous avons employée est la transformation des mesures observées à un âge donnée en mesures « adultes ». (Cf. Tables de correction des mensurations, p. 25 et 26).

b) Technique de correction :

L'évolution de chaque mensuration entre deux et dix ans a été étudiée sur toutes les données recueillies pendant six ans par le Syndicat de Testage sur 1 500 vaches environ. Le développement de chaque caractéristique est défini par deux courbes, l'une correspondant aux mères, l'autre aux filles (cf., à titre d'exemple, la figure 1).

FIG. 1. — Évolution de la longueur de la tête avec l'âge.

Compte tenu de l'échelle adoptée, on peut considérer, dans ce cas, que les mères et les filles appartiennent à la même population et sont donc justiciables des mêmes facteurs de correction.

Ayant constaté que les courbes « mères » et les courbes « filles » sont, pour chaque mensuration retenue, soit confondues, soit parallèles ⁽¹⁾, toutes les données ont été rassemblées pour permettre de n'établir qu'un seul graphique correspondant à l'ensemble de la population. Cette courbe expérimentale a été ajustée à une courbe

⁽¹⁾ La conformation moyenne de la population a en effet évolué assez rapidement en 10 ans, ce qui explique les différences observées parfois entre les courbes des mères (ancien type) et celles des filles (nouveau type).

théorique par la méthode des moyennes mobiles. Pour certaines mesures, telles que la largeur aux trochanters, il semble y avoir intersection des courbes « mères » et « filles », ce qui nous obligera, à l'avenir, à utiliser deux tables de correction différentes.

La courbe théorique indique, pour chaque mensuration, l'âge auquel l'état adulte est atteint (cf. tableau 5).

TABLEAU 5

Age moyen de fin de croissance pour différentes mesures.

Mensuration	Age adulte	Valeur moyenne (cm)
Hauteur au garrot	4 ans 7 mois	134,4
Longueur de tête	5 ans 9 mois	53,3
Tour de poitrine	5 ans 10 mois	191,5
Largeur aux hanches	6 ans	54,5
Longueur du bassin	6 ans 1 mois	53,5

Pour un âge X, le coefficient de correction est donné par le rapport mensuration à l'âge adulte/mensuration à l'âge X.

Vérification de la validité de la table de correction. — Afin de tester la validité des coefficients de correction ainsi établis, nous avons repris les mensurations de 550 vaches qui avaient déjà été mesurées une première fois au cours des années précédentes et nous avons comparé ces mensurations secondes aux mensurations premières corrigées. Les conclusions sont les suivantes :

- il n'y a pas de différence significative entre les deux groupes de mesures,
- il n'y a pas de différence significative entre les deux groupes de mesures comparées *intra taureau* ; autrement dit, il n'y a pas de différence entre les groupes de descendants de chaque taureau, quant à l'évolution de chaque caractéristique corporelle, ce qui justifie l'emploi d'une table de correction unique pour tous les groupes.

4. — Correction des lactations

Dans un milieu aussi hétérogène que le Jura, il n'est pas possible de travailler sur des lactations brutes. Nous avons donc utilisé la table de correction mise au point par l'un d'entre nous (P. AURIOL, 1957) sur la même population, cette table ayant été légèrement modifiée quant à la correction pour l'âge au deuxième vêlage. Cette table permet de ramener toute lactation à une lactation obtenue en saison de vêlage favorable et à l'âge adulte. Pour les premières et deuxième lactations, il est également tenu compte de l'âge au vêlage.

Signalons, toutefois, que cette table n'est pas annuelle. De plus, bien qu'il soit dangereux de vouloir introduire, dans une telle table, tous les facteurs agissant sur la production laitière, en raison même des interactions pouvant exister entre eux, il semble important de prendre en considération la moyenne d'étable, ce qui n'était pas encore fait lors de ce travail.

Néanmoins, l'expérience prouve que le système de correction employé permet

d'estimer le potentiel génétique des vaches beaucoup mieux qu'on ne pourrait le faire à partir des lactations brutes.

D'un point de vue pratique, nous avons utilisé, pour caractériser chaque vache, la moyenne de toutes ses lactations disponibles.

B. — ÉTUDE DE LA RELATION PRODUCTION LAITIÈRE-CONFORMATION.

I. — Méthode et matériel animal

a) Méthode

Par corrélation génétique, on entend la corrélation due aux seuls facteurs génétiques qui affectent simultanément deux caractères donnés, chez le même individu, alors que la corrélation phénotypique comprend, en outre, l'effet de facteurs du milieu (corrélation « environnementale »).

Dans une population en équilibre, c'est-à-dire qui n'est pas issue d'un croisement récent, on admet que les corrélations génétiques sont causées essentiellement par des phénomènes de pléiotropie et, également, par les effets de la sélection, dans la mesure, évidemment, où celle-ci a été efficace.

En fait, dans le cas des caractères quantitatifs, la corrélation « environnementale » englobe également les effets non additifs des gènes (dominance et épistasie) et la corrélation génétique calculée ne résulte que de leurs effets additifs (FALCONER, 1960).

La connaissance des corrélations génétiques permet, en particulier, de prévoir les répercussions de la sélection d'un caractère sur un ou plusieurs autres et, par conséquent, d'établir des index de sélection pour plusieurs caractères à améliorer simultanément.

Les corrélations phénotypiques et génétiques observées entre deux caractères mesurés chez le même animal peuvent être représentées par le diagramme suivant :

- X et Y = Caractères mesurés sur l'individu (phénotypes)
- G_X et G_Y = génotype de l'animal pour X et Y
- r_{XY} = corrélation phénotypique entre X et Y
- $r_{G_X G_Y}$ = Corrélation génétique entre X et Y
- g_X et g_Y = coefficients de cheminement de G_X en X et de G_Y en Y
- E_X et E_Y = conditions de milieu affectant X et Y
- $r_{E_X E_Y}$ = corrélation entre E_X et E_Y
- e_X et e_Y = coefficient de cheminement de E_X vers X et de E_Y vers Y

d'où :

$$r_{XY} = g_X g_Y r_{G_X G_Y} + e_X e_Y r_{E_X E_Y} \quad (1)$$

Le problème qui nous intéresse ici est de savoir comment, à partir de la corrélation phénotypique r_{xy} , nous pouvons déduire la corrélation génétique correspondante $r_{G_x G_y}$.

