

G.9003

HÉRITABILITÉ DES PERFORMANCES CONTRÔLÉES DANS UN ÉLEVAGE SIGNIFICATION GÉNÉTIQUE DE L'ÉCART A LA MOYENNE DE BANDE

J. NAVEAU (1), D. BONY (2)

(1) I.T.P. Centre Expérimental de Sélection Pen Ar Lan Maxent 35380 PLELAN-LE-GRAND

(2) A.C.T.A. 149, rue de Bercy 75595 PARIS CEDEX 12

Les contrôles à l'élevage des performances des jeunes truies et des jeunes verrats ont commencé en France dès 1967 sur le modèle du Contrôle Individuel des verrats en Station mis en place en 1966.

En 1976, M. HAMELIN et al ont trouvé des héritabilités élevées pour les performances ainsi collectées, $h^2 = 0,43$ pour la croissance et $h^2 = 0,40$ pour la carcasse. En utilisant des données plus récentes mais partant d'un modèle différent nous avons trouvé en 1977 des valeurs beaucoup plus faibles $h^2 = 0,07$ pour la croissance et $h^2 = 0,12$ pour la carcasse. Nous avons voulu dans cette étude tenter de comprendre ces différences et proposer une explication.

PRINCIPE DES CONTROLES

Les contrôles à l'élevage sont réalisés par l'I.T.P., les E.D.E., ou les Schémas de Groupements. Ces contrôles sont effectués sur des bandes aussi importantes que possible d'animaux nés sur une période de trois semaines maximum.

Ils sont pesés entre 70 et 115 kg et l'épaisseur du lard dorsal est mesurée aux ultrasons.

Trois critères sont calculés :

- **L'âge à 100 kg**

$$A_{100} = 114,64 - 1,1464 p + a$$

- **L'épaisseur du lard dorsal corrigée à 100 kg**

$$L_{100} = 11,02 - 0,1102 p + l$$

a étant l'âge des animaux au moment du contrôle en jours.

p le poids vif en kg.

l l'épaisseur du lard dorsal en mm.

- **L'indice** est la combinaison des deux performances

$$I = 326.000 - 1,20 A_{100} - 6,4 L_{100}$$

MATÉRIEL ET MÉTHODE

Les performances de 50 873 animaux issus de 80 troupeaux et contrôlés du 1^{er} janvier 1977 au 15 août 1978 ont été utilisées.

Ces animaux appartiennent aux races Large-White et Landrace.

Les Large-White ont été séparés en deux groupes, l'un (LW I) composé des animaux contrôlés du 1^{er} janvier 1977 au 14 mars 1978 et le deuxième (LW II) composé des animaux contrôlés du 15 mars 1978 au 15 août 1978.

TABLEAU N° 1
NOMBRE TOTAL D'ANIMAUX CONTROLÉS

	LARGE-WHITE I	LARGE-WHITE II	LANDRACE	TOTAL
Nb d'individus	29 381	12 421	9 070	50 873
Nb d'élevages	63	63	19	82
Nb de bandes	1 082	467	393	1 942
Nb de verrats	710	454	252	
Nb de truies	(6 167)	2 713	(1 673)	

NB : Une partie des effectifs des truies et des verrats est commune aux deux sous-groupe de Large-White.

L'héritabilité des performances a été calculée par analyse de variance avec le programme d'analyse hiérarchique établi par PIGANNEAU à l'A.C.T.A. en 1975.

Trois modèles de classification hiérarchiques ont été utilisés :

Le modèle I : E/B/P/M/II [Elevage/Bande/Père/Mère]. L'héritabilité obtenue à partir de ce modèle est fondée sur la ressemblance entre demi-frères issus du même verrat mais dans la même bande et le même élevage. C'est ce modèle qui fut choisi par M. HAMELIN en 1976.

Le modèle II : E/P/M/II [Elevage/Père/Mère/Individu]. Ce modèle tient compte de la ressemblance entre demi-frères issus du même verrat et contrôlés dans des bandes différentes du même élevage. Si un verrat présent dans un C.I.A. a des descendants dans plusieurs élevages, il est considéré à chaque fois comme un individu différent. Ce modèle a été utilisé sur les écarts à la moyenne de bande pour les trois groupes. Nous l'avons aussi utilisé sur les performances brutes pour le groupe Large-White II mâles et femelles.

