ÉTUDE STATISTIQUE DES CAUSES DE VARIATION DE QUELQUES PARAMÈTRES DU CYCLE DE REPRODUCTION DES VACHES LAITIÈRES

II. — L'INTERVALLE VÊLAGE-FÉCONDATION DANS DES TROUPEAUX DU DÉPARTEMENT DE SEINE-ET-MARNE

PAR

B. VISSAC, J. POLY

Laboratoire de recherches de Zootechnie,
Institut National Agronomique,
Paris.

PLAN DU MÉMOIRE

I. — Introduction.

II. — Critères proposés pour définir la fertilité de la vache :

- 1^o Critères spécifiques de chaque phase du cycle de reproduction.
- 2^o Critères généraux.

III. — Matériel utilisé.

IV. — Analyse statistique des causes de variation de l'intervalle vêlage-fécondation :

- 1^o Distribution des intervalles vêlage-fécondation.
- 2^o Influence du mois de vêlage.
- 3^o Influence de l'étable, « répétabilité » de l'intervalle vêlage-fécondation.
- 4^o Influence de l'âge de la vache.
- 5^o Influence du niveau de production laitière.

V. — Interprétation des résultats statistiques :

- 1^o Distribution des intervalles vêlage-fécondation.
- 2^o Influence de l'année et du mois de vêlage.
- 3^o Influence de l'étable.
- 4^o Influence du niveau de production laitière.
- 5^o Influence de l'âge de la vache.
- 6^o Influence individuelle de la femelle.

VI. — Conclusion.

Résumé.

Références bibliographiques.

I. — INTRODUCTION

Les troubles de reproduction constituent, chez les vaches laitières, une des causes de réforme les plus importantes. De nombreuses enquêtes poursuivies ces dernières années dans divers pays confirment ce point de vue. Certains auteurs concluent même que la stérilité est, avant l'insuffisance de production, la cause essentielle de réforme des femelles. En outre, lorsqu'elle n'aboutit pas à l'élimination des sujets, elle affecte cependant d'une façon très nette l'économie de leur production laitière.

Une statistique récemment publiée aux États-Unis chiffre à 100 milliards de francs environ la perte occasionnée annuellement dans ce pays par la stérilité et les troubles de reproduction du bétail laitier. Bien qu'il soit difficile de déterminer avec précision la nature des causes de stérilité, par suite de leurs interférences — il existe, par exemple, des interactions entre les carences alimentaires et les accidents pathologiques — des auteurs américains ont groupé sous diverses rubriques les causes de stérilité et ont chiffré l'importance de chacune d'elles :

1^o Causes pathologiques : 36,9 p. 100.

2^o Causes physiologiques : 30,8 p. 100.

3^o Causes alimentaires : 26,3 p. 100.

4^o Causes héréditaires : 6,0 p. 100.

Des facteurs, de nature très variée, peuvent entraîner des perturbations aux différents stades du cycle de reproduction de la femelle : ovogénèse, maturation du follicule, ovulation, fécondation de l'ovule, nidation de l'œuf, développement de l'embryon d'abord, du fœtus ensuite. Une bonne définition de la fertilité, base de toute étude sur la reproduction d'un animal, devrait impliquer, selon nous, la caractérisation par des critères objectifs de chaque stade du cycle sexuel.

II. — CRITÈRES PROPOSÉS POUR DÉFINIR LA FERTILITÉ

Nous allons donc passer en revue les différents paramètres utilisés jusqu'ici pour exprimer le niveau de fertilité de la femelle ; ils se rapportent soit à chaque stade, soit à l'ensemble du cycle de reproduction.

I. — Critères spécifiques de chaque phase du cycle de reproduction.

L'étude physiologique complète des différentes phases du cycle sexuel exige un examen approfondi des organes de reproduction de la femelle, nécessitant parfois son abattage. Un tel travail doit être effectué

sur un nombre suffisant de données, donc avec d'importants moyens matériels que ne possèdent généralement pas les services de recherche. Les premières études complètes sur cette question ont été poursuivies depuis quelques années en Amérique.

On s'est attaché essentiellement à l'étude des 3 phases de la vie sexuelle de la vache :

- intervalle entre le part et la réapparition des chaleurs,
- fécondation et premiers stades du développement embryonnaire,
- vie utérine du fœtus jusqu'à sa naissance.

a) Intervalle entre le part et les premières chaleurs.

Cette période peut être caractérisée par les intervalles entre le vêlage et l'involution de l'utérus, le vêlage et la réapparition des chaleurs, paramètres qui ont été étudiés par BUCH et coll. (8), WARNICK (51), OLDS et coll. (34), CARMAN (10), HERMAN et coll. (24). D'autres auteurs ont envisagé ensuite les variations de durée du cycle œstral. Tous ces critères permettent de caractériser les phénomènes d'ovulation chez la vache : retour des chaleurs après le part, durée des cycles œstraux.

b) Phase de fécondation et de développement embryonnaire.

En ce qui concerne la phase de fécondation, WILHELM et coll. (52), BEARDEN et coll. (3), CASIDA (9), CHRISTIAN et coll. (13), TANABE et coll. (48) calculent le pourcentage d'ovules fécondés 3 jours après la saillie ; cette détermination est rendue possible par l'examen post-mortem des voies génitales de la vache. Les mêmes auteurs définissent, sur un 2^e lot de femelles issues de la même population, le taux de mortalité des embryons fécondés ; dans ce but, le pourcentage d'embryons normaux à 33 ou 34 jours après la saillie est rapporté au taux de fécondation. De nombreux chercheurs, dans un esprit plus pratique, expriment le taux de fécondation des ovules par le pourcentage de réussite à une époque variable après la date de saillie, — cette mesure est utilisée couramment en insémination artificielle — ; la mortalité embryonnaire peut être appréciée alors à partir du pourcentage de retours en chaleurs entre 1 mois et 5 mois après la saillie par rapport au nombre total de saillies. D'autres chercheurs envisagent le nombre de saillies nécessaires pour féconder la femelle ; c'est le cas de BOYD et coll. (4), CARMAN (10), POU et coll. (40), LEGATES (31), TRIMBERGER et coll. (50), DAVIS et coll. (16), OLDS et coll. (35). L'intervalle entre la 1^{re} saillie et la fécondation tient compte non seulement du nombre de saillies mais aussi des intervalles de temps qui les séparent ; CARMAN (10), POU et coll. (40) ont utilisé cette mesure dans leurs travaux.

c) Phase de développement du fœtus.

Au cours de la phase de développement enfin, des troubles de nature diverse peuvent occasionner sa mort, une diminution de sa vitalité, sa résorption ou son expulsion précoce en cas d'avortements : on a proposé (15) pour préciser l'importance de ces derniers dans une étable ou un groupe d'étables, l'utilisation d'un critère de normalité des gestations :

$$\frac{(\text{Nombre de gestations comprises entre 279 et 288 jours}) \times 100}{\text{Nombre total de gestations}}$$

L'expression du numérateur devait, selon nous, tenir compte de la variabilité des durées de gestation pour la race et dans la région étudiées (45).

On signale, par ailleurs, l'intérêt de critères tels que le pourcentage de veaux mort-nés ou déficients, le sex ratio, qui pourraient indiquer des troubles de la reproduction dans la 2^e partie de la gestation, mais qui présentent un faible intérêt dans le cadre d'un élevage, vu l'effectif limité des animaux.

2. — Critères généraux.

L'intervalle entre 2 vêlages successifs constitue la résultante des différents critères utilisés pour chaque stade du cycle de reproduction ; il a, en outre, une signification réelle sur l'économie de la production laitière (39). La durée de gestation étant relativement constante pour une race, dans un milieu d'exploitation donné, SIGNORET et coll. (45), l'intervalle entre vêlages est sous la dépendance étroite de l'intervalle vêlage-fécondation. DUNBAR et coll. (17), BROWN et coll. (7), LEGATES (31), RENNIE (41), SKJERVOLD (46), JOHANSSON et HANSSON (28), LEWIS et coll. (32), ont étudié le 1^{er} critère tandis que LAMBARDT (30), SCHMIDT (44), SANDERS (43), CHAPMAN et coll. (11), CARMAN (10), se servent de l'intervalle vêlage-fécondation pour caractériser le niveau de fertilité de la femelle.

Certains chercheurs ont enfin défini, à partir des intervalles entre vêlages d'une vache, des index moyens de fertilité : ROLLINSON (42) dans une revue bibliographique très documentée, recommande le rapport suivant proposé par ASDELL pour exprimer l'efficacité de reproduction, « breeding efficiency », d'une femelle ou d'une collectivité d'animaux :

$$\frac{\text{Intervalle } 1^{\text{er}}\text{-}3^{\text{ème}} \text{ vêlage (pour un individu ou un troupeau)}}{\text{Ecart-type des intervalles } 1^{\text{er}}\text{-}3^{\text{ème}} \text{ vêlage.}} - \frac{\text{Intervalle } 1^{\text{er}}\text{-}3^{\text{ème}} \text{ vêlage (moyenne de la race ou de la région)}}{\text{Ecart-type des intervalles } 1^{\text{er}}\text{-}3^{\text{ème}} \text{ vêlage.}}$$

Des expressions similaires sont utilisées par d'autres auteurs et rapportées par GILMORE (20).