En fait l'équation (1) ne se prête pas au calcul direct des corrélations génétiques, car il n'existe aucune méthode valable pour séparer l'effet du milieu de l'effet du génotype. Aussi l'estimation de ces corrélations repose, comme celle de l'héritabilité, sur la ressemblance entre individus parents (HAZEL, 1943). Nous sommes amenés ainsi à calculer des corrélations phénotypiques, non pas entre caractères mesurés sur le même individu, mais entre caractères mesurés, par exemple, l'un sur la mère, l'autre sur un de ses descendants et réciproquement. Pratiquement, dans le cas de l'étude de corrélations entre la production laitière et un autre caractère, l'analyse des corrélations génétiques se fait le plus souvent sur la base des couples mère-fille intra taureau.

Si x et y sont deux caractères mesurés chez la mère, X' et Y' les mêmes caractères mesurés chez la fille, la corrélation génétique existant entre eux sera, d'après HAZEL, donnée par la relation (2) :

$$r_{G_x G_y} = r_{G_{x'} G_{y'}} = \sqrt{\frac{r_{xy'} \times r_{x'y}}{r_{xx'} \times r_{yy'}}} \quad (2)$$

$r_{x'y'}$ et $r_{x'y}$ sont appelées corrélations « croisées » ou « réciproques ».

Si l'une des corrélations sous le radical est négative, on prend, en première approximation, la moyenne arithmétique des coefficients figurant, selon le cas, au numérateur ou au dénominateur.

b) *Matériel animal*

Nous avons utilisé 427 couples mère-fille répartis entre 13 taureaux et sur une période de 7 années. L'échantillonnage des taureaux est représentatif de l'ensemble des géniteurs utilisés pendant cette période par le centre d'insémination artificielle du Jura.

Les mensurations représentent :

— soit des mensurations réelles, lorsqu'elles ont été prises sur des vaches adultes,

— soit, dans la majorité des cas, les mensurations corrigées pour l'âge,

— soit, enfin, dans quelques cas, la moyenne de deux mensurations corrigées, lorsque les animaux ont été mesurés deux fois au cours de leur existence.

De toute façon, chaque mensuration brute ne représente qu'une seule mesure prise par le même opérateur (les auteurs anglo-saxons cités précédemment ont utilisé la moyenne de deux mesures consécutives prise par deux opérateurs différents).

Les lactations proviennent des archives du Syndicat de contrôle laitier du Jura et ont été corrigées comme il a été indiqué plus haut. Les filles ont été jugées sur une moyenne de 1,2 lactations, les mères sur une moyenne de 3,4. Certains auteurs étrangers rapportent la production laitière à un taux de matière grasse standard (3,5 ou 4,0 p. 100) : nous avons pensé qu'il était préférable de ne pas tenir compte de ce taux, caractéristique qui, sur le plan génétique, se comporte de façon différente de la quantité de lait.

2. — *Analyse des données :*

a) *Héritabilité des caractères :*

La détermination des corrélations génétiques donne, en quelque sorte comme sous-produit, les éléments nécessaires au calcul de l'héritabilité. Aussi, étant donné l'importance de ce paramètre en matière de sélection, nous avons pensé qu'il était intéressant de donner les résultats de ces calculs dans le cadre de cette étude.

La méthode que nous avons utilisée, pour déterminer l'héritabilité, est celle de la corrélation mère-fille *intra taureau*, telle qu'elle a été définie par LUSH (1948). Cependant, les avantages de cette méthode ne sont pas aussi importants, dans notre étude, que dans le cas de son utilisation par LUSH. En effet, l'analyse des couples mère-fille *intra taureau*, permet, lorsque le taureau est utilisé dans un seul troupeau, de réduire considérablement l'influence de l'environnement commun pour les différents couples mère-fille et, d'autre part, l'influence des variations de milieu entre les différentes années lorsque le taureau est utilisé pendant quelques années seulement. Dans ces conditions, on peut supposer que les différences de milieu qui ne sont pas réparties au hasard sont pratiquement supprimées et que la corrélation mère-fille provient uniquement de la parenté qui lie ces individus et, par conséquent, de facteurs génétiques.

Dans notre étude, les taureaux ne sont pas utilisés dans un seul troupeau, mais dans plus de 200, si bien que la corrélation mère-fille tient compte non seulement de la relation génétique, mais aussi du milieu commun. Nous devons donc nous attendre à ce que les coefficients d'héritabilité soient surestimés. On pourrait toutefois tourner cette difficulté, en particulier pour la production laitière, en corrigeant les lactations individuelles en fonction de la moyenne d'étable.

Les résultats obtenus figurent dans le tableau 6.

TABLEAU 6

*Coefficients d'héritabilité de la production laitière
et des mensurations déterminés par l'analyse des couples mère-fille intra taureau.*

Caractères	$h^2 \pm 2\sigma$
Production laitière	0,72 $\pm$ 0,20
Tour de poitrine.....	0,84 $\pm$ 0,20
Hauteur au garrot	0,80 $\pm$ 0,20
Longueur du bassin	0,69 $\pm$ 0,20
Largeur aux hanches.....	0,60 $\pm$ 0,20
Tour de poitrine/hauteur au garrot.....	0,52 $\pm$ 0,20
Longueur de tête	0,46 $\pm$ 0,20

(Cf. tableau 7 : exemple de calcul de l'héritabilité à partir de la corrélation mère-fille *intra taureau*).

Les estimations de l'héritabilité de la production laitière et du tour de poitrine sont supérieures à celles habituellement obtenues par la même méthode, ce qui peut être expliqué par le fait que ces deux caractéristiques sont certainement les plus influencées par le milieu « troupeau », commun à la mère et à ses filles.

