

ETUDE DES SOURCES DE VARIATION DES PERFORMANCES DE REPRODUCTION DES VACHES LAITIÈRES À L'ILE DE LA RÉUNION : UTILISATION DES MODÈLES HIÉRARCHIQUES*

E. Tillard¹, I.R. Dohoo², R. Lancelot³ et B. Faye¹

RÉSUMÉ : L'infertilité des vaches laitières de l'île de la Réunion a été quantifiée grâce aux données de reproduction recueillies entre 93 et 96 dans une cinquantaine de troupeaux. Les facteurs qui en sont à l'origine demeurent cependant encore mal connus. Les données de reproduction acquises antérieurement ont fait l'objet d'une nouvelle analyse afin d'étudier la décomposition de la variabilité des paramètres de reproduction selon les différents niveaux d'agrégation (lactation, animal, troupeau, zone) et identifier ceux sur lesquels l'effort de recherche futur doit porter en priorité.

Différents modèles hiérarchiques ont été utilisés sous le logiciel MLWIN pour modéliser la variabilité de l'intervalle vêlage-insémination première (V-I1) et de l'intervalle vêlage-insémination fécondante (V-If) en prenant en compte différents co-facteurs (année, saison, âge, origine, race, nature de l'insémination).

Les facteurs de variation au niveau du cheptel ou de la vache ne sont pertinents à étudier que s'ils affectent l'intervalle entre le vêlage et la première insémination. La majeure partie de la variance totale de V-I1 et de V-If est située au niveau de la lactation. Le plus grand effort de recherche doit donc être porté sur les facteurs de risque liés à cette échelle d'observation comme par exemple la pathologie post-partum, ou la durée et l'intensité des déséquilibres nutritionnels."

SUMMARY : Infertility of dairy cattle on Réunion Island was quantified using reproduction data collected between 1993 and 1996 in about 50 herds. The risk factors are still badly known. Former data, collected before, were analyzed in an other way to study the splitting of parameters variability following different levels of aggregation (lactation, animal, herd, area) and to identify those on which most of futur work should be oriented.

Different hierarchic models were used under MLWIN software to modelise period between calving-first insemination (V-I1) variability and period between calving-fecundity insemination (V-If) variability, taking into account different co-factors (year, season, age, origin, breed, kind of insemination).

Variation factors at herd or animal level are useful to study only if they have an impact on the period between calving and first insemination. Most of total variance of V-I1 and of V-If is located close to first lactation. The main research effort must be oriented towards risk factors linked to this observation scale, like post-partum pathology or lenght and importance of nutritionnal disorders.



* Texte de l'exposé présenté lors de l'atelier de méthodologie du 7 mai 1999
1 CIRAD - EMVT, BP 5035, 34032 Montpellier, France
2 University of PEI, Charlottetown, PEI C1A 4P3, Canada
3 CIRAD - EMVT, LNERV, BP 2057, Dakar-Hann

I - INTRODUCTION

Entre 1993 et 1996, un suivi de la reproduction a été mené dans 50 troupeaux laitiers de l'île de la Réunion, dans le cadre d'un travail de recherche effectué par le CIRAD-EMVT en collaboration avec la Chambre d'agriculture, les vétérinaires et le Syndicat vétérinaire de la Réunion [Lanot et Bigot, 1996]. Ce travail a permis l'acquisition de nombreuses données. Un trait marquant est la forte variabilité des indicateurs de fertilité (taux de réussite de la première insémination) et de fécondité (intervalle entre le vêlage et la première insémination fécondante), d'un troupeau à l'autre et dans le même troupeau [Tillard *et al.*, 1999]. Par ailleurs, les données collectées ont une structure hiérarchique à 4 niveaux : la

zone de localisation de l'élevage sur l'île, le troupeau, l'animal et la lactation.

L'infertilité des vaches laitières de l'île de la Réunion est un fait bien établi, mais les facteurs de risque sont mal connus. Une étude a été récemment initiée par le CIRAD-EMVT et ses partenaires à ce sujet [Tillard *et al.*, 1997]. Afin d'optimiser le protocole de cette nouvelle enquête, les données de reproduction acquises antérieurement sont analysées à nouveau. L'objectif est d'étudier la décomposition de la variabilité des paramètres de reproduction selon les niveaux hiérarchiques et identifier celui ou ceux sur lesquels l'effort de recherche doit porter en priorité.