Il convient de préciser enfin que tous les critères que nous venons de signaler présentent de nombreuses imperfections et ne peuvent expri-

mer entièrement la fertilité de la femelle ; c'est ainsi que la détermination des intervalles vêlage-premières chaleurs, vêlage-fécondation, n'est possible que si les premières chaleurs se manifestent après le vêlage et si la fécondation est réalisée. Les cas de stérilité permanente, par exemple, ne sont pas inclus dans ces contrôles et cette lacune enlève une grosse part de leur signification aux études poursuivies sur les critères que nous avons définis. Les recherches génétiques devraient enfin porter sur des populations absolument pas sélectionnées et non sur des collections d'animaux qui sont tous plus ou moins féconds, où il est impossible de chiffrer l'importance de la sélection naturelle qui s'opère d'une génération à l'autre par l'élimination d'animaux entièrement stériles.

En définitive, si le contrôle de la reproduction est un contrôle d'aptitude dont les modalités restent à définir dans le détail, il n'empêche que les renseignements couramment enregistrés par les associations d'élevage peuvent donner une idée de l'importance sinon de la nature des troubles de reproduction des femelles ; l'enregistrement des dates de chaleurs par l'éleveur ou le vacher devrait permettre de compléter et de préciser les observations faites jusqu'ici. L'ensemble de tous ces éléments pourrait fournir au nutritionniste des indices valables pour les manifestations de carences alimentaires, laisser entrevoir au généticien les possibilités d'amélioration de certains éléments de la fertilité par la sélection, permettre enfin au vétérinaire et au physiologiste de réviser un diagnostic que l'examen individuel en ferme rend souvent aléatoire.

Nous avons cru bon d'utiliser dans la suite de notre texte des abréviations pour les principaux critères qui seront envisagés (tableau I).

TABLEAU I

Abréviations utilisées dans le texte	
Intervalle de vêlages.....	I. V.
Intervalle vêlage-fécondation.....	I. V.-F.
Intervalle vêlage-1 ^{res} chaleurs.....	I. V.-Ch.
Nombre de saillies par fécondation.....	S./SF.

III. — MATÉRIEL UTILISÉ

Notre travail porte sur les données d'I. V—F. enregistrées dans les documents du syndicat de contrôle laitier de Seine-et-Marne entre 1948 et 1952. Nous avons étudié principalement 2 046 I. V—F. de 725 vaches de race Française Frisonne Pie-Noire (3,39 I. V—F. par vache), appartenant à 62 troupeaux ; seules ont été conservées, dans notre travail, les femelles dont les 2 premiers I. V. ont pu être calculés au cours de cette période. Les réformes au cours des 2 premières lactations étant surtout dues à la faiblesse des productions laitières, ce choix ne modifie pas

sensiblement la valeur représentative de l'échantillon étudié ; ce fait a, d'ailleurs, été vérifié au préalable.

Les conditions d'élevage des vaches laitières présentent, dans le département de Seine-et-Marne, de nombreux points communs ; les animaux utilisent d'octobre à avril les sous-produits de la betterave à sucre : collets de betteraves, pulpes de sucrerie ou de distillerie, mélasse, associés dans la ration de base à du foin de luzerne et, dans certains cas, à des ensilages fourragers. Le cycle d'exploitation des animaux dépend en grande partie de l'utilisation de ces aliments ; la majorité des vêlages se situe donc à l'automne ou au début de l'hiver. Enfin, la monte naturelle est le mode de reproduction le plus courant en Seine-et-Marne.

Le manque d'information sur les dates exactes de saillie des vaches nous a conduits à calculer de nombreux I. V—F. à partir des données correspondantes d'I. V., en nous basant sur une durée de gestation constante de 280 jours ; cette façon d'opérer est justifiée, comme nous l'avons montré dans une autre publication sur les causes de variation de la durée de gestation dans les étables du même département : SIGNORET et coll. (45). La valeur moyenne obtenue sur un échantillon de 103 durées de gestation de vaches F. F. P. N. de ce département est, en effet, de $279,57 \text{ j} \pm 0,72$. Les I. V—F. précédant des avortements ont été éliminés de notre enquête.

L'étude statistique de cette population d'I. V—F. a été poursuivie selon les règles d'analyse de la variance, définies par SNEDECOR (47), OSTLE (36).

IV. — ANALYSE STATISTIQUE DES CAUSES DE VARIATION DE L'I.V.-F.

1. — Distribution des I.V—F.

La répartition des fréquences de la population d'I. V—F. a été établie par classes de 20 jours (graphique I) ; les tests de normalité de la courbe de fréquence ont été calculés pour cette distribution. Il ressort de cette étude que la valeur moyenne de la population de données est de 119,1 jours, son écart-type de 67,1 jours. La moyenne est supérieure au mode (80-100 jours) ; d'ailleurs, le résultat du test de skewness ($+ 1,803 \pm 0,00293$) prouve que la dissymétrie de la répartition est hautement significative ($t = 33,4$). Les fréquences des I. V—F. correspondant aux classes moyennes et extrêmes sont en excès par rapport aux valeurs de la courbe normale ; le test de kurtosis ($+ 1,404 \pm 0,01171$) qui indique cette tendance nous permet également de conclure que la courbe diffère significativement d'une répartition gaussienne ($t = 13,0$).

Les principales influences qui interviennent sur les variations de l'I. V—F. ont été étudiées statistiquement ; nous avons distingué :

— celles imputables au milieu : conditions climatiques, conditions d'entretien, niveau d'alimentation ;

a) l'action du mois de vêlage qui exprime les fluctuations saisonnières de ces caractéristiques,

b) celle, plus restreinte, du troupeau qui, dans ce département où l'élevage en famille est peu pratiqué et le niveau de consanguinité faible, reflète surtout les conditions d'exploitation des animaux.

— celles imputables à l'individu : nous avons envisagé successivement :

- a) le coefficient de répétabilité des I. V—F. d'une vache,
- b) les influences physiologiques dues à l'âge de la vache,
- c) le niveau de production de la femelle, mesuré par différents paramètres.

L'incidence du taureau qui a effectué la saillie sur l'I. V—F. des vaches n'a pas été étudiée car nous manquions des données nécessaires à ce travail ; cela n'implique pas pour autant qu'elle soit négligeable.

2. — Influence du mois de vêlage sur l'I.V.—F.

Les valeurs moyennes de l'I. V—F. correspondant à chaque mois de vêlage ont été calculées pour l'ensemble des données et pour les 1^{ères} lactations séparément ; nous avons cru bon d'effectuer cette distinction, étant donnée l'influence prépondérante de l'âge sur les 1^{ers} I. V—F.

Le tableau II et le graphique II représentent les variations de

ce critère. Le pourcentage d'I. V—F. de durée anormale a également été calculé pour chaque mois de vêlage : l'examen de la courbe de fréquence des données (palier au delà de 200-220 j) et l'idée que les éleveurs peuvent se tromper dans le diagnostic de la gestation jusqu'au 4^e mois après la saillie (210 jours d'I. V—F. environ) nous a conduits à retenir comme telles les valeurs supérieures à 210 jours. Les résultats obtenus figurent dans le tableau II et sont schématisés dans le graphique III.

Les 2 courbes représentatives des variations des valeurs moyennes mensuelles présentent un maximum pour les vêlages de juin, juillet, août (la faible valeur obtenue pour les 1^{ers} I. V—F. consécutifs aux vêlages de juin est vraisemblablement due à un nombre limité de données). Les I. V—F. minima apparaissent après les vêlages de février et mars. Il ressort, en somme, à l'examen des graphiques II et III qu'en hiver et au printemps (décembre à mai) les vêlages sont suivis d'I. V—F. relativement

TABLEAU II
Influence du mois de vêlage sur l'I. V—F.

	Mois de vêlage	J.	F.	M.	A.	M.	A.	J.	J.	J.	A.	S.	O.	N.	D.	Total
Totalité des I. V—F.	Nombre de données.....	231	234	167	172	119	101	126	90	180	206	220	200	2046		
	Valeur moyenne.....	116,9	112,9	111,8	118,1	119,3	128,8	127,7	135,2	118,5	121,0	123,8	111,7	119,1		
	Pourcentage de la moyenne des 12 mois..	97,0	93,7	92,8	98,0	99,0	107,6	105,8	112,1	98,2	100,4	102,7	92,7	100,0		
	Pourcentage de données anormales.....	8,3	6,9	8,4	9,9	10,2	17,0	12,8	17,9	12,3	10,7	12,8	7,5	11,2		
I. V—F. en 1 ^{ère} lactation	Nombre de données.....	123	71	66	75	46	66	75	56	115	164	160	110	1136(1)		
	Valeur moyenne.....	123,1	121,4	121,0	127,0	123,1	115,3	160,1	138,3	132,1	134,4	137,3	121,7	129,6		
	Pourcentage de la moyenne des 12 mois..	95,0	93,7	93,4	98,0	95,0	89,0	123,5	106,7	101,9	103,8	106,0	94,0	100,0		
	Pourcentage de données anormales.....	12,0	9,8	7,3	14,0	15,2	10,3	18,2	22,8	15,3	10,9	17,7	10,4	13,5		

(1) Afin d'inclure le maximum de données dans cette 2^{ème} étude, nous avons envisagé la totalité des I. V—F. correspondant aux premières lactations.

courts ; l'été et l'automne constituent, par contre, des saisons de vêlage défavorables ; les mises-bas pendant cette période précèdent un retour en chaleurs des animaux au cours de la stabulation où, comme nous le verrons, les conditions de reproduction des vaches laitières sont, en général, les plus mauvaises.

L'analyse de la variance des I. V—F. classés par mois de vêlage permet de chiffrer l'importance de ce facteur dans la variance totale. Ce calcul statistique a d'abord été appliqué aux I. V—F. correspondant aux 1^{ères} lactations (tableau III).