D'autre part, l'héritabilité très élevée de la production laitière peut provenir, en partie, du fait qu'elle a été calculée sur plusieurs lactations par animal (JOHANSSON, ROBERTSON, 1951). Elle peut également traduire la validité de la table de correction qui aurait réellement minimisé l'influence des facteurs non génétiques. Enfin, elle peut être due à une hétérogénéité relative de la population étudiée.

De toute façon, il sera intéressant de reprendre ces calculs en tenant compte de la moyenne d'étable, et en utilisant un plus grand nombre de données pour réduire les limites fiduciaires, toujours très importantes dans ce genre de calcul (VAN VLECK, SEARLE et HENDERSON, 1959).

TABLEAU 7

*Calcul de l'héritabilité de la production laitière
à partir des corrélations mère-fille intra taureau.*

Taureau	n	$n - 3$	r	Z	$(n - 3) Z$	$(n - 3) Z^2$	$Z - \bar{Z}$	$(n - 3) \times (Z - \bar{Z})^2$	b
1	93	90	0,450	0,484	43,560	21,083	0,109	1,069	0,519
2	40	37	0,410	0,435	16,095	7,001	0,060	0,133	0,400
3	35	32	0,310	0,320	10,240	3,277	— 0,055	0,097	0,250
4	46	43	0,237	0,240	10,320	2,477	— 0,135	0,784	0,122
5	37	34	0,471	0,512	17,408	8,913	0,137	0,638	0,408
6	32	29	0,198	0,200	5,800	1,160	— 0,175	0,888	0,152
7	30	27	0,145	0,146	3,942	0,575	— 0,229	1,416	0,119
8	20	17	0,621	0,725	12,325	8,936	0,350	2,082	0,692
9	22	19	0,611	0,708	13,452	9,524	0,333	2,107	0,604
10	21	18	0,339	0,354	6,372	2,256	— 0,021	0,008	0,385
11	20	17	0,504	0,555	9,435	5,236	0,180	0,551	0,352
12	19	16	— 0,272	— 0,280	— 4,480	1,254	— 0,655	6,864	— 0,133
13	12	9	0,108	0,108	0,972	0,105	— 0,267	0,652	0,102
		388			145,441	71,797		17,279	

$$\bar{Z} = 145,441/388 = 0,375; \bar{r} = 0,358; \sigma_z = 1/\sqrt{388} = 0,051; \sigma_r = 0,051.$$

$$Z = \text{Arg th } r = 1/2 \log \frac{1+r}{1-r}.$$

Test de l'association entre les deux caractères : $\chi^2 = 71,797$ (significatif).

Test de l'homogénéité des coefficients de corrélation r : $\chi^2 = 17,279$ pour 12 d. l.

Les treize corrélations ne présentent pas entre elles de différences significatives : on peut donc calculer un r moyen.

(Cf. signification des calculs d'après MORICE (1954) et SNEDECOR (1956)).

Résultats.

1. — Corrélation Mère-fille

$$r = 0,358 \pm 0,102.$$

$$h^2 = 2r.$$

d'où

$$h^2 = 0,72 \pm 0,20.$$

2. — Régression fille-mère, b .

$$\bar{b} \text{ (moyenne pondérée)} = + 0,335.$$

$$h^2 = 2b.$$

d'où

$$h^2 = 0,67.$$

Il est, quelquefois, préférable d'utiliser la régression des filles sur les mères, en particulier lorsque le groupe des mères est fortement sélectionné, autrement dit lorsque les variances des mères et des filles sont différentes. Ce cas peut se présenter en particulier pour la production laitière, qui, dans le Jura, semble avoir été l'objet d'une certaine sélection. Néanmoins, il n'y a pas de différence significative entre les héritabilités calculées par corrélation et régression ($h^2 = 0,72$ et $0,67$, cf. tableau 7), pour l'héritabilité de la production laitière, par exemple.

TABEAU 8

*Coefficients d'héritabilité de la production laitière
et des mensurations déterminés par l'analyse des demi-sœurs paternelles.*

Caractères	$h^2 \pm 2\sigma$
Production laitière	$0,34 \pm 0,34$
Tour de poitrine.....	$0,30 \pm 0,31$
Hauteur au garrot.....	$0,39 \pm 0,37$
Longueur du bassin.....	$0,32 \pm 0,33$
Largeur aux hanches.....	$0,28 \pm 0,30$
Tour de poitrine/hauteur au garrot.....	$0,14 \pm 0,21$
Longueur de tête	$0,54 \pm 0,46$

Le calcul de l'héritabilité par analyse des demi-sœurs paternelles (cf. exemple de calcul, tableau 9) doit, par comparaison, mettre en évidence l'importance du milieu commun. Les coefficients d'héritabilité obtenus par cette troisième méthode sont donnés dans le tableau 8.

TABEAU 9

*Calcul de l'héritabilité de la production laitière
par la méthode d'analyse de variance des demi-sœurs paternelles intra taureau.*

Taureau	n_i	SX_i	SX_i^2	$SX_i^3 - (SX_i)^2/n_i$
1	93	47 293	24 458 689	543 140
2	40	20 083	10 292 273	209 101
3	35	15 965	7 383 833	101 513
4	46	20 761	9 439 747	69 767
5	37	17 397	8 355 769	175 888
6	32	14 183	6 345 473	59 302
7	30	12 707	5 466 051	83 790
8	20	9 110	4 236 208	86 603
9	22	10 190	4 790 630	70 808
10	21	9 827	4 693 353	94 785
11	20	8 773	3 891 693	43 147
12	19	8 742	4 048 048	25 805
13	12	5 596	2 635 814	26 213
	427	200.627	96.037.581	1.590.135

Tableau d'analyse de la variance

Source de variation	d. l.	S. C.	Variances correspondantes
Totale	426	1 772 501	
Intra taureau	414	1 590 135	$\sigma_E^2(n - N)$
Inter taureaux	12	182 366	$\sigma_E^2(N - 1) + \sigma_G^2(n - C)$

$C = \frac{\sum(n_i)^2}{\sum n_i}$; N = Nombre de taureaux ; $n = \sum n_i$; σ_E^2 = variance intra taureau ; σ_G^2 = variance génétique due au taureau
(cf. KING et HENDERSON, 1953).
(Pour le calcul de σ_{h^2} , cf. DAWSON, YAO et COOK, 1955).