II - MATÉRIEL ET MÉTHODES

1. DESCRIPTION DES DONNÉES

L'unité statistique élémentaire est la lactation. L'intervalle entre le vêlage et la première insémination (IVP) et l'intervalle entre le vêlage et l'insémination fécondante (IVF) constituent les 2 variables dépendantes caractérisant l'infécondité. Une troisième variable dépendante, le taux de réussite de la première insémination caractérise l'infertilité. Elle fera l'objet d'une analyse ultérieure. Le fichier initial comportait 4089 enregistrements, dont certains ont été supprimés :

- les lactations induites par un avortement,
- les intervalles vêlage - insémination inférieurs à 30 jours et supérieurs à 365 jours,
- les intervalles pour lesquels l'insémination a été réalisée suite à des chaleurs synchronisées,
- les lactations consécutives à des transferts embryonnaires.

Au total, 2509 intervalles vêlage - première insémination et intervalles vêlage - insémination fécondante sont disponibles. Ces enregistrements correspondent à 1344 vaches, chacune d'entre elles présentant entre 1 à 5 lactations. Ces animaux se répartissent à leur tour dans 50 troupeaux localisés dans 5 zones différentes.

2. ANALYSE STATISTIQUE

2.1. MODÈLES HIÉRARCHIQUES

Les modèles hiérarchiques sont une classe de modèles mixtes [Laird et Ware, 1982] dans lesquels les données sont regroupées en structures emboîtées [Goldstein, 1995]. Dans notre cas, les lactations sont emboîtées dans

des vaches, elles-mêmes emboîtées dans des troupeaux, eux-mêmes emboîtés dans des sites d'élevages.

Le concept de ces modèles est que les unités de niveaux supérieurs ont été échantillonnées aléatoirement dans une population (ici, population de sites d'élevage ou de troupeaux de vaches laitières) sur laquelle on souhaite faire des inférences. Les modèles hiérarchiques permettent de décomposer un effet en composantes fixe (effet fixe : moyenne générale pour la population considérée) et aléatoires (effet aléatoire : autant de composantes aléatoires que de niveaux hiérarchiques). Il est également possible de calculer des coefficients de corrélation intra-groupes [Goldstein, 1995].

Les hypothèses concernant les effets aléatoires sont leur distribution selon une loi normale de moyenne nulle et leur indépendance entre les différents niveaux. Les modèles hiérarchiques autorisent la corrélation des effets aléatoires au sein d'un même niveau. La structure de corrélation peut être spécifiée à chaque niveau, y compris le plus bas (erreur résiduelle). C'est de cette manière que l'hypothèse d'indépendance des observations, fondamentale dans les modèles linéaires et non linéaires classiques, peut être abandonnée.

L'identification des niveaux où la variabilité est la plus forte présente un intérêt pratique. C'est là que des interventions prophylactiques ont la plus grande chance de produire un effet important à l'échelle de la population [Bryk et Raudenbush, 1992 ; Kadohira *et al.*, 1997]

2.2. STRATÉGIE D'ANALYSE

Les statistiques descriptives et les associations simples entre chaque variable explicative et la variable dépendante choisie sont tout d'abord présentées. La mise en œuvre d'un premier modèle contenant les 4 niveaux

aléatoires conduit à la suppression des niveaux non-significatifs dans la suite de l'analyse. Un second modèle issu du précédent et intégrant les variables explicatives est alors mis en œuvre. Les paramètres sont testés et le diagnostic des modèles effectué (examen des résidus).

Les statistiques descriptives ont été réalisées à l'aide de Stata (Stata Corp, College Station, Tx, USA). Les modèles hiérarchiques ont été mis en œuvre avec MLwiN [Rasbash *et al.*, 1998].

III - RESULTATS ET DISCUSSION

Les statistiques descriptives des 2 variables dépendantes sont présentées dans le tableau I. L'IVP et l'IVF moyens s'élèvent respectivement à 74 et 115 jours. Les données présentent des quartiles 25 et 75 % de 50 et 86 jours pour IVP et 65 et 147 jours pour IVF. Une transformation log est effectuée pour normaliser les 2 variables dépendantes.