TABLEAU III

Analyse de variance des 1^{ères} I. V—F. classés par mois de vêlage.

Source de variance	Somme des carrés des écarts.	Nombre de degrés de liberté	Variance calculée
Variance totale.....	5 854 376	1 135	
Variance entre classes.....	124 196	11	11 291
Variance intra-classes.....	5 730 181	1 124	5 098

L'influence du mois de vêlage sur les 1^{ères} I. V—F. est significative au seuil de 5 p. 100 mais la part de la variance qui lui est imputable, dans la variance totale, n'est que de 1,3 p. 100.

Nous avons pensé que cette influence devrait être dissociée de celle de l'élevage ; aussi, avons-nous détaillé notre analyse de la variance selon 3 facteurs de variation : mois de vêlage, étable, interaction étable-mois de vêlage. Ce travail a porté sur les I. V—F. des troupeaux les plus importants (comportant au moins 20 données). Les résultats obtenus figurent dans le tableau IV.

TABLEAU IV

Analyse de variance des I. V—F par classes d'élevage et de mois de vêlage.

Source de variance	Somme des carrés des écarts	Nombre de degrés de liberté	Variance calculée	Test F
Variance totale.....	2 136 049	573		
Variance entre mois de vêlage ..	92 715	11	8 429	2,19 ⁺
Variance entre élevages.....	201 617	22	9 164	2,38 ⁺⁺
Variance due à l'interaction ..	694 453	242	2 870	0,75
Variance résiduelle.....	1 147 264	298	3 850	

+ significatif au seuil de 5 % — ++ significatif au seuil de 1 %

L'interaction entre les 2 facteurs : étable et mois de vêlage, n'est pas statistiquement significative, il n'y a donc pas lieu d'en tenir compte. La part de la variance totale due à l'action du mois de vêlage est, dans ce cas, de 2,25 p. 100. Ce chiffre est légèrement supérieur à celui que nous avons obtenu sur les 1^{ers} I. V—F.

3. — Influence de l'étable ; « répétabilité » de l'I.V—F.

Nous avons groupé dans ce chapitre l'influence de l'étable et celle de la femelle, car il est bien connu que la plupart des performances de la vache laitière sont étroitement liées à son mode d'élevage et à ses conditions d'entretien. Cette contingence entraîne le statisticien à déterminer la part du troupeau comme cause de variation des I. V—F. des animaux qui le constituent et à envisager la « répétabilité » des données individuelles à l'intérieur de chaque élevage.

Dans un premier stade, nous avons étudié les variations entre élevages des 1^{ers} I. V—F. (tableau V).

TABLEAU V

Analyse de variance des 1^{ers} I. V—F. entre élevages.

Source de variance.	Somme des carrés des écarts.	Nombre de degrés de liberté.	Variance calculée.	Test F
Variance totale	3 838 183	724		
Variance entre classes	701 476	61	11 500	2,43 ++
Variance intra-classes.....	3 136 707	663	4 731	

L'influence de l'étable sur les 1^{ers} I. V—F. est donc hautement significative ; elle représente une fraction de variance de 10,9 p. 100.

Cette étude a été poursuivie sur l'ensemble de la population d'I. V—F. ; nous avons déterminé la part de l'étable et celle de l'individu intra-étables, qui est matérialisée statistiquement par le coefficient de répétabilité des I. V—F. L'analyse de variance a porté successivement sur :

- 1^o les vaches dont nous connaissons les 3 premiers I. V—F.,
- 2^o les vaches dont nous connaissons les 4 premiers I. V—F.,
- 3^o la totalité des I. V—F.

Les résultats obtenus figurent dans le tableau VI.

TABLEAU VI

Analyse de variance des I. V—F. classés par étable et par vache.

	Source de variance	Somme des carrés des écarts	Nombre de degrés de liberté	Variance calculée	Test F.
Vaches ayant 3 I.V-F.	Variance totale	2 024 190	631		
	Variance entre étables	239 590	49	4 890	1,57 ⁺
	Variance entre vaches intra-étables	305 028	108	2 824	0,91
	Variance résiduelle	1 479 572	474	3 121	
Vaches ayant 4 I.V-F.	Variance totale	4 941 469	1 106		
	Variance entre étables	528 030	56	2 429	2,15 ⁺⁺
	Variance entre vaches intra-étables	1 180 920	312	3 785	0,86
	Variance résiduelle	3 232 519	738	4 380	
Totalité des données	Variance totale	9 186 069	2 044		
	Variance entre étables	885 189	61	14 511	3,48 ⁺⁺
	Variance entre vaches intra-étables	2 803 250	663	4 228	1,01
	Variance résiduelle	5 497 630	1 320	4 168	

Il ressort de cette étude que, si l'influence de l'étable est significative au seuil de 5 p. 100 dans les 3 schémas d'analyse envisagés, la répétabilité des I. V—F. est pratiquement nulle ; la part de variance due à la femelle dans la variance totale n'est en effet calculable que dans le 3^{ème} cas ; elle est alors de 0,5 p. 100.

Si nous négligeons cette action individuelle, l'influence de l'étable correspond à des fractions de variance de 4,54 p. 100-6,05 p. 100-6,9 p. 100 respectivement. Ces valeurs sont très voisines de celle obtenue par l'analyse de variance des I. V—F. classés par étable et par mois de vêlage, qui est de 5,25 p. 100, abstraction faite de l'interaction des 2 facteurs étudiés, elles sont notablement plus faibles que le pourcentage correspondant aux 1^{ers} I. V—F. : 10,9 p. 100. Il est bien évident que le calcul de la « répétabilité » des données, effectué sans tenir compte de l'influence de l'étable nous fournit des chiffres plus significatifs : les valeurs obtenues dans ce cas sont, en effet, comprises entre 3 et 7 p. 100.

Nous remarquerons que les résultats dépendent de l'échantillon

analysé : plus le nombre moyen d'I. V—F. par vache est grand, plus l'influence de l'étable est réduite ; nous avons montré qu'elle n'était plus statistiquement significative lorsqu'on se limitait aux animaux possédant 5 données ; la répétabilité des I. V—F. était, par contre, de 3,1 p. 100 dans ce dernier cas.

En conclusion, l'étable est un facteur important des variations de l'I. V—F. ; son action est particulièrement nette chez le jeune, au cours de la 1^{ère} lactation. La « répétabilité » des I. V—F. est négligeable.

4. — Influence de l'âge sur l'I.V—F.

Devant l'imprécision de nombreuses dates de naissance antérieures à 1950, il ne nous a pas été possible d'étudier l'influence de l'âge au vêlage sur l'I. V—F. suivant : nous avons limité ce travail aux 1^{ers} vêlages seulement. Le coefficient de corrélation, calculé sur 497 animaux, entre l'âge au 1^{er} vêlage et l'I. V—F. suivant n'est pas significatif ($r = + 0,008$) ; cela peut s'expliquer, comme nous l'avons montré dans le tableau VII, car les variations avec l'âge au 1^{er} vêlage de l'I. V—F., ne s'effectuent pas selon une loi linéaire (graphique IV).

TABLEAU VII

Influence de l'âge au 1^{er} vêlage sur l'I. V—F. au cours de la 1^{ère} lactation.

Classe d'âge au 1 ^{er} vêlage.	Nombre de données.	Valeur moyenne de l'I. V—F.
1 : moins de 900 jours.....	71	165,25
2 : de 900 j. à 1 000 j.....	100	130,30
3 : de 1 000 j. à 1 100 j.....	138	124,88
4 : de 1 100 j. à 1 200 j.....	98	137,79
5 : plus de 1 200 j.....	90	150,25

Les valeurs extrêmes d'âge au 1^{er} vêlage sont donc, en général, suivies d'I. V—F. plus élevés.

Nous avons, dans une 2^{ème} partie, examiné l'incidence du numéro de vêlage sur l'I. V—F. au cours de la lactation suivante : les couples de données correspondant aux 1^{er} et 2^{ème}, 2^{ème} et 3^{ème}, 3^{ème} et 4^{ème} vêlages ont été groupés en classes successives ; dans chacune d'entre elles l'I. V—F. moyen, associé au nième vêlage a été exprimé en pourcentage de cette valeur pour les vêlages d'ordre n-1 et rapporté ensuite à la moyenne des 1^{ers} I. V—F., supposée égale à 100. Cette méthode d'étude de l'influence de l'âge est préférable à la comparaison, couramment utilisée, des I. V—F. moyens par classe d'un numéro d'ordre déterminé, comparaison qui ne tient pas compte des différences individuelles de fertilité entre les animaux de 2 classes successives et qui est faussée par l'élimination progressive des vaches de mauvaise fécondité. Enfin, un autre procédé

d'étude de l'influence du numéro de vêlage consiste à ne retenir que les animaux possédant un certain nombre d'I. V—F. (5,6 ou 7 I. V—F.) ; mais, outre qu'il s'agit là d'un échantillon de vaches sélectionné, en ce qui concerne les aptitudes à la reproduction, le nombre d'individus utilisables pour cette étude est généralement insuffisant.

Les résultats que nous avons enregistrés par la 1^{ère} méthode sont consignés dans le tableau VIII et leur variation schématisée dans le graphique V.