Résultats

I. — Corrélation intra classe r :

$$r = \frac{\sigma_G^2}{\sigma_E^2 + \sigma_G^2} = \frac{356,5}{3840,9 + 356,5} = + 0,085.$$

II. — Héritabilité = $4r$:

$$h^2 = 0,34$$

III. — Erreur

$$\sigma_{h^2} = \frac{\sigma_E^2(\sigma_E^2 + k\sigma_G^2)}{(\sigma_E^2 + \sigma_G^2)^2 \sqrt{1/2(k - 1)k(N - 1)}}$$

 k = nombre moyen de descendants par taureau

$$\sigma_{h^2} = 0,17.$$

$$h^2 = \mathbf{0,34 \pm 0,17}$$

L'héritabilité, déterminée par corrélation mère-fille, est environ deux fois supérieure à celle obtenue par analyse de la variance intra taureau des demi-sœurs paternelles (sauf pour la longueur de tête), ce qui montre l'importance du milieu commun aux mères et aux filles, dans le Jura en particulier.

TABLEAU IO

Étude de l'échantillonnage des mères accouplées à chaque taureau. Production laitière.

Taureau	n_i	SX_i	SX_i^2	$SX_i^2 - (SX_i)^2/n_i$	$\bar{X}_i$
1	93	42 889	20 322 347	408 928	4611
2	40	18 301	8 592 763	219 598	4575
3	35	15 549	7 060 943	153 189	4442
4	46	21 286	10 111 532	261 667	4627
5	37	18 012	9 003 108	234 672	4868
6	32	14 823	6 966 589	100 298	4632
7	30	14 425	7 059 367	123 347	4808
8	20	9 319	4 412 001	69 813	4659
9	22	10 053	4 666 197	72 433	4569
10	21	10 178	5 006 252	73 315	4846
11	20	9 199	4 319 803	88 723	4599
12	19	9 363	4 721 425	107 437	4928
13	12	5 457	2 510 847	29 276	4547
	427	198 854	94 753 174	1 942 696	

Tableau d'analyse de la variance.

Source de variation	d. l.	Somme des carrés des écarts à la moyenne	Variance
Totale	426	2 146 824	
Intra taureau	414	1 942 696	4 692,5
Inter taureaux	12	204 128	17 010,7

Résultat :

Test F

$$F = \frac{17\,010,7}{4\,692,5} = 3,62.$$

Au seuil 0,01, F est supérieur à 2,18, ce qui indique une différence significative entre les lots de mères accouplées à chaque taureau.

Toutefois, pour que cette méthode soit applicable en toute rigueur, il faut que les lots de mères accouplées à chaque taureau soient comparables ; or, dans notre étude, ce n'est pas le cas pour la production laitière, qui présente des différences significatives entre les moyennes des lots (cf. tableau 10). Cette constatation a une grande importance pratique sur le plan du testage, lorsqu'on établit le classement des taureaux sur la production moyenne de leurs filles et sans tenir compte des mères.

Dans ces conditions, et pour la production laitière seulement, les variations entre taureaux correspondent non seulement à la composante génétique et à la composante due aux facteurs du milieu répartis au hasard, mais également à une composante due à des facteurs non répartis au hasard, (lots de mères différents), ce qui a pour effet d'augmenter légèrement l'héritabilité de la production laitière.

Nous constatons également que l'erreur standard des coefficients d'héritabilité est très importante et qu'il faudrait, au minimum, doubler le nombre d'observations (800 environ). Cette erreur standard n'est cependant pas déterminée avec précision, car, il n'existe pas de méthode mathématique précise pour la calculer lorsque le nombre d'observations n'est pas le même dans toutes les classes.

Conclusion

Les coefficients calculés indiquent que l'héritabilité des caractères mesurés est assez élevée, ce qui doit permettre une sélection efficace sur le format des animaux. Cela est très important à connaître, même pour une race laitière, surtout s'il existe des corrélations génétiques entre conformation et production laitière ; auquel cas, une sélection sur le type aurait des répercussions sur cette production.

b) Corrélations phénotypiques :

Les corrélations phénotypiques entre les mensurations de la fille et la production laitière de la mère d'une part, entre la production laitière de la fille et les mensurations de la mère d'autre part (corrélations croisées), sont résumées dans le tableau 11 (pour le calcul et l'analyse statistique, cf. l'exemple du tableau 7).

TABLEAU II

Corrélations phénotypiques croisées entre la production laitière et les mensurations.

Fille ↓	Mère→	A	B	C	D	E	F	G
A : Hauteur au garrot		— 0,402**						+ 0,163**
B : Largeur hanches ...			+ 0,301**					+ 0,089
C : Longueur bassin				+ 0,347**				+ 0,179**
D : Tour de poitrine					+ 0,421**			+ 0,245**
E : Longueur tête.						+ 0,230**		+ 0,050
F : Tour de poitrine/Hauteur garrot							+ 0,260**	+ 0,121*
G : Lait		+ 0,039	+ 0,045	— 0,005	+ 0,059	— 0,072	— 0,072	+ 0,358**

Corrélations significatives à 0,05 (*).

Corrélations significatives à 0,01 (**).

Nous constatons que les corrélations entre la production laitière des mères et les mensurations de leurs filles sont régulièrement supérieures aux corrélations inverses. BLACKMORE (1958) trouve des résultats comparables, ainsi que TOUCHBERRY (1950). Nous ne reprendrons pas ici toute l'argumentation développée par BLACKMORE ; rappelons seulement les hypothèses explicatives qu'il formule, sans vouloir apporter de conclusions : cet auteur voit deux causes possibles à la supériorité systématique des corrélations croisées « mensuration des filles et production laitière des mères ».

1° *Un effet du milieu commun.* — La corrélation serait plus étroite entre les conditions de milieu affectant la production laitière de la mère et la croissance post-natale de la fille qu'entre les conditions de milieu affectant la production de la fille et la croissance postnatale de la mère. Dans le premier cas, en effet, la manifestation des caractères étudiés est contemporaine chez la mère et la fille.