1. INTERVALLE VÊLAGE – PREMIÈRE INSÉMINATION

Les associations simples entre le logarithme de l'IVP et les variables explicatives sont présentées dans le tableau II. Seules deux variables explicatives montrent une relation significative avec le logarithme de l'IVP ($\alpha = 0,1$) : l'origine de la vache (importée gestante de France, élevée à la coopérative ou élevée chez l'éleveur)

et la race (Holstein ou non-Holstein). Les paramètres associés à l'année, la saison et l'âge de l'animal (primipares ou multipares) ne sont pas significatifs.

Dans le premier modèle hiérarchique (Modèle A, Tableau III), le paramètre aléatoire associé avec le niveau « zone » n'est pas significatif ($\alpha = 0,05$). Ce niveau a donc été supprimé (Modèle B, Tableau III). Soixante-dix-huit p. cent de la variance totale sont liés au niveau 1 (lactation). Cela indique que les facteurs de variation situés au niveau de la lactation sont les plus pertinents à prendre en compte, comme la survenue de maladies post-partum, la durée de la phase de déficit énergétique ou les facteurs ayant un effet direct sur la cyclicité et l'extériorisation des chaleurs.

TABLEAU I
Statistiques descriptives des variables dépendantes

Variable	Moyenne	Ecart Type	Etendue
Intervalle entre le vêlage et la première insémination (IVP) (en jours)	73,8	37,4	30 – 365
log IVP	4,2	0,4	3,4 - 5,9
Intervalle entre le vêlage et l'insémination fécondante (IVF) (en jours)	114,6	66,8	30 – 365
log IVF	4,6	0,5	3,4 – 5,9

TABLEAU II
Associations simples entre l'intervalle entre le vêlage et la première insémination (IVP) et les variables explicatives (les niveaux et moyennes sont présentés si l'association est significative)

Variable	Niveau	Nombre	Moyenne	p
Année	(4)			0,12
Saison	(2)			0,95
Age	(2)			0,25
Origine	Importée	276	4,20	0,01
	Coopérative	490	4,26	
	Elevage	1743	4,19	
Race	Non Holstein	552	4,18	0,09
	Holstein	1957	4,21	

TABLEAU III

Modèle hiérarchique pour l'intervalle entre le vêlage et la première insémination (IVP)
 Les coefficients (Coef.) et leur écart-type (ET) sont présentés.

	A		B		C	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
Effets aléatoires						
Zone	0,000	0,001				
Cheptel	0,017	0,005	0,017	0,004	0,103	0,026
Vache	0,021	0,004	0,021	0,004	0,112	0,025
Lactation	0,132	0,005	0,132	0,005	0,790	0,031
Effets fixes						
Constant	4,213		4,214		0,020	
-2*logL	2473,2		2473,3		6920,5	

- 2 * logL : - 2 fois le logarithme de la vraisemblance du modèle, appelé déviance du modèle. Dans la cas de variables dépendantes à distribution normale, cette statistique permet la comparaison de modèles emboîtés. La différence de déviance des 2 modèles est distribuée comme un χ^2 à p degrés de liberté, p étant la différence entre le nombre des paramètres des 2 modèles emboîtés. Une diminution de la déviance indique un meilleur ajustement. Dans ce tableau, seuls A et B sont emboîtés.

Les coefficients de corrélation intra-groupes pour les niveaux « cheptel » et « vache » sont égaux à 0,10 et 0,12 respectivement. Ce résultat indique que, dans ce jeu de données, les corrélations induites par le regroupement des lactations au sein des mêmes vaches, et des vaches au sein d'un cheptel, sont faibles.

Il convient cependant d'être prudent dans l'interprétation des composantes de la variance et des coefficients de corrélation intra-groupes. En effet, chaque vache est représentée par un faible nombre de lactations, et le nombre de sites d'élevage est limité. Dans ces conditions, les paramètres aléatoires peuvent être sous-estimés.

La figure 1A est le graphe quantile - quantile de la distribution des résidus standardisés contre leur rang normal pour le modèle B. La forme en S indique que la distribution des résidus ne suit pas une loi normale. Cette situation peut être améliorée à l'aide d'une transformation de Box et Cox [Box et Cox, 1964] :

$$y_{\text{transf}} = \begin{cases} \frac{y^{(\lambda - 1)}}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \log y & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

où :

- y est la variable à normaliser,
- y_{transf} est la variable transformée,
- λ est un coefficient déterminé selon la méthode du maximum de vraisemblance (voir par exemple Draper et Smith, 1998, p. 280-290).