L'I. V—F. diminue donc de 12 à 13 p. 100 du 1^{er} au 2^{ème} vêlage : les valeurs moyennes obtenues pour les 725 vaches dont nous connaissons les 2 premiers I. V—F. sont de 130,5 et 114,8 jours respectivement. La courbe de variation passe ensuite par un minimum chez les vaches adultes (4^{ème} vêlage) pour s'accroître chez les vieilles vaches. La sélection tend, cependant, avec l'âge des animaux, à réduire les pourcentages réels, du fait de l'élimination progressive des mauvaises reproductrices.

TABLEAU VIII

Influence du numéro de vêlage sur l'I. V—F. suivant.

Numéro de Vêlage.	Nombre de couples d'I. V—F.	Valeur moyenne en % des 1 ^{ers} I. V—F.
1		100,0
2	725	87,7
3	452	85,8
4	270	82,4
5	105	87,8
6	48	90,3

L'influence du numéro de vêlage a enfin été statistiquement analysée ; les variations de l'I. V—F. attribuables à ce facteur ont été précisées par une analyse de variance (tableau IX).

TABLEAU IX

Analyse de variance des I. V—F. classés par numéro de vêlage.

	Source de variance	Somme des carrés des écarts	Nombre de degrés de liberté	Variance calculée	Test F.
1 ^{ers} et 2 ^{èmes} I.V—F.	Variance totale	6 664 489	1 449		
	Variance entre classes	89 359	1	89 359	19,7 ⁺⁺
	Variance intra-classes	6 575 130	1 448	4 541	
Totalité des I.V—F.	Variance totale	9 186 069	2 045		
	Variance entre classes	164 834	3	54 945	12,4 ⁺⁺
	Variance intra-classes	9 021 235	2 042	4 418	

La part de variance due au numéro de vêlage est donc significative au seuil de 1 p. 100 mais elle ne correspond qu'à des pourcentages de la variance totale de 2,5 dans le premier cas et de 2,3 dans le 2^{ème} cas.

5. — Influence du niveau de production sur l'I.V—F.

Elle a d'abord été envisagée au stade de l'élevage. Il est, en effet, logique d'admettre que l'action de l'étable puisse être partiellement caractérisée par la production moyenne des vaches qui constituent le troupeau ; on peut penser qu'à niveaux d'alimentation comparables, les élevages où apparaissent le plus de troubles de s'érité, sont ceux où les animaux ont la plus forte production. Nous avons calculé le coefficient de corrélation entre la production journalière moyenne pendant la 1^{ère} lactation, — (seules ont été retenues pour cette étude les 1^{ères} lactations

TABLEAU X

Influence du niveau de production de l'étable sur l'I. V—F.

Classe de niveau de production	Nombre d'élevages	Valeur moyenne de l'I.V—F.
A = moins de 10 kg.....	11	124,6
B = de 10 à 11 kg.....	15	116,7
C = de 11 à 12 kg.....	13	113,1
D = plus de 10 kg.....	23	122,5

dont la durée était comprise entre la moyenne ± 2 fois l'écart-type de la distribution des durées de lactation en Seine-et-Marne) —, et l'I. V—F. moyen pour chacune des 62 étables. La valeur obtenue : $r = -0,04$ n'est pas significative. Les élevages ont ensuite été classés selon 4 niveaux de production et nous avons étudié les variations de l'I. V—F. entre ces 4 groupes (tableau X et graphique VI).

L'influence dépressive du niveau de production de l'étable sur la fécondité ne se manifesterait donc, dans notre étude, qu'au-delà d'une production journalière moyenne de 12 kg de lait en 1^{ère} lactation.

Mais, l'action du niveau de production doit être surtout envisagée au stade individuel ; l'aptitude laitière est, en effet, une caractéristique de chaque animal. Notre étude a porté sur 377 animaux dont nous connaissions les I. V—F. et les productions au cours des 1^{ère} et 2^{ème} lactations (nous n'avons considéré que les vaches dont les 2 premières lactations étaient de durées comparables). L'I. V—F. pouvant être influencé à la fois par les niveaux de production de la lactation précédente et de la lactation suivante, il nous a paru important de dissocier ces 2 phénomènes ; l'état de carence peut, en effet, se manifester chez la femelle après un temps de latence plus ou moins long au cours duquel l'animal vit sur ses propres réserves.

Les coefficients de corrélation calculés entre ces différentes mesures sont consignés dans le tableau XI.

TABLEAU XI

Influence du niveau de production individuelle sur l'I. V—F.

Aucune de ces corrélations n'est significative, bien que deux d'entre elles, cependant, soient très voisines du seuil de 5 p. 100 correspondant à 400 couples de données (0,098).

Nous avons enfin pensé que les effets sur l'I. V—F. d'une production élevée au cours de la lactation précédente pourraient être atténués par une période de tarissement plus longue. Le coefficient de corrélation entre la durée de tarissement en 1^{ère} lactation et le 2^{ème} I. V—F., calculé pour le lot d'animaux ci-dessus, n'est cependant pas significatif.

L'influence du niveau de production est, en somme, difficile à mettre en évidence par le calcul statistique du fait, surtout, de la présence d'I. V—F. particulièrement élevés. Nos recherches n'ont, d'autre part, porté que sur les 1^{ères} et 2^{èmes} lactations où cette influence est certainement plus faible que chez les vaches adultes ou âgées. Celles-ci tendent, peu à peu, à la suite de productions importantes, à épuiser leurs réserves minérales et doivent, par conséquent, manifester plus rapidement des troubles des fonctions de reproduction. Nos données étaient trop fragmentaires pour nous permettre d'apporter sur ce point des conclusions décisives.

V. — INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS STATISTIQUES

Les résultats de notre étude statistique ont été interprétés à la lumière des travaux poursuivis par d'autres chercheurs sur l'I. V—F. et les principaux critères qui caractérisent la fertilité de la femelle.

1. — Distribution des I.V—F.

Nous avons envisagé dans une autre publication : POLY et coll. (39) l'incidence de l'I. V—F. sur la productivité journalière de la vache laitière, ce qui a, pour l'éleveur, un réel intérêt économique. Pour situer le niveau de fertilité des femelles en Seine-et-Marne, nous nous bornerons à comparer notre population d'I. V—F. à celles qui font l'objet d'études similaires en France et à l'étranger (tableau XII).

TABLEAU XII

Valeurs moyennes des I. V. et I. V—F. enregistrées dans d'autres études.

Référence bibliographique	Origine des données	Valeur moyenne	
		I. V.	I. V—F.
Lambardt (30).....	Vaches pie-noire allemandes		85,5
Schmidt (44).....	Vaches pie-rouge de Westphalie.		95,06
Rennie (41).....	Vaches Holstein frisonnes.	413,0	
Johansson et Hansson (28).....	Vaches pie-rouge suédoises : — 1 ^{ères} lactations, — autres lactations.	397,2 386,2	
Sanders (43).....			83,1
Legates (31).....		406,0	
Poly et coll. (38).....	Vaches normandes (Seine-Maritime).		124,1
	Vaches normandes et F. F. P. N. (Yonne).		103,8
Enquêtes du comité fédératif national de contrôle laitier (14).....	Vaches F. F. P. N. : — département de S. & M. — " " l'Aisne. — " " la Meuse.	392,0 373,1 357,0	

Les résultats de diverses études sont sujets à critique car les calculs ont été effectués sur des données recueillies au cours d'un intervalle de temps trop limité (inférieur à 2 ans parfois) où ne figurent évidemment pas les valeurs les plus élevées. D'autres auteurs, par contre, éliminent de leur matériel de travail des I. V. ou les I. V—F. supérieurs à une certaine limite, ce qui enlève une grande part de leur intérêt aux résultats alors fournis.

Enfin, une étude précise de l'I. V—F. exigerait la décomposition de ce dernier critère en plusieurs éléments :

— Intervalle vêlage — 1^{ères} chaleurs.

— Intervalle 1^{ères} chaleurs — 1^{ère} saillie avec enregistrement de toutes les dates de chaleurs dans cet intervalle de temps.

— Intervalle 1^{ère} saillie-fécondation pendant lequel les chaleurs et les saillies devraient être également consignées.

Il serait alors plus facile de déceler la nature physiologique de divers troubles de reproduction : retards dans l'apparition des chaleurs après le vêlage, intervention de l'éleveur pour fixer la date de la 1^{ère} saillie, perturbations de la fécondation ou troubles de la vie embryonnaire. Une telle technique de travail est utilisée par CHAPMAN et CASIDA (11). Nous pensons qu'il serait possible de généraliser de semblables contrôles dans beaucoup d'étables avec un minimum de soin et d'attention de la part des éleveurs.

2. — Influence de l'année et du mois de vêlage.

L'action de l'année sur les variations de l'I. V—F. a été signalée par BROWN et coll. (7), RENNIE (41), CARMAN (10) ; ces auteurs lui attribuent une part de 4 à 7 p. 100 dans la variance totale des I. V—F. Si cette influence peut être sensible quand les vaches ont une alimentation basée essentiellement sur les ressources du pâturage, liées elles-mêmes aux conditions climatiques annuelles, nous ne pensons pas qu'elle puisse se manifester dans le cadre de notre étude.

La plupart des travaux sur les paramètres du cycle de reproduction des vaches font état de l'action prépondérante du mois de vêlage sur les manifestations de la vie sexuelle de la femelle, au cours de sa lactation. Les auteurs envisagent, à ce sujet, 2 saisons de vêlage : une période favorable pendant laquelle on enregistre les I. V—F. les plus faibles, une défavorable, où les vêlages sont suivis, au contraire, d'I. V—F. plus élevés. Les mois correspondant aux valeurs extrêmes d'I. V—F. ont été consignés dans le tableau XIII pour quelques études fondamentales.