2° *Un effet maternel :* un ensemble de facteurs physiologiques propres à la mère affecterait simultanément la croissance de la fille et la production laitière de la mère.

Quelle qu'en soit l'explication, ce résultat conduit à prendre des précautions dans le calcul des corrélations génétiques.

c) Corrélations génétiques :

Une des conditions essentielles de la validité de la méthode de HAZEL est, en effet, que les corrélations phénotypiques réciproques ne diffèrent que par des influences

non génétiques *réparties au hasard*, ce qui n'est manifestement pas le cas, comme nous venons de le voir.

Aussi, pour essayer de tourner cette difficulté, nous avons calculé deux coefficients de corrélations génétiques par couple de caractères, comme l'indique le tableau 12.

TABLEAU 12

Corrélations génétiques et phénotypiques entre la production laitière et les mensurations.

Couple de caractères	Corrélations phénotypiques entre caractères mesurés sur le même animal	Corrélations génétiques	
		Méthode <i>a</i>	Méthode <i>a'</i>
Lait-Hauteur au garrot	+ 0,19**	+ 0,21 ± 0,18	+ 0,10 ± 0,18
Lait-Longueur aux hanches	+ 0,17**	+ 0,19 ± 0,20	+ 0,14 ± 0,21
Lait-Longueur bassin	+ 0,17**	+ 0,25 ± 0,20	— 0,01 ± 0,20
Lait-Tour de poitrine	+ 0,23**	+ 0,31 ± 0,16	+ 0,15 ± 0,18
Lait-Longueur tête	+ 0,04	— 0,04 ± 0,25	— 0,25 ± 0,23
Lait-(tour de poitrine/Hauteur au garrot)	+ 0,08*	+ 0,08 ± 0,23	— 0,24 ± 0,22

Corrélations significatives à 0,05 (*).

Corrélations significatives à 0,01 (**).

L'estimation de l'erreur commise sur les corrélations génétiques correspond à ± 2σ.

Les coefficients de corrélations génétiques ont été calculés à partir des corrélations phénotypiques du tableau 11 de la façon suivante :

a) Méthode de Hazel utilisant les quatre corrélations phénotypiques :

Exemple : Corrélation génétique lait-hauteur au garrot.

$$r_G = \sqrt{\frac{r_{XY'} \times r_{X'Y}}{r_{XX'} \times r_{YY'}}} = \sqrt{\frac{0,163 \times 0,039}{0,402 \times 0,358}} = + 0,210.$$

a') Les coefficients de corrélations phénotypiques croisées n'étant pas répartis au hasard, nous avons utilisé, au numérateur de la formule précédente, uniquement le coefficient de corrélation entre la production des filles et les mensurations des mères.

Exemple : Corrélation génétique Lait-hauteur au garrot :

$$r_G = \frac{r_{X'Y}}{\sqrt{r_{XX'} \times r_{YY'}}} = \frac{0,039}{\sqrt{0,402 \times 0,358}} = + 0,103.$$

Dans les deux cas, l'erreur standard des coefficients de corrélation génétique a été estimée par la formule de REEVE (1955).

d) *Discussion* :

Les coefficients de corrélation obtenus par les deux méthodes sont, comme on pouvait le prévoir, différents, mais on peut penser que leur vraie valeur se situe entre celles obtenues par les méthodes *a* et *a'*.

Ces corrélations seraient alors voisines des valeurs suivantes :

Lait-Hauteur au garrot	+ 0,15
Lait-Largeur aux hanches	+ 0,17
Lait-Longueur du bassin	+ 0,12
Lait-Tour de poitrine	+ 0,23
Lait-Longueur de tête.....	— 0,15
Lait-Tour de poitrine/Hauteur au garrot	— 0,08

Nous pensons pouvoir aborder ce problème par une autre méthode de calcul partant des coefficients de corrélation intra classe (analyse de covariance, HAZEL, 1943) et sur un plus grand nombre de demi-sœurs.

D'après ces premiers résultats, nous pouvons néanmoins conclure que les corrélations génétiques entre les caractéristiques de format et la production laitière sont toutes positives, sauf celle ayant trait au rapport tour de poitrine/hauteur au garrot (corrélation nulle ou légèrement négative). La plus importante est la corrélation tour de poitrine-production laitière. Rappelons toutefois que TOUCHBERRY (1950), ainsi que BLACKMORE, MCGILLIARD et LUSH (1958), trouvent pour cette même corrélation des valeurs négatives.

Par contre, pour la hauteur au garrot, notre résultat se rapproche de celui des auteurs précédents et de MASON, ROBERTSON et GJELSTAD (1957).

TABLEAU 13

Corrélations génétiques entre la production laitière et certaines mensurations : comparaison des résultats obtenus par différents auteurs.

Auteurs →	I	II	III	IV	V	VI
Lait-poids vif	— 0,53	+ 0,02 (3)	— 0,02 (1)	+ 0,30 (4)	—	—
Lait-tour de poitrine.....	— 0,35	+ 0,08 (2)	— 0,34 (1)	—	+ 0,38	+ 0,23
Lait-hauteur au garrot	— 0,08	+ 0,31 (3)	+ 0,23 (1)	—	+ 0,74	+ 0,17
Lait-longueur du corps	— 0,32	—	— 0,12 (1)	—	—	—
Lait-profondeur de poitrine....	— 0,14	—	— 0,23 (1)	—	—	—
Lait- <u>hauteur au garrot</u>	—	—	—	—	— 0,24	—
Lait- <u>tour de poitrine</u>	—	—	—	—	—	— 0,08

(1) Mesures prises à 2 ans

(2) Génisses réparties dans les fermes danoises

(3) Génisses dans les stations de progeny-test (mesures de Mars)

(4) Poids estimés à partir du tour de poitrine.