Ici, la valeur optimale de λ est de -0,576. Le même modèle a été mis en œuvre avec cette nouvelle variable

(Modèle C, Tableau III). La distribution des résidus est plus proche d'une distribution normale (Figure 1B). L'examen des résidus en fonction des valeurs prédites par le modèle permet de vérifier l'homogénéité de la variance des résidus. Malgré le changement d'échelle, les composantes de la variance sont très proches. La plus grande partie de la variabilité (79%) est située au niveau de la lactation.

2. INTERVALLE VÊLAGE - INSÉMINATION FÉCONDANTE

La distribution de la variable dépendante IVF est non symétrique et une transformation logarithmique s'avère nécessaire. Pour cette variable dépendante, cinq variables explicatives montrent une association simple significative (au seuil $\alpha = 0,1$) : la saison, l'origine de la vache, la race, la nature de la première insémination (saillie naturelle ou insémination artificielle) et l'intervalle entre le vêlage et la première insémination (Tableau IV).

Un modèle à quatre niveaux de variation aléatoire est mis en œuvre (Modèle A, Tableau V). Comme pour l'IVP, le niveau « région » ne montre aucune variation significative : il est supprimé (Modèle B, Tableau V). La plus grande partie de la variation de l'IVF (88%) est située au niveau de la lactation. Les coefficients de corrélation s'élèvent à 0,04 et 0,07 respectivement pour les niveaux cheptel et animal. On retrouve la même conclusion que précédemment, à savoir la nécessité de focaliser l'étude des facteurs de risque de l'infertilité au niveau de la lactation. Les mêmes remarques de prudence (faiblesse des effectifs des sites d'élevage et peu de lactations par vache) s'imposent aussi à ce modèle.

FIGURE 1.

Intervalle vêlage – première insémination
 Distribution des résidus standardisés contre leur rang normal: A modèle B - B modèle C

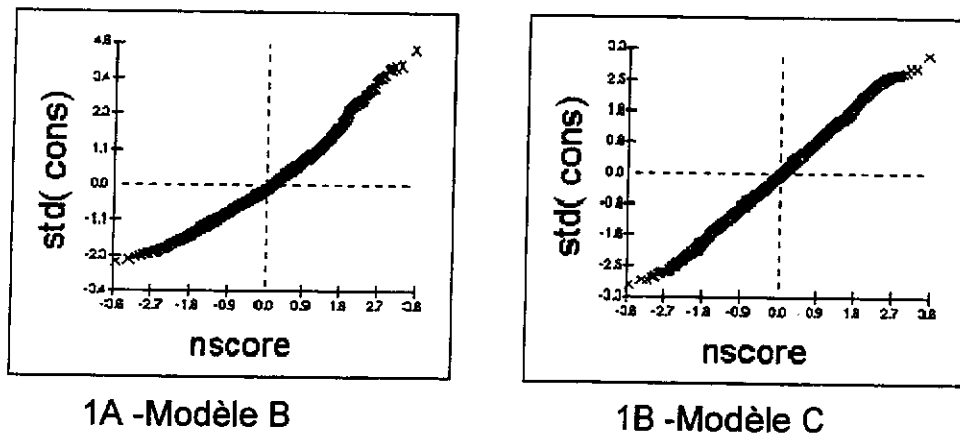


TABLEAU IV

Associations simples entre l'intervalle entre le vêlage et l'insémination fécondante (IVF) et les variables explicatives (les niveaux et moyennes sont présentés si l'association est significative)

Variable	Niveau	Nombre	Moyenne	p
Année	(4)			0,23
Age	(2)			0,55
Saison	Humide	1219	4,61	0,06
	Sèche	1290	4,57	
Origine	Importée	276	4,68	0,01
	Coopérative	490	4,57	
	Elevage	1743	4,59	
Race	Non-Holstein	552	4,53	0,01
	Holstein	1957	4,60	
Nature de l'insémination	Saillie naturelle	356	4,45	0,00
	Insémination artificielle	2153	4,61	
Log IVP	B = 0.67 r ² = 0.26			0,00

B et R² sont les coefficients de régression et de détermination de la régression de log (IVF) sur log(IVP).