C'est donc les vêlages de printemps qui paraissent être accompagnés des I. V—F. les plus faibles ; les valeurs minima que nous obtenons sont, en effet, consécutives aux vêlages de mars. Ce décalage entre nos résultats

et ceux des autres auteurs est encore plus important lorsque l'on considère les mois de vêlage correspondant aux I. V—F. les plus longs : juin, juillet, août en Seine-et-Marne, octobre, novembre, décembre dans la biblio-

TABLEAU XIII

Mois de vêlage correspondant aux valeurs extrêmes d'I. V. ou d' I. V—F.

Référence	Paramètre étudié	Mois de vêlage suivi d'I. V. ou d'I. V—F. minima	Mois de vêlage suivi d'I. V. ou d'I. V—F. maxima
JOHANSSON et coll. (28)...	I. V.	Avril	Septembre-Novembre
LAMBARDT (30)	I. V—F.	Avril-Mai-Juin	
HIRT (27)	"	Mars-Avril-Mai	
SANDERS (43)	"	Avril-Mai	Septembre-Décembre
SCHMIDT (44)	"	Juin	

graphie. Il convient, cependant, de noter que cet écart est très réduit, quand nous comparons nos résultats à ceux enregistrés sur une population dont le niveau de fertilité est voisin (JOHANSSON et HANSSON (28)). Le graphique VII représente les variations des moyennes d'I. V—F. cor-

respondant aux différents mois de vêlage, exprimées en pourcentage de la moyenne de l'année, en Seine-et-Marne d'une part, dans l'étude de ces 2 auteurs, d'autre part. Nous constatons qu'une simple translation de notre graphique de un mois vers la droite entraîne une remarquable

similitude des 2 courbes. Il est, en effet, logique de penser que les variations mensuelles de l'I. V—F. peuvent différer avec les niveaux moyens d'I. V—F. de chaque population.

D'ailleurs, l'analyse de variance des données classées par mois de vêlage montre que l'influence de ce facteur de variation est plus importante en Seine-et-Marne que dans les autres études, où elle ne s'avère généralement pas significative. A cet état de fait correspondent plusieurs explications.

Il y a, d'abord l'action personnelle de l'éleveur, qui, selon le mois de vêlage de ses animaux, fixe la durée optimum de l'I. V—F. pour un cycle de production le plus satisfaisant possible à l'intérieur de son troupeau ; il y a, enfin, des variations saisonnières dans les conditions d'exploitation (stabulation ou pâturage) et d'alimentation des vaches laitières au cours de l'année.

Le rôle de l'éleveur est surtout déterminant lorsque des impératifs économiques (différence de prix entre le « lait d'hiver » et le « lait d'été », comme c'est le cas en Seine-et-Marne) le poussent à faire vêler ses animaux à une saison déterminée. Ainsi, à la suite de mises-bas se produisant à l'automne ou en hiver, il essaiera de « remplir » ses vaches au plus tôt afin d'obtenir un vêlage l'année suivante, à la même époque ; l'éleveur essaiera, par contre, d'éviter les lactations débutant au printemps ou en été — souvent associées, d'ailleurs, à des productions plus faibles (37) — en retardant si besoin est, la date de saillie de ses vaches, afin de décaler ses vêlages vers le début de l'automne. Cette hypothèse doit être retenue pour expliquer les valeurs maxima d'I. V—F. associées aux vêlages de début d'été. Notons, en outre, que les chaleurs sont plus difficiles à détecter en hiver qu'en été, parce que les vaches sont alors en stabulation permanente ; ASDELL et coll. (1) conseillent, à cette époque, de laisser les femelles en liberté au moins 2 fois par jour pendant quelques instants ; de plus, une observation régulière et minutieuse de chaque vache permet souvent de reconnaître des « chaleurs silencieuses ».

Quant à l'alimentation, son action sur la fertilité de la femelle est fort importante ; JOUBERT (29), DURRELL (18) ont montré, dans des conditions peut-être extrêmes, qu'une sous-nutrition saisonnière s'accompagnait d'une période d'ancestrus plus ou moins prolongée ; le dernier auteur note en même temps la présence de troubles de reproduction variés ; bien qu'il existe, en Seine-et-Marne, des périodes où l'alimentation est défectueuse et déséquilibrée (fin d'été, fin d'hiver), il ne semble pas, dans de pareils cas, qu'un déficit énergétique puisse être responsable de l'apparition de troubles de reproduction.

Les effets de la carence phosphorique, généralement associés à un déséquilibre du rapport phospho-calcique, sont signalés par un grand nombre d'auteurs : HIGNETT et coll. (25), WILSON (53), GRASHUIS (21).

Ils se manifestent généralement par la cessation des chaleurs et, plus rarement, par une diminution du taux de fécondité ; l'importance de ces accidents est, d'ailleurs, d'autant plus grande que la carence phosphorique est doublée d'une teneur en vitamine D insuffisante dans les fourrages : HIGNETT et coll. (26). Le déséquilibre minéral des rations apparaît généralement en période de stabulation ; ce phénomène est particulièrement net en Seine-et-Marne, où la plupart des aliments utilisés en hiver contiennent peu de phosphore (sous-produits de la betterave) ou présentent un rapport $\frac{\text{Ca}}{\text{P}}$ défectueux (foin de luzerne). Par ailleurs, une enquête sommaire sur la composition de quelques composés minéraux du commerce employés en Seine-et-Marne montre que leur teneur en P, voisine de 5 p. 100 la plupart du temps, est insuffisante, d'une part pour remédier aux carences, en cet élément, de la ration de base et du concentré, et d'autre part, pour rétablir un rapport $\frac{\text{Ca}}{\text{P}}$ physiologiquement normal (voisin de 2). Les animaux qui sont fécondables au cours de leur vie en stabulation sont ceux qui ont vêlé auparavant du mois d'août au mois de janvier ; cette période de vêlages est précisément caractérisée par des I. V—F. supérieurs à la moyenne ; l'action de l'alimentation minérale serait, selon nous, responsable spécifiquement du maximum qui apparaît au mois de novembre vers la fin de la saison de vêlage défavorable ; elle expliquerait partiellement quelques données anormalement élevées d'I. V—F. enregistrées après des mises-bas de juin, juillet, août ; l'éleveur, comme nous l'avons dit, a souvent tendance à retarder l'année suivante vers l'automne, les vêlages obtenus dans de telles conditions ; des carences minérales peuvent intervenir alors au cours de la stabulation, se traduisant, par exemple, par des « chaleurs silencieuses », et certaines vaches ne seront « remplies » qu'au printemps.

En définitive, les 2 causes principales de l'influence du mois de vêlage sur les variations de l'I. V—F. paraissent être :

— l'action de l'éleveur, qui se manifesterait surtout dans la première moitié de la saison de vêlages défavorables (juin à août),

— une alimentation minérale défectueuse en période de stabulation qui serait responsable de troubles de reproduction, se traduisant par des I. V—F. plus longs, après les vêlages d'août à janvier.

L'hypothèse de la carence phosphorique que nous avons formulée a d'ailleurs été confirmée grâce aux recherches poursuivies au cours de l'hiver 1955-1956 par BROCHART (5) dans plusieurs étables du syndicat de contrôle laitier de Seine-et-Marne. Ce dernier auteur applique une méthode de diagnostic des carences minérales des vaches laitières, basée sur la détermination des teneurs en P et Ca des poils du toupet (6). La confrontation de ses résultats avec les performances individuelles de

reproduction devrait nous permettre ultérieurement de mieux saisir le rapport entre l'alimentation minérale et la fertilité des vaches laitières.

Il serait vain de mésestimer l'influence directe du mois de vêlage par l'intermédiaire des facteurs climatiques, sur les phénomènes d'ovogénèse et d'ovulation de la vache. L'équipe de THIBAUT a particulièrement bien montré à cet égard les modifications saisonnières considérables d'activité spermatogénétique chez le mâle, qu'une compétition entre les besoins alimentaires des processus de la reproduction et ceux de l'entretien, ne peut expliquer ; il est plus logique d'interpréter ces faits par des variations de l'activité de l'hypophyse, sensibilisée directement par le milieu ambiant. Le décalage systématique de notre courbe de variation des I. V—F. par rapport à celle enregistrée par JOHANSSON et HANSSON (28) peut provenir des différences entre les facteurs climatiques propres aux pays nordiques et ceux qui règnent en Seine-et-Marne, notamment en ce qui concerne la durée quotidienne d'éclairement.

3. — Influence de l'étable.

Cette influence de l'étable n'est pas spécifique ; elle est la résultante d'une ensemble de causes de variation de l'I. V—F. : action personnelle de l'éleveur dans la fixation des dates de saillie de ses vaches, affouragement distribué dans l'étable, mode d'exploitation des animaux, âge moyen, et patrimoine héréditaire de ces derniers. La collection de génotypes qui caractérise chaque troupeau peut présenter une certaine homogénéité, du fait de l'utilisation répétée d'un même taureau dans un élevage, mais, le renouvellement des géniteurs, les changements de lignées sont assez fréquents dans les fermes de Seine-et-Marne pour que soient éliminés les risques de consanguinité étroite. HAWK et coll. (23) ont, en effet, démontré que l'accroissement du taux de consanguinité s'accompagnait de troubles de reproduction et, en particulier, de cas de mortalité embryonnaire plus nombreux.