I : TOUCHBERRY, 1950

II : MASON et al., 1957

III : BLACKMORE et al., 1958

IV : MILLER et MCGUILLIARD, 1959

V : PIRCHNER, 1959

VI : Présente étude

187 couples mère-fille-race Holstein

4450 demi-sœurs (environ) — 247 taureaux-race rouge Danoise

6500 demi-sœurs (environ) — 152 taureaux-race rouge Danoise

334 couples mère-fille-race Holstein

4677 demi-sœurs — 2451 taureaux-race Holstein

932 demi-sœurs paternelles-race Brune des Alpes

427 couples mère-fille-race Montbéliarde

Quant à la corrélation génétique Lait-poids vif, ou Lait-tour de poitrine, la diversité des valeurs obtenues par les différents auteurs (*cf.* tabl. 13) peut provenir, en partie, du fait que cette corrélation varie considérablement avec le stade de lactation, comme l'ont montré MASON, ROBERTSON et GJELSTAD (1957).

Table de correction des mensurations.

Age (ans et mois)	Hauteur au garrot		Longueur de tête		Tour de poitrine	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
2 ans 1						
2	126,45	1,0629	50,25	1,0607	178,0	1,0758
3	126,90	1,0591	50,50	1,0554	178,5	1,0728
4	127,40	1,0549	50,75	1,0502	179,3	1,0680
5	127,90	1,0509	51,00	1,0451	180,8	1,0592
6	128,50	1,0469	51,20	1,0410	180,8	1,0592
7	128,90	1,0427	51,40	1,0370	181,6	1,0545
8	129,40	1,0386	51,60	1,0329	182,3	1,0505
9	129,80	1,0354	51,75	1,0299	183,0	1,0464
10	130,20	1,0322	51,95	1,0260	183,7	1,0425
11	130,60	1,0291	52,10	1,0230	184,2	1,0396
3 ans	130,90	1,0267	52,23	1,0205	184,7	1,0368
1	131,25	1,0240	52,35	1,0181	185,2	1,0340
2	131,65	1,0209	52,45	1,0162	185,7	1,0313
3	131,95	1,0186	52,55	1,0143	186,0	1,0296
4	132,25	1,0162	52,60	1,0133	186,4	1,0274
5	132,50	1,0143	52,68	1,0118	186,8	1,0252
6	132,80	1,0120	52,75	1,0104	187,0	1,0241
7	133,00	1,0105	52,80	1,0095	187,4	1,0219
8	133,20	1,0090	52,85	1,0085	187,7	1,0202
9	133,40	1,0075	52,90	1,0076	187,9	1,0191
10	133,60	1,0060	52,95	1,0066	188,2	1,0175
11	133,75	1,0048	53,00	1,0057	188,4	1,0164
4 ans	133,85	1,0041	53,03	1,0051	188,6	1,0154
1	134,00	1,0030	53,05	1,0046	188,8	1,0143
2	134,10	1,0022	53,08	1,0041	189,0	1,0132
3	134,15	1,0019	53,10	1,0036	189,2	1,0121
4	134,25	1,0011	53,13	1,0031	189,4	1,0111
5	134,30	1,0007	53,15	1,0027	189,5	1,0105
6	134,35	1,0004	53,17	1,0023	189,7	1,0095
7	134,40	1,0000	53,19	1,0021	189,9	1,0084
8			53,20	1,0019	190,0	1,0079
9			53,21	1,0017	190,2	1,0068
10			53,22	1,0015	190,4	1,0058
11			53,23	1,0013	190,5	1,0052
5 ans			53,24	1,0011	190,6	1,0047
1			53,25	1,0009	190,8	1,0037
2			53,25	1,0008	190,9	1,0031
3			53,26	1,0007	191,0	1,0026
4			53,27	1,0006	191,1	1,0021
5			53,28	1,0005	191,2	1,0016
6			53,28	1,0004	191,3	1,0010
7			53,29	1,0003	191,4	1,0006
8			53,29	1,0002	191,4	1,0004
9			53,30	1,0000	191,4	1,0002
10					191,5	1,0000

(1) Moyennes observées aux différents âges.

(2) Coefficients de correction utilisés.

Table de correction des mensurations (suite).

Age	Larg. aux hanches		Long. du bassin	
	(1)	(2)	(1)	(2)
2 ans				
1	45,8	1,1899	47,40	1,1287
2	46,3	1,1771	47,70	1,1216
3	46,7	1,1670	48,05	1,1134
4	47,2	1,1547	48,40	1,1054
5	47,6	1,1449	48,75	1,0974
6	48,0	1,1354	49,05	1,0907
7	48,4	1,1260	49,35	1,0841
8	48,8	1,1168	49,65	1,0775
9	49,1	1,1100	49,95	1,0711
10	49,5	1,1010	50,20	1,0657
11	49,7	1,0966	50,50	1,0594
3 ans				
1	50,0	1,0900	50,65	1,0563
2	50,2	1,0856	50,80	1,0531
3	50,5	1,0792	51,05	1,0480
4	50,7	1,0749	51,20	1,0449
5	50,9	1,0707	51,35	1,0419
6	51,1	1,0665	51,45	1,0398
7	51,3	1,0624	51,60	1,0368
8	51,5	1,0582	51,70	1,0348
9	51,7	1,0541	51,80	1,0328
10	51,9	1,0501	51,90	1,0308
11	52,0	1,0481	52,00	1,0288
4 ans				
1	52,2	1,0441	52,10	1,0269
2	52,4	1,0400	52,20	1,0249
3	52,5	1,0381	52,30	1,0229
4	52,6	1,0361	52,35	1,0220
5	52,8	1,0322	52,45	1,0200
6	52,9	1,0302	52,50	1,0190
7	53,0	1,0283	52,55	1,0181
8	53,2	1,0244	52,65	1,0161
9	53,3	1,0225	52,70	1,0152
10	53,4	1,0206	52,75	1,0142
11	53,5	1,0187	52,85	1,0123
5 ans				
1	53,6	1,0168	52,90	1,0113
2	53,7	1,0149	52,95	1,0104
3	53,8	1,0130	52,95	1,0104
4	53,9	1,0111	53,00	1,0094
5	54,0	1,0092	53,05	1,0085
6	54,0	1,0092	53,10	1,0075
7	54,1	1,0074	53,15	1,0066
8	54,2	1,0055	53,20	1,0056
9	54,2	1,0055	53,25	1,0047
10	54,2	1,0055	53,30	1,0037
11	54,3	1,0037	53,30	1,0037
6 ans				
1	54,3	1,0037	53,35	1,0028
2	54,4	1,0018	53,40	1,0019
3	54,4	1,0018	53,40	1,0012
4	54,5	1,0000	53,45	1,0008
5			53,50	1,0000

(1) Moyennes observées aux différents âges.