Les effets fixes sont ensuite ajoutés au modèle (Modèle C, Tableau V). Trois variables indépendantes sont significatives (saison, origine et nature de la première insémination). Il n'y a pas de grands changements dans les estimations de la variance. L'examen des résidus montre que l'hypothèse de distribution normale peut être acceptée. Le graphe des résidus en fonction des valeurs prédites montre qu'il n'y a pas d'hétérogénéité de la variance.

Le logarithme de l'intervalle entre le vêlage et la première insémination est ensuite ajouté au modèle (modèle D, tableau V) après un centrage de la variable sur sa moyenne. En général, le centrage des variables explicatives est nécessaire à l'interprétation des effets fixes et aléatoires et rend les modèles hiérarchiques plus stables [Bryk et Raudenbush, 1992 ; Kref et De Leeuw,

1998]. Le modèle D (Tableau V) se traduit par une forte réduction de la déviance (définie comme -2 fois le logarithme de la vraisemblance du modèle). L'addition de l'IVP au modèle explique la plus grande partie de la variation aléatoire au niveau du cheptel et 50% de la variation aléatoire au niveau de l'animal. On obtient également une réduction importante (0,202 contre 0,258, soit une baisse de plus de 20%) de la variance résiduelle, c'est-à-dire au niveau de la lactation.

Les résidus ne présentent pas une distribution normale (Figure 2A) et leur variance n'est pas homogène. La figure 2B montre que les résidus sont élevés lorsque la valeur prédite est basse et faibles lorsque la valeur prédite est élevée. Cela vient du fait que les deux intervalles sont liés : la variance de l'IVF est forte quand l'IVP est faible et nulle quand l'IVF est élevé.

TABLEAU V

Les modèles hiérarchique pour l'intervalle entre le vêlage et l'insémination fécondante (IVF)
 Les coefficients et leur écart-type (entre parenthèses) sont présentés pour les effets aléatoires.
 Seuls les coefficients sont présentés pour les effets fixes (si l'effet est significatif).

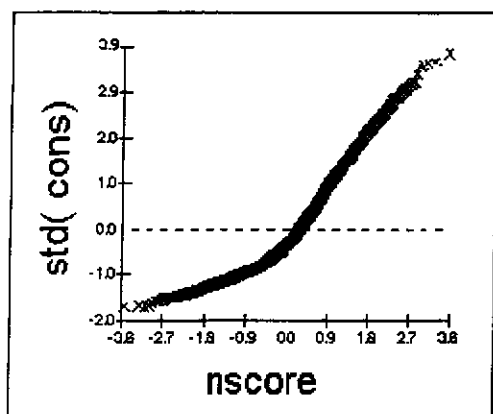
Modèle	A	B	C	D	E
Effets aléatoires					
Zone	0,001 (0,002)				
Cheptel	0,012 (0,004)	0,013 (0,004)	0,011 (0,004)	0,002 (0,001)	0,001 (0,001)
Vache	0,022 (0,008)	0,022 (0,008)	0,023 (0,008)	0,010 (0,005)	0,000 0,000
Lactation	0,262 (0,010)	0,262 (0,010)	0,258 (0,010)	0,202 (0,008)	0,199 (0,006)
Log IVR					0,090 (0,006)
Covariance ^a					-0,134 (0,006)
Effets fixes					
Constant	4,587	4,593	4,593	4,538	4,567
Saison=dry			-0,041	-0,045	-0,031
Orig.=centrale			-0,097	-0,100	-0,092
Orig.=éleveur			-0,116	-0,084	-0,068
IP = naturel			0,141	0,177	0,112
Log IVR				0,675	0,734
-2*logL	4001.6	4002.1	3970.6	3238.0	2833,4

a Covariance entre les 2 effets aléatoires au niveau 1 (lactation et Log(IVP))

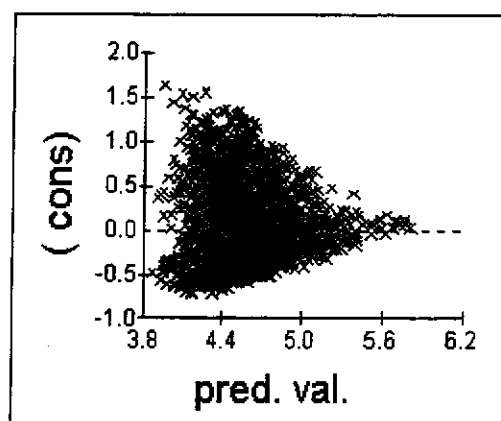
- 2 * logL : - 2 fois le logarithme de la vraisemblance du modèle, appelé déviance du modèle. Dans le cas de variables dépendantes à distribution normale, cette statistique permet la comparaison de modèles emboîtés. La différence de déviance des 2 modèles est distribuée comme un χ^2 à p degrés de liberté, p étant la différence entre le nombre des paramètres des 2 modèles emboîtés. Une diminution de la déviance indique un meilleur ajustement.