Nous avons vu que l'éleveur et le vacher pouvaient agir personnellement sur la conduite de la reproduction dans un troupeau ; dans quelques fermes les animaux sont saillis dès les 1^{ères} ou 2^{èmes} chaleurs après le part ; dans d'autres élevages, on attend beaucoup plus avant de présenter la femelle au mâle (pratique d'ailleurs courante en 1^{ère} lactation, ce qui explique que la part de variance due à l'élevage soit plus importante dans ce cas = 10,9 p. 100 pour les 1^{ers} I. V—F., contre 6 p. 100 pour l'ensemble des données).

Il convient de signaler également que l'acuité des carences minérales dans une ferme dépend de l'importance des rations, de leur composition et des teneurs en phosphore et calcium des aliments utilisés : fourrages et composés minéraux notamment. Une analyse plus poussée de l'influence

de l'étable nécessiterait de connaître tous ces éléments avec suffisamment de précision ; ceci n'est possible que grâce à un contrôle périodique de l'alimentation comportant :

- la pesée des rations de base et des refus,
- l'analyse des fourrages, surtout des foin et des aliments concentrés.

4. — Influence du niveau de production laitière.

Le classement des étables par niveau de production ne nous a pas permis de conclure à une relation constante entre ce facteur et l'I. V—F. Il est vraisemblable de penser qu'une productivité réduite dans un élevage est associée à des conditions d'exploitation difficiles, qui peuvent affecter la fertilité du troupeau ; par contre, lorsque les animaux sont bien nourris, on peut supposer que les troubles de reproduction sont liés à un état de carence des vaches d'autant plus accusé que la production laitière est élevée. Ces deux observations peuvent expliquer, selon nous, l'allure de la courbe de variation des I. V—F. avec le niveau de production du troupeau.

Notons cependant que notre étude n'a porté que sur un échantillon réduit (62 troupeaux), si on le compare au matériel de travail utilisé par d'autres chercheurs : AXELSSON (2) en particulier met en parallèle, pour un groupe de 420 étables de vaches pie-rouge suédoises, le niveau moyen de production avec la fertilité exprimée par le nombre de veaux pour 100 vaches, dans une année. Il trouve, au contraire, que ces deux paramètres varient linéairement dans le même sens. Le coefficient de corrélation trouvé : $+0,154$ est hautement significatif. Il semble donc, d'après lui, que le niveau d'alimentation des vaches ait une action similaire, et sur leur production laitière, et sur leur fertilité.

Divers auteurs ont étudié par ailleurs les répercussions du niveau de production laitière de la femelle sur ses critères de fertilité ; l'aptitude à la production de la vache est définie dans ces travaux, par la production journalière moyenne, la production maximum ou la production pendant les 120 premiers jours après le vêlage : BOYD et coll. (4). Ces paramètres sont utilisés de préférence à la production au cours de la lactation, liée à la durée de cette dernière, qui peut aussi être influencée par des troubles de reproduction.

Tous les chercheurs qui ont abordé ce problème concluent à une action sinon nulle, du moins très minime, du niveau de production de la femelle sur son efficacité de reproduction. OLDS et SEATH (34) trouvent que la reproduction pendant les 120 premiers jours de la lactation intervient pour 0,9 p. 100 seulement dans les variations de l'I. V—Ch. ; d'après BOYD et coll. (4), il n'y aurait aucune relation entre ce paramètre de production et le S/SF. SCHMIDT (44) qui étudie l'I. V—F. a boutit à la même

conclusion. Tous ces résultats sont donc en accord avec notre travail, puisque le coefficient de corrélation entre l'I. V—F. et le niveau de production journalière moyen en 2^{ème} lactation n'est pas significatif, mais cependant voisin du seuil de probabilité de 5 p. 100. Nous avons vu aussi que le coefficient de corrélation entre le niveau de production au cours de la lactation précédente et l'I. V—F. suivant $r = + 0,098$ n'est pas, lui non plus, significatif, bien qu'également proche du seuil de 5 p. 100 ; les fortes lactations entraînent parfois, après le vêlage suivant, des retards dans l'apparition des chaleurs.

5. — Influence de l'âge de la vache.

Les auteurs qui ont étudié l'incidence de l'âge de la vache sur différents I. V. ou I. V—F. se sont limités, comme nous, à l'analyse de la variation de ces critères, d'une part avec l'âge des génisses à leur vêlage, d'autre part avec le numéro d'ordre de ce dernier pour les vaches adultes.

D'après RENNIE (41), l'âge au 1^{er} vêlage n'a aucune influence sur l'I. V. suivant ; JOHANSSON et coll. (28) trouvent que les 1^{er}, 2^{ème}, 3^{ème} I. V. augmentent avec l'âge au 1^{er} vêlage et pensent que ce phénomène est dû à la répétition de troubles de reproduction chez des femelles qui avaient déjà présenté ces symptômes à l'état de génisses. Cette conclusion peut expliquer, du moins pour la 2^{ème} partie de notre courbe de variation (graphique IV) l'augmentation des I. V—F. en 1^{ère} lactation avec l'âge au premier veau. Par contre, les I. V—F. élevés qui suivent des vêlages précoces, peuvent résulter d'une compétition, chez les jeunes femelles, entre les besoins de la croissance, de la lactation, et des processus de la reproduction : HAMMOND (22) ; de plus, l'éleveur qui a tendance à faire vêler tôt ses génisses, a souvent le souci légitime de leur ménager un repos physiologique supplémentaire avant la mise-bas suivante, en retardant la date de leur saillie. Ces 2 faits conjugués expliquent les I. V—F. relativement élevés, qui surviennent en 1^{ère} lactation, après des vêlages trop précoces.

Les conclusions des auteurs qui ont étudié la variation avec le numéro d'ordre de vêlage de l'I. V. ou de l'I. V—F. se résument en 3 points distincts :

1^o Du premier au deuxième vêlage on observe une diminution nette de la valeur moyenne de ces 2 paramètres de 5 à 15 jours : 13,8 jours pour JOHANSSON et coll. (28), 9 à 10 jours pour SANDERS (43), 8 jours pour SKJERVOLD (46), les enquêtes du Comité Fédératif National de Contrôle Laitier font ressortir des écarts plus faibles : 7 jours pour le département de l'Aisne, 3 pour celui de la Meuse. La différence de 15,7 jours enregistrée dans notre travail est donc assez voisine de ces résultats. C'est essentiellement l'influence de l'éleveur qui, souvent, fait

saillir plus tardivement après vêlage ses génisses que ses autres vaches, qui est responsable, selon nous, de l'importance de cet écart.

2° Les valeurs moyennes de l'I. V. ou de l'I. V—F. se stabilisent ensuite et passent par un minimum qui se situe selon les travaux entre le 2^{ème} et le 5^{ème} vêlage ; cela ressort des études de ERB (19), BROWN et coll. (7) et se trouve confirmé dans notre travail.

3° Les mêmes auteurs signalent chez les vieilles vaches une augmentation des valeurs moyennes de ces 2 critères qui, à partir du 9^{ème} vêlage peut devenir, selon LEWIS et coll. (32), relativement importante. Nous ne possédions que des données trop fragmentaires pour pouvoir vérifier ces assertions.

HERMAN et coll. (24), WARNICK (51), DAVIS et coll. (17), TANABE et coll. (49) ont vérifié les conclusions précédentes en analysant l'influence du numéro de vêlage sur l'I. V—Ch. et le S/SF.

Bien que les écarts entre les moyennes des différents paramètres, pour chaque numéro de vêlage, soient relativement faibles, plusieurs chercheurs qui ont déterminé la part de variance due à ce facteur dans la variance totale, aboutissent à des chiffres élevés : BROWN et coll. (7) indiquent une valeur de 17,5 p. 100 pour un troupeau de bovins à viande ; pour RENNIE (41), le pourcentage correspondant est de l'ordre de 10 à 12 ; les résultats de CARMAN (10) sont plus voisins de ceux que nous avons signalés : 2,5 p. 100 et 2,3 p. 100 respectivement et nous semblent les plus vraisemblables, étant donnée la variabilité des populations d'I. V—F. et la faiblesse des écarts enregistrés dans la plupart des études entre les moyennes correspondant à chaque numéro de vêlage.

6. — Influence individuelle de la femelle.

L'influence de la femelle sur ses I. V—F. peut être caractérisée par la constance avec laquelle ce critère se répète au cours des lactations successives ; on peut la chiffrer par un coefficient de répétabilité qui exprime la part due à la vache dans la variance des I. V—F. Les valeurs du coefficient de répétabilité obtenues par différents auteurs (tableau XIV) pour les principaux critères d'expression de la fertilité sont voisines de 0, sauf pour l'I. V—Ch. où elles sont comprises entre 15 et 30 p. 100. Ces conclusions confirment les résultats de notre étude statistique.

Un grand nombre de chercheurs ont calculé, en outre, la part des influences parentales dans l'expression des critères de fertilité des filles : les uns se sont attachés à déceler des variations de fertilité entre familles d'animaux descendants d'une même vache, d'autres ont estimé par différentes méthodes statistiques l'héritabilité des paramètres du cycle de reproduction. Une revue très complète de ces recherches a été effectuée par ROLLINSON (42).

Dans le premier cas, les études portent souvent sur des échantillons de données trop restreints, dont la valeur statistique est discutable. LUSH et Mc GILLIARD (33) critiquent, en outre, la méthode de travail qui consiste à inclure dans une même famille des animaux séparés par plusieurs générations ; les modifications de milieu qui ont pu intervenir pendant un laps de temps trop long risquent, en effet, de jouer un rôle capital dans la variation du niveau de fertilité des femelles. Enfin, d'après ces 2 auteurs, on néglige le fait, en opérant de la sorte, que la plupart des petites filles sont cousines et que, par leurs pères, elles sont plus apparentées aux femelles appartenant à d'autres familles qu'elles ne le sont à la moyenne des individus de leur propre famille.