(2) Coefficients de correction.

IV. — CONCLUSIONS

Les résultats de cette étude ne peuvent être considérés que comme provisoires, étant donné les erreurs d'échantillonnage observées tant sur les valeurs d'héritabilité que sur les corrélations génétiques.

Si les valeurs d'héritabilité que nous avons calculées sont en général plutôt plus faibles que celles obtenues par les auteurs étrangers, elles confirment que les dimensions purement squelettiques (telles que longueur de la tête, hauteur au garrot) sont plus hérissables que celles du genre « tour de poitrine » qui font intervenir l'état d'embonpoint et le développement des masses musculaires. Une sélection sur le format doit donc, théoriquement, être relativement aisée à réaliser, ce que l'expérience semble démontrer.

En ce qui concerne les écarts observés entre les valeurs de nos corrélations génétiques et celles d'autres auteurs (*cf.* tabl. 13), nous ne pouvons y attacher qu'une importance limitée car, d'une part ces corrélations peuvent très bien varier avec les différentes races et la façon dont elles ont été sélectionnées, d'autre part ces auteurs ont disposé, parfois, de très petits nombres de données et leurs résultats peuvent être entachés d'importantes erreurs d'échantillonnage.

Aussi nous pouvons tirer quelques conclusions : il semble qu'il y ait une certaine indépendance génétique entre la production laitière et le rapport tour de poitrine/hauteur au garrot. Or, l'augmentation de ce rapport est certainement une des caractéristiques les plus nettes de l'évolution de la conformation des vaches montbéliardes au cours de la dernière décennie ; il est donc important de constater que cette évolution a pu se faire, et peut se poursuivre, sans répercussion défavorable sur les aptitudes laitières.

De même, le format général, apprécié, dans notre étude, par la hauteur au garrot, la longueur du bassin et la largeur aux hanches, semble *pratiquement* indépendant de la production laitière. Cette constatation s'applique également à la longueur de tête.

En ce qui concerne le tour de poitrine, et, par conséquent, le poids vif, il serait en légère corrélation positive avec la production laitière : la sélection de ce caractère devrait donc entraîner, théoriquement, un alourdissement de la race. Connaissant r_G , h_x^2 , h_y^2 , σ_x et σ_y , on peut, du reste, prévoir l'accroissement génétique du tour de poitrine lorsqu'on sélectionne uniquement les vaches sur leur production laitière (*cf.*, par exemple, FALCONER, 1960). Les résultats de ce calcul sont les suivants : par 100 kg d'augmentation de la production laitière (gain génétique), le tour de poitrine augmente, corrélativement, de 0,14 cm. Cet accroissement est donc négligeable.

Chez les bovins de race montbéliarde, on pourrait donc sélectionner indépendamment la production laitière et le format.

Quant à la relation entre production laitière et production de viande, nos données ne nous ont pas permis d'aborder le problème directement. Toutefois, dans la mesure où le tour de poitrine et le rapport tour de poitrine/hauteur au garrot donnent, d'après de nombreux auteurs, un ordre de grandeur des aptitudes bouchères d'un animal, nos résultats nous autorisent à penser que la sélection d'un type à aptitudes mixtes est théoriquement possible.

L'importance économique de ce problème mériterait que son étude soit abordée

plus directement, notamment à partir de contrôles de carcasses, de vitesses de croissance et d'indices de consommation.

REMERCIEMENTS

Nous remercions ici la Coopérative d'Élevage du Jura pour sa collaboration, le Syndicat de Contrôle Laitier du Jura, qui nous a autorisés à consulter ses archives, ainsi que D. BOISSEAU pour sa participation à l'étude préliminaire.

Reçu pour publication en novembre 1960.

SUMMARY

MILK PRODUCTION AND BODY CONFORMATION IN THE MONTBELIARDE BREED.

I. — HERITABILITY OF MILK PRODUCTION AND BODY MEASUREMENTS. PHENOTYPIC AND GENETIC CORRELATIONS BETWEEN THESE BODY MEASUREMENTS AND MILK PRODUCTION.

In order to determine to what extent it is possible to improve, by selection, both the milk production and the body conformation of cows of the Montbeliarde breed, we have studied the phenotypic and genetic correlations between, milk production on the one hand and 5 body measurements (height at withers, heart girth, length of rump, width at hips, length of head) and the ratio « heart girth/height at withers », on the other.

The measurements were corrected for age, the milk production for calving season, number of lactation and age at first and second calvings.

427 daughter-dam pairs were used, distributed among 13 bulls and 200 herds in the Jura.

The heritability coefficients of the different measurements and the milk production have been calculated by two methods : daughter-dam intra sire correlation and paternal half-sister correlation. The latter method has given the following coefficients : quantity of milk per total lactation : $0,34 \pm 0,17$; height at withers : $0,39 \pm 0,18$; width at hips : $0,28 \pm 0,15$; rump length : $0,32 \pm 0,16$; heart girth : $0,30 \pm 0,16$; length of head : $0,54 \pm 0,23$; heart girth/height at withers : $0,14 \pm 0,10$.

The genetic correlation coefficients (HAZEL method) between milk production, on the one hand; the height at withers, width at hips, rump length, heart girth, length of head and the ratio chest girth : height at withers, on the other, were $+ 0,15$, $+ 0,17$, $+ 0,12$, $+ 0,23$, $- 0,15$ and $- 0,08$ respectively.