FIGURE 2

Intervalle vêlage – insémination fécondante : A distribution des résidus standardisés contre leur rang normal, modèle D – distribution des résidus en fonction des valeurs prédites, modèle D



2A



2B

Une solution à ce problème consiste à modéliser de manière plus complexe la variance au niveau 1 (lactation) [Goldstein *et al.*, 1998 ; Goldstein, 1995]. La variance résiduelle étant liée à l'IVP, cette relation est rendue explicite en rendant cette variable aléatoire au niveau de la lactation. D'après les propriétés de la variance de la somme de deux variables aléatoires non indépendantes, la variance résiduelle s'écrit maintenant :

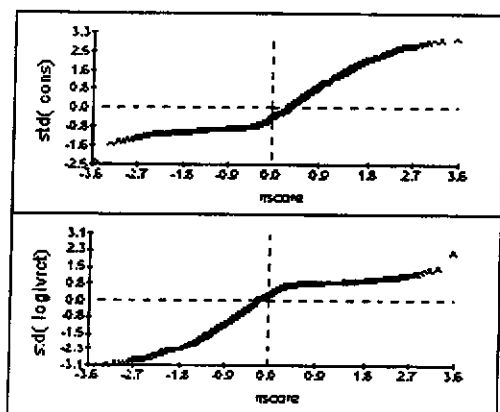
$$\text{Var}(e_{ijkl}) = \sigma_{\text{lact}}^2 + 2\sigma_{\text{lact-ivp}} + \sigma_{\text{ivp}}^2 \text{Log}(\text{IVP})$$

où e_{ijkl} est l'erreur résiduelle du modèle complet pour la lactation i de la vache j appartenant au troupeau k situé dans le lieu l .

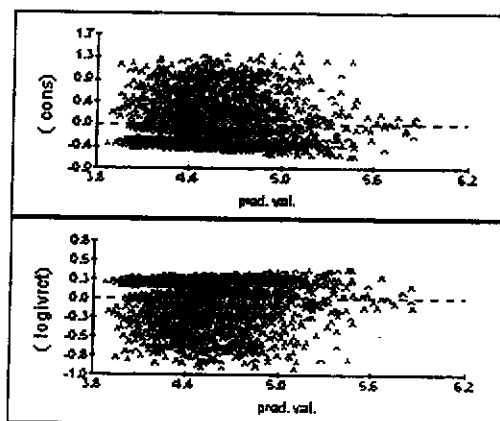
La variance résiduelle est une fonction de 2 résidus et de leur covariance. C'est une fonction quadratique de l'IVP, ce qui rend compte du fait que la variance résiduelle est plus élevée lorsque l'IVP est court. La distribution des résidus est maintenant plus proche d'une distribution normale (Figure 3A) et le problème de l'hétérogénéité de la variance est résolu (Figure 3B).

FIGURE 3

Intervalle vêlage – insémination fécondante : A distribution des résidus standardisés contre leur rang normal, modèle E – distribution des résidus en fonction des valeurs prédites, modèle E



3A



3B

Le modèle final (Model E, Tableau V) montre qu'il n'y a plus aucune variation résiduelle aux niveaux du cheptel et de l'animal. La totalité de la variance entre troupeaux et entre vaches est expliquée par l'intervalle entre le vêlage et la première insémination.

Pour vérifier la validité de l'approche retenue, deux nouvelles analyses sont effectuées.

Les modèles D et E sont de nouveau ajustés sans centrer la variable log (IVP). Seule la constante change pour le modèle D (variation simple au niveau 1). Pour le modèle E (variation complexe au niveau 1), la procédure d'estimation du modèle n'a pas convergé, ce qui indique que le centrage de log (IVP) était nécessaire.