TABLEAU XIV

Valeurs de l'héritabilité et du coefficient de répétabilité pour les principaux critères d'expression de la fertilité.

Référence	Critère envisagé	Coefficient de répétabilité	Héritabilité
DUNBAR et coll. (17).....	I. V.	0	0
BROWN et coll. (7).....		0,077	0
SKJERVOLD (46).....		0,184	
RENNIE (41).....		0,054	0,13
ASKER et coll. (cité par ROLLINSON) (4).....		0,133	0
LEGATES (31).....		0,07	
ASDELL (cité par ROLLINSON) (42).....		0,220	
BERGE d° (42).....		0,13	
ØSTERGAARD d° (42).....			
CARMAN (10).....	I. V—Ch.	0,15 0,27	0,06 0,03
CHAPMAN et coll. (12).....		0,19	
OLDS et coll. (34).....		0,29	
WARNICK (51).....		0,06	
CARMAN (10).....	Intervalle 1 ^{re} saillie-fécondation	0,08 0,02	0,08 0,09
LÉONARD (cité par ROLLINSON) (42) ..	S./S F.	0,075	
CARMAN (10).....		0,06 0,06	0,08 0,015
LEGATES (31).....		0	0,026
POU et coll. (40).....		0,12	0,07
BERGE (cité par ROLLINSON) (42).....		0,013	

La détermination de l'importance des facteurs génétiques par la mesure de l'héritabilité des critères de fertilité a certainement plus d'intérêt. Les principaux résultats enregistrés dans la bibliographie ont été classés dans le tableau XIV d'après le paramètre auquel ils se rapportent. Ils sont tous voisins de 0 et généralement plus faibles que les coefficients de répétabilité obtenus sur les mêmes échantillons.

En définitive, la variation de l'I. V—F. procède essentiellement d'une variation des facteurs du milieu ; il semble cependant illogique d'en exclure toute influence génétique, ce fait ressort d'ailleurs nettement des études de répétabilité de l'I. V—Ch. ; on doit remarquer que, dans ce cas,

on a affaire à un critère simple, qui n'est pas la composante de plusieurs éléments et sur lequel l'action de l'éleveur est pratiquement nulle. Nous avons à noter, enfin, que l'utilisation des critères de reproduction dont nous avons parlé ne rendait pas compte de nombreux cas de stérilité d'origine héréditaire : gènes léthaux par exemple ; c'est pourquoi, il serait très important de connaître le jeu des phénomènes d'hérédité non additive dans les variations du niveau de fertilité entre animaux. Nous avons vu, par ailleurs, dans une étude consacrée à la durée de gestation (45), que leur part pouvait être prépondérante.

VI. — CONCLUSION

L'étude que nous avons réalisée sur les variations de l'I. V—F. dans la population de vaches soumises au contrôle laitier en Seine-et-Marne nous aura permis, sinon d'aboutir à des conclusions définitives, du moins de nous rendre compte des difficultés rencontrées dans de telles recherches.

Nous avons d'abord à faire, avec la courbe de fréquence des I. V—F., à une distribution qui est non gaussienne, à la fois dissymétrique et présentant des valeurs extrêmes élevées ; ces dernières peuvent déformer partiellement les résultats que fournit l'interprétation statistique, bien que nos données présentent alors l'avantage de n'être pas sélectionnées.

L'I. V—F. est par surcroît un critère de fertilité trop complexe ; nos conclusions seraient évidemment d'autant plus efficaces qu'elles concerneraient des phénomènes élémentaires du cycle de reproduction ; nous avons insisté sur ce point à plusieurs reprises. L'I. V—F. est également un critère qui n'est d'aucune valeur dans tous les cas de stérilité totale, relativement fréquents dans notre cheptel.

L'interprétation de nos données est en outre rendue particulièrement difficile par le manque d'informations valables sur le fichier sanitaire des animaux étudiés, sur leurs conditions précises d'alimentation et d'exploitation par l'éleveur, sur l'ambiance climatique dans laquelle se sont déroulés les divers processus de leur reproduction. L'influence saisonnière directe pose encore de nombreux problèmes de recherche ; par contre, dès maintenant, il serait souhaitable de noter le maximum de renseignements sur l'alimentation minérale, dans les conditions de la pratique, de nos vaches laitières.

Quelles sont alors les conclusions auxquelles nous aboutissons ?

L'I. V—F. n'est pas un caractère sur lequel on peut baser une sélection efficace sur la valeur d'élevage de nos femelles, ce qui n'implique d'ailleurs nullement qu'il y ait des différences très nettes entre familles, entre lignées, dans les aptitudes héréditaires intrinsèques de fertilité ;

mais alors un meilleur contrôle des performances s'impose. L'I. V. est plutôt, pour reprendre une expression maintenant consacrée, une « sonnette d'alarme », qui permet d'attirer l'attention de l'éleveur sur le cas d'une ou plusieurs vaches de son troupeau particulièrement difficiles à remplir. L'I. V. permet, en outre, de diagnostiquer rapidement, à l'échelon d'une étable, des troubles de reproduction ; on a souvent admis en effet qu'un I. V. moyen supérieur à 420 jours, avec un rapport moyen S./SF. supérieur à 2,5 étaient des seuils au-delà desquels se posaient des problèmes de stérilité du cheptel. Les livres généalogiques qui s'occupent d'animaux dits reproducteurs devraient songer à cela.

Enfin L'I. V., parce qu'il représente un cycle de reproduction dans lequel s'intègre un cycle de production a un gros intérêt économique. Des I. V. trop longs conduisent souvent, d'année en année, à un décalage progressif des saisons de vêlages, ce qui peut perturber sensiblement les conditions d'exploitation d'un troupeau et abaisse notablement sa rentabilité. De plus il est important de savoir, pour des vaches à niveaux de production variés, quelle est la valeur optimum de l'I. V. qui conduit à une productivité journalière maximum par jour d'affouragement. Une prochaine publication devrait nous apporter des précisions sur les différents problèmes soulevés dans ce dernier paragraphe.

RÉSUMÉ

Les différents critères proposés pour définir la fertilité de la femelle et contrôler les phases de son cycle de reproduction sont passés en revue et les possibilités d'application pratique de certains d'entre eux sont mises en évidence.

On a ensuite étudié statistiquement une population de 2046 I. V—F. de 725 vaches réparties dans 62 étables du Syndicat de contrôle laitier de Seine-et-Marne. La courbe de fréquence des I. V—F. présentait une valeur moyenne de 119, 1 jours et elle s'écartait notablement d'une répartition gaussienne.

L'influence du mois de vêlage sur l'I. V—F. s'est avérée significative au seuil de 5 p. 100, les vêlages suivis d'I. V—F. les plus élevés avaient lieu en juillet, août et septembre. Le système d'exploitation des animaux, en vue de la production de « lait d'hiver », et les déséquilibres minéraux des rations, qui sont surtout accusés en période de stabulation, ont été invoqués pour expliquer cette hausse saisonnière des I. V—F.

La part de variance due à l'élevage dans la variance totale des I. V—F. était de 6 p. 100 pour l'ensemble des données et de 10,9 p. 100 pour les I. V—F. en première lactation. Le niveau moyen de production de chaque étable ne semblait pas intervenir dans ces variations.

L'influence individuelle de la vache doit être considérée comme négligeable dans la variation de l'I. V—F. ; le coefficient de répétabilité calculé était voisin de 0.

L'âge de la vache exprimé par son numéro de vêlage avait une influence significative sur les variations de l'I. V—F. : les valeurs obtenues en 1^{ère} lactation étaient, en moyenne, supérieures de 15 jours à celles enregistrées pour les vêlages suivants.

Enfin, les niveaux de production individuels au cours d'une lactation, n'avaient pas d'influence significative sur l'I. V—F. bien que les coefficients de corrélation calculés fussent voisins du seuil de signification de 5 p. 100.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- (1) ASDELL (S. A.) et coll. — Recent research in breeding difficulties in dairy cattle. *The Southwestern Veterinarian*, 1955, vol. 8, n° 2.
- (2) AXELSSON (J.). — Nutrition and fertility. 6^{ème} Congrès International de Zootechnie, 1952, Copenhague.
- (3) BEARDEN (H. J.), BRATTON (R. W.), HANSEL (W. M.). — Fertilization and embryonic mortality rates for bulls with histories of either low or high fertility in artificial breeding. *Journal of Dairy Science*, 1954, vol. 37, n° 6, p. 649.
- (4) BOYD (L. J.), SEATH (D. M.), OLDS (D.). — Relationship between level of milk production and breeding efficiency in dairy cattle. *Journal of Animal Science*, 1954, vol. 13, n° 1, p. 89-93.
- (5) BROCHART (M.). — L'exploration de la nutrition phospho-calcique des vaches laitières au moyen du dosage de Ca et P dans les poils. Comptes rendus de l'académie d'agriculture, 1956, n° 13, p. 663-675.
- (6) BROCHART (M.). — Exploration de la nutrition phospho-calcique des vaches laitières au moyen du dosage du calcium et du phosphore dans les poils. *Annales de Zootechnie*, 1957, n° 2, p. 151-179, n° 3 (sous presse).
- (7) BROWN (L. O.), DURHAM (R. M.), COBB (E.), KNOX (J. H.). — An analysis of the components of variance in calving intervals in a range herd of beef cattle. *Journal of Animal Science*, 1954, vol. 13, n° 2, p. 511-516.
- (8) BUCH (N. C.), TYLER (W. J.), CASIDA (L. E.). — Post partum estrus and involution of the uterus in an experimental herd of Holstein-Friesian cows. *Journal of Dairy Science*, 1955, vol. 38, n° 1, p. 73-79.
- (9) CASIDA (L. E.). — The repeat-breeder cow. *Vlaams Diergeneeskundig Tijdschrift*, 1950, vol. 19, n° 12 bis, p. 273-283.
- (10) CARMAN (G. M.). — Interrelations of milk production and breeding efficiency in dairy cows. *Journal of Animal Science*, 1955, vol. 14, n° 3, p. 754-759.
- (11) CHAPMAN (A. B.), CASIDA (L. E.). — Length of service period in relation to productive and reproductive efficiency in dairy cows. *Proceedings of the American Society of Animal Production*, 1935, p. 66-70.
- (12) CHAPMAN (A. B.), VENZKE (W. G.). — Observations on reproductive processes in dairy cattle and their relation to breeding efficiency. *Proceedings of the American Society of Animal Production*, 1936, p. 221-223.
- (13) CHRISTIAN (R. E.), ULBERG (L. C.), PHILLIPS (P. H.), CASIDA (L. E.). — The response of low-fertility cows to chlorobutanol and ascorbic administration. *Journal of Dairy Science*, 1951, vol. 34, n° 10, p. 978-987.
- (14) COMITÉ FÉDÉRATIF NATIONAL DE CONTRÔLE LAITIER. — Enquêtes réalisées en 1955.