These results seem to show that a certain genetic independance exists between milk production, the body conformation and the general size, at least for the Montbeliarde breed. However, they are not sufficient to solve the problem raised by the selection for a dual purpose breed of cattle.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AURIOL P., 1954 et 1957. Données non publiées.
 BLACK W. H., KNAPP J. R., COOK A. C., 1938. Correlation of body measurements of slaughter steers with rate and efficiency of gain and with certain carcass characteristics. *J. Agric. Res.*, **56**, 465.
 BLACKMORE D. W., MCGILLIARD L. D., LUSH J. L., 1958. Relationships between body measurements, meat conformation and milk production. *J. Dairy Sci.*, **41**, 1050.
 CHARLET P., 1959. Races mixtes. *Bull. tech. Ing. Serv. agric.*, **145**, 831.
 COOK A. C., BLACK W. H., KNAPP J. R., PHILIPPS R. W., 1942. Relationship of milk production of Milking Shorthorn dams to the carcass quality of their steer progeny. *J. Anim. Sci.*, **1**, 345.
 COOK A. C., KOHLI M. L., DAWSON W. M., 1951. Relationship of five body measurements to slaughter grade, carcass grade, and dressing percentage in Milking Shorthorn steers. *J. Anim. Sci.*, **10**, 386.
 DAWSON W. M., YAO T. S., COOK A. C., 1955. Heritability of growth, beef characters and body measurements in Milking Shorthorn steers. *J. Anim. Sci.*, **14**, 208.
 FALCONER D. S., 1960. *Introduction to quantitative genetics*, 365 p.p. Oliver and Boyd, Edinburgh and London.
 FREEMAN A. E., DUNBAR R. S. jr., 1955. Genetic analysis of the components of type, conformation and production in Ayrshire cows. *J. Dairy Sci.*, **38**, 428.
 GOWEN J. W., 1953. On the genetic constitution of Jersey cattle, as influenced by inheritance and environment. *Genetics*, **18**, 415.

- GREGORY P. W., 1933. The nature of size factors in domestic breeds of cattle. *Genetics*, **18**, 221.
- HARVEY W. R., LUSH J. L., 1952. Genetic correlation between type and production in Jersey cattle. *J. Dairy Sci.*, **35**, 199.
- HAZEL L. N., 1943. The genetic basis for constructing selection indexes. *Genetics*, **28**, 476.
- HARING F., 1957. Épreuves de descendance chez les bovins en vue de la production de viande. *Journées d'études, F.E.Z.*, Luxembourg.
- JOHANSSON I., ROBERTSON A., 1951. Progeny-testing in the breeding of farm animals. *Journées d'études, F.E.Z.*, Utrecht.
- JORDAO L. P., CORREA A. P., SANTIAGO A. A., 1959. Comparing subjective type evaluation in Caracu and Brazilian Polled cows with their muscle-skeletal indices and milk yields. *Bol. Industr. Anim., N.S.*, **16**, 67, cité dans *Anim. Breed. Abstr.*, **27**, 157.
- KING S. C., HENDERSON C. R., 1953. Variance components analysis in heritability studies. *Poult. Sci.*, **33**, 147.
- LUSH J. L., 1932. The relation of body shape of feeder steers to rate of gain, to dressing per cent and to value of dressed carcass. *Texas Agr. Expt. Sta. Bul.*, 471.
- LUSH J. L., 1948. Genetics of populations. (Cours professé. Iowa State College. Ames.).
- MASON I. L., 1951. Performance recording in beef cattle. *Anim. Breed. Abstr.*, **19**, 1.
- MASON I. L., ROBERTSON A., GJELSTAD B., 1957. The genetic connexion between body size, milk production and efficiency in dairy cattle. *J. Dairy Res.*, **24**, 135.
- MILLER R. H., Mc GILLIARD L. D., 1959. Relations between weight at first calving and milk production during the first lactation. *J. Dairy Sci.*, **42**, 1932.
- MISNER E. G., 1939. Relation of size of cow to production and cost of production of milk. *Cornell Agr. Expt. Sta. Bull.*, 719.
- MORICE E., 1954. *Analyse statistique*, 368-375. Imprimerie Nationale, Paris.
- MOUGIN B., AURIOL P., 1960. Établissement de formules barymétriques pour les vaches de race montbéliarde. *C. R. Acad. Agric.* **15**, 869.
- O'BLENESS G. V., VAN VLECK L. D., HENDERSON C. R., 1960. Heritabilities of some type appraisal traits and their genetic and phenotypic correlations with production. *J. Dairy Sci.*, **43**, 1490.
- PIRCHNER F., 1959. Statistisch-genetische Untersuchungen an alpinem Braunvieh. *Z. Tierz. Zücht. Biol.*, **61**, 374.
- PLUM M., SINGH B. N., SCHULTZE A. B., 1952. Relationships between early rate of growth and butterfat production in dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, **35**, 957.
- REEVE E. C., 1955. The variance of the genetic correlation coefficient. *Biometrics*, **11**, 357.
- RENNIE J. C., 1951. Relation between type and butterfat production of Jersey cows in Canada. *Scientific Agriculture*, **31**, 553.
- SNEDECOR G. W., 1956. *Statistical Methods*, p. 173, 5^e ed., the Iowa State College Press, Ames.
- TABLER K. A., TOUCHBERRY R. W., 1955. Selection indices based on milk and fat yield, fat per cent and type classification. *J. Dairy Sci.* **38**, 1155.
- TOUCHBERRY R. W., 1951. Genetic correlations between five body measurements, weight, type and production in the same individual among Holsteins cows. *J. Dairy Sci.*, **34**, 242.
- TYLER W. J., HYATT G., 1948. The heritability of official type ratings and the correlation between type ratings and butterfat production of Ayrshire cows. *J. Dairy Sci.*, **31**, 63.
- VAN VLECK L. D., SEARLE S. R., HENDERSON C. R., 1959. The number of daughter-dam pairs needed for estimating heritability. *J. Anim. Sci.*, **18**, 1466.
- WRIGHT S., 1932. General and special size factors. *Genetics*, **17**, 603.
- YAO T. S., DAWSON W. M., COOK A. C., 1953. Relationships between meat production characters and body measurements in beef and Milking Shorthorns. *J. Anim. Sci.*, **12**, 775.