L'effet de l'intervalle entre le vêlage et la première insémination est modélisé d'une manière différente. Les modèles D et E sont ajustés avec comme nouvelle variable dépendante l'intervalle entre la première insémination et l'insémination fécondante (IPIF). On obtient un modèle D très proche du précédent (peu de variation aux niveaux cheptel et animal et effets fixes très proches). Pour le nouveau modèle E, l'effet de log (IVP) est devenu très significatif, entraînant une forte hétérogénéité de la variance résiduelle. Un dernier modèle utilisant la variable dépendante IPIF et une variance complexe au niveau 1 n'arrive pas à converger. L'approche initiale mise en œuvre est donc la meilleure.

IV - CONCLUSION

Les facteurs de variation au niveau du cheptel (logement, gestion du troupeau, etc.) ou au niveau de la vache (race, etc.) sont importants et pertinents à prendre en compte s'ils affectent l'intervalle entre le vêlage et la première insémination. Ces facteurs ne montrent pas un effet prononcé dans ce jeu de données. Il convient d'être prudent dans l'interprétation : le faible nombre de lieux d'élevage et de lactations par vache ne permet pas réellement d'estimer correctement la décomposition de la variance à leurs niveaux.

Le plus grand effort de recherche devrait être porté sur les facteurs de risque au niveau de la lactation (pathologie

post-partum, durée de la période de déséquilibre énergétique, évolution de l'état corporel en début de lactation, etc.) ou sur les moyens d'amélioration de la fertilité (réduction de l'intervalle entre le vêlage et l'insémination fécondante, à l'aide par exemple de méthodes de diagnostic précoce de gestation).

Un modèle hiérarchique sera ultérieurement élaboré pour le taux de réussite de la première insémination. La modélisation est plus complexe en raison du caractère binaire de la variable dépendante.

V - BIBLIOGRAPHIE

- BOX, G. E. P., COX, D. R. ~ An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 1964, 26, 211-243
- BRYK, S. A., RAUDENBUSH, S. W. ~ Hierarchical linear models, Advanced quantitative techniques in the social sciences, Sage publications.(Ed.), Newbury Park, US, 1992, 265 p.
- DRAPER N.R., SMITH H. ~ Applied Regression Analysis. Wiley Series in Probability and Statistics, ed. V. Barnett, et al. New York (USA): John Wiley & Sons, Inc., 1998, 706 p.
- GOLDSTEIN, H. ~ Multilevel statistical models (2nd edition), Kendall's Library of statistics, New York, 1995, 178 p.
- GOLDSTEIN, H., RASBASH, J., PLEWIS, I., DRAPER, D., BROWNE, W., YANG, M., WOODHOUSE, G., HEALY, M. ~ A user's guide to MLWin, Institute of Education, Multilevel Project, University of London, 1998, 140 p.
- KADOHIRA M., MCDERMOTT J.J., SHOUKRI M.M., THORBURN M.A. ~ Assessing infections at multiple levels of aggregation. *Prev. Vet. Med.*, 1997, 29 (3) : 161-177.
- KREFT, I., DE LEEUW, J. ~ Introducing multilevel modeling, SAGE Publications, London, 1998, 149 p.
- LAIRD N.M., WARE J.H. ~ Random-effects models for longitudinal data. *Biometrics*, 1982, 38, 963-974.
- LANOT, F., BIGOT, C. E. ~ Fécondité des vaches laitières sur l'île de la Réunion. Bilan des six années de suivi de reproduction, CIRAD-EMVT, Ile de la Réunion, 1996, 76 p.
- RASBASH J., HEALY M., BROWNE W., CAMERON B. ~ MLwiN. London (Great Britain), Multilevel Models Project, Institute of Education, 1998, <http://www.ioe.ac.uk/mlwin/>.
- TILLARD, E., HASSOUN, P., NABENEZA, S. ~ Protocole d'étude des facteurs de risque de l'infertilité dans les élevages laitiers de l'île de la Réunion, 1997, 40 p.
- TILLARD, E., LANOT, F., BIGOT, A., NABENEZA, S. ~ Performances de reproduction et diagnostic des contraintes en élevages bovins laitiers, In Elevage bovin à la Réunion, Synthèse de 15 années de recherches, Collection Repères, CIRAD-EMVT (Ed.), 1999, à paraître.