- (15) CRAPLET (C.). — Reproduction normale et pathologique des bovins. Vigot Frères, 1952, Paris.
- (16) DAVIS (H. P.), BROST (B.). — Studies on herd management records I. Services required for conception from 1rst to 10th calving. *Journal of Dairy Science*, 1953, vol. 36, n° 10, p. 1112-1116.
- (17) DUNBAR (R. S. Jr.), HENDERSON (C. R.). — Heritability of fertility in dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 1953, vol. 36, n° 10, p. 1063-1071.
- (18) DURRELL (W. B.). — A survey of the role of nutrition in sterility of dairy cattle. *Animal Breeding Abstracts*, 1951, vol. 19, n° 1, ref. 636.
- (19) ERB (R. E.), WILBUR (J. W.), HILTON (J. H.). — Some factors affecting breeding efficiency in dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 1940, vol. 23, n° 6, p. 549.
- (20) GILMORE (L. O.). — Dairy cattle breeding. Lippincott Company, 1952, Chicago-Philadelphia-New York.
- (21) GRASHUIS (J.). — Nutrition and sterility — 6ème Congrès International de Zootechnie, Thème n° 3, 1952, Copenhague.
- (22) HAMMOND (J.). — Physiological limits to intensive production in animals. *British Agricultural Bulletin*, vol. 4, n° 16, p. 222-224.
- (23) HAWK (H. W.), TYLER (W. J.), CASIDA (L. E.). — Effect of sire and system of mating on estimated embryonic loss. *Journal of Dairy Science*, 1955, vol. 38, n° 4, p. 420-427.
- (24) HERMAN (H. A.), EDMONDSON (J. A.). — Factors affecting the interval between parturition and 1rst estrus in dairy cattle. *Animal Breeding Abstracts*, 1951, vol. 19, n° 3, ref. 1162.
- (25) HIGNETT (S. L.), HIGNETT (P. G.). — The influence of nutrition on reproductive efficiency in cattle. II. The effect of Ca and P intake on the fertility of cows and heifers. *Animal Breeding Abstracts*, 1952, vol. 20, n° 1, ref. 158.
- (26) HIGNETT (S. L.), HIGNETT (P. G.). — The influence of nutrition on reproductive efficiency in cattle. III. The influence of the vitamine D status on the effect of Ca and P intake on the fertility of cows and heifers. *Animal Breeding Abstracts*, 1953, vol. 21, n° 2, réf. 707.
- (27) HIRT (R.). — Gestation period and service period in German Spotted Mountain cattle in North-Baden. *Animal Breeding Abstracts*, 1955, vol. 23, n° 2, réf. 636.
- (28) JOHANSSON (I.), HANSSON (A.). — Causes of variation in milk and butter-fat yield of dairy cows. *Kungl. Lantbruksakademiens Tidskrift*, 1940, n° 6 1/2, 127.
- (29) JOUBERT (D. M.). — The influence of high and low nutritional planes on the estrus cycle and conception rate of heifers. *Journal of Dairy Science*, 1954, vol. 45, n° 2, p. 164-172.
- (30) LAMBARDT (A.). — Gestation period and service period of Black-Pied Lowland cattle of the Westphalian Herd-Book association. *Animal Breeding Abstracts*, 1953, vol. 21, n° 2, réf. 710.
- (31) LEGATES (J. E.). — Genetic variation in services per conception and calving interval in dairy cattle. *Journal of Animal Science*, 1954, vol. 13, n° 1, p. 81-88.
- (32) LEWIS (R. C.), HORWOOD (R. E.). — The influence of age, level of production and management on calving interval. *Animal Breeding Abstracts*, 1951, vol. 19, n° 1, réf. 142.
- (33) LUSH (J. L.), Mc GILLIARD (L. D.). — Proving dairy sires and dams. *Journal of Dairy Science*, 1955, vol. 38, n° 2, p. 163-180.
- (34) OLDS (D.), SEATH (D. M.). — Repeatability, heritability, and the effect of level of milk production on the occurrence of 1rst estrus after calving in dairy cattle. *Journal of Animal Science*, 1953, vol. 12, n° 1, p. 10-14.

- (35) OLDS (D.), SEATH (D. M.). — Predictability of breeding efficiency in dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 1950, vol. 33, n° 10, p. 721-724.
 - (36) OSTLE (B.). — Statistics in research. The Iowa State College Press, Ames, Iowa.
 - (37) POLY (J.) et coll. — Influence du mois de vêlage sur la production laitière. Travaux non publiés.
 - (38) POLY (J.) et coll. — Étude statistique des causes de variation de l'intervalle vêlage-fécondation dans les troupeaux de Seine-Maritime, de l'Yonne et du Loiret. Travaux non publiés.
 - (39) POLY (J.) et coll. — L'intervalle vêlage-fécondation ; son incidence sur l'économie de la production laitière. Travaux non publiés.
 - (40) POU (J. W.), HENDERSON (C. R.), ASDELL (S. A.), SYKES (J. F.), JONES (R. C.). — A study of the inheritance of breeding efficiency in the Beltsville dairy herd. *Journal of Dairy Science*, 1953, vol. 36, n° 9, p. 909-915.
 - (41) RENNIE (J. C.). — Causes of variation in calving interval of Holstein Friesian cows. *Animal Breeding Abstracts*, 1955, vol. 23, n° 1, réf. 136.
 - (42) ROLLINSON (D. H. L.). — Hereditary factors affecting reproductive efficiency in cattle. *Animal Breeding Abstracts*, 1955, vol. 23, n° 3, p. 215-249.
 - (43) SANDERS (H. G.). — Variations in milk yield caused by season of the year, service, age and dry period, and their elimination. *Journal of Agricultural Science*, 1927, vol. 17, n° 2, p. 502-524.
 - (44) SCHMIDT (E.). — Gestation period and service period of German Red cattle. *Animal Breeding Abstracts*, 1953, vol. 21, n° 2, réf. 712.
 - (45) SIGNORET (J. P.), POLY (J.), VISSAC (B.). — Étude statistique des causes de variation de quelques paramètres du cycle de reproduction des vaches laitières. I. La durée de gestation dans les races bovines Normande et Française, Frisonne Pie Noire. *Annales de Zootechnie de l'I.N.R.A.*, 1956, n° 4, p. 273-294.
 - (46) SKJERVOLD (H.). — The effect of genetic and environmental factors on the milk yield in cattle. *Animal Breeding Abstracts*, 1952, vol. 20, n° 1, réf. 127.
 - (47) SNEDECOR (G. W.). — Statistical methods. The Iowa State College Press, Ames, Iowa.
 - (48) TANABE (T.), CASIDA (L. E.). — The nature of reproductive failures in cows of low fertility. *Journal of Dairy Science*, 1949, vol. 32, n° 3, p. 237-246.
 - (49) TANABE (T.), SALISBURY (G. W.). — The influence of age on breeding efficiency of dairy cattle in artificial insemination. *Journal of Dairy Science*, 1946, vol. 29, n° 6, p. 337-344.
 - (50) TRIMBERGER (G. W.), DAVIS (H. P.). — Predictability of breeding efficiency in dairy cattle from their previous conception rate and from their heredity. *Journal of Dairy Science*, 1945, vol. 28, n° 9, p. 659-670.
 - (51) WARNICK (A. C.). — Factors associated with the interval from parturition to 1st estrus in beef cattle. *Journal of Animal Science*, 1955, vol. 14, n° 4, p. 1003-1010.
 - (52) WILHELM (R. S. Jr.), WARNICK (A. C.), KOGER (M.), PALMER (A. Z.), KIRK (W. G.). — Ovulation, fertilization and embryonic survival in virgin heifers, parous and low fertility beef cows. *Journal of Animal Science*, 1955, vol. 14, n° 4, p. 1190.
 - (53) WILSON (J. G.). — Herd functional infertility, with reference to nutrition and mineral intake. *Animal Breeding Abstracts*, 1953, vol. 21, n° 2, réf. 715.
-