Le modèle III : P/M/II [Père/Mère/Individu]. Ce modèle tient compte de la ressemblance entre tous les demi-frères quel que soit la bande ou l'élevage où ils ont été contrôlés. Nous l'avons déjà utilisé en 1977 en transformant les performances des animaux exprimés en valeur standard, c'est-à-dire en divisant l'écart à la moyenne de bande par l'écart type intrabande. Ce modèle n'a aucun sens pour les valeurs brutes car l'effet moyen "Elevage" est alors inclut dans la composante paternelle de la variance avec pour conséquence une **très forte surestimation** de l'héritabilité.

RESULTATS

Le calcul de l'héritabilité effectué sur le groupe Landrace selon les modèles I et III, abouti à des résultats tout à fait concordants avec ceux trouvés les années précédentes (voir tableau n° 2)

Le choix du modèle hiérarchique a une incidence beaucoup plus grande sur la valeur de l'héritabilité que le mode de transformation. Toutefois la plupart des héritabilités des valeurs standards étant plus faibles, on peut penser que la division par l'écart type est une complication nuisible, en raison sans doute de la grande imprécision de l'écart-type intrabande.

Les héritabilités ont été aussi calculées selon les trois modèles d'analyses décrits sur les performances exprimées en écart à la moyenne et pour les trois groupes d'animaux (voir tableau n° 3).

TABLEAU N° 2
CALCUL DE L'HÉRITABILITÉ EN FONCTION DU MODÈLE HIÉRARCHIQUE CHOISI
ET DU TYPE DE TRANSFORMATION DES PERFORMANCES GROUPE LANDRACE

	MÉTHODE DE TRANSFORMATION DES DONNÉES		
	Ecart à la moyenne		Valeurs Standards
Modèle E/B/P/M/I		HAMELIN (1976)	
A ₁₀₀	0,266	0,29	0,251
L ₁₀₀	0,484	0,48	0,361
INDICE	0,304	0,35	0,207
Modèle P/M/I			NAVEAU (1977)
A ₁₀₀	0,086		0,079 0,03
L ₁₀₀	0,201		0,162 0,10
INDICE	0,125		0,102 0,04

TABLEAU N° 3
CALCUL DE L'HÉRITABILITÉ EN FONCTION DU MODÈLE HIÉRARCHIQUE
PERFORMANCES EXPRIMÉES EN ÉCART A LA MOYENNE

	I : [E / B / P / M / I]				II : [E / P / M / I]				III : [P / M / I]			
	P	M	I	h ²	P	M	I	h ²	P	M	I	h ²
LANDRACE												
A ₁₀₀	6,93	22,28	75,11	0,266	5,38	27,68	77,36	0,194	2,39	31,11	77,36	0,086
L ₁₀₀	0,40	0,45	2,48	0,484	0,18	0,39	2,47	0,242	0,15	0,39	2,47	0,201
INDICE	19,03	45,49	185,77	0,304	11,19	51,21	188,63	0,178	7,82	54,57	188,63	0,125
LARGE-WHITE I												
A ₁₀₀	5,62	23,21	78,71	0,209	3,39	17,45	79,85	0,135	2,04	17,76	80,10	0,082
L ₁₀₀	0,43	0,73	3,10	0,406	0,28	0,57	3,13	0,280	0,20	0,59	3,13	0,200
INDICE	23,24	51,74	201,94	0,336	14,58	39,57	204,55	0,225	9,33	41,53	205,11	0,146
LARGE-WHITE												
A ₁₀₀	6,40	22,22	78,00	0,240	3,75	17,85	79,00	0,149	1,57	18,46	79,00	0,063
L ₁₀₀	0,58	0,76	3,23	0,506	0,42	0,61	3,25	0,395	0,29	0,63	3,25	0,274
INDICE	27,43	57,85	199,96	0,385	25,25	42,190	202,52	0,374	14,24	46,29	202,52	0,216

L'héritabilité de l'écart à la moyenne est maximum quand on ne tient compte que de la ressemblance entre demi-frères à l'intérieur d'une même bande. Quand on se place au niveau d'un même élevage (modèle E/P/M/I nous avons dans **tous les cas une chute** de l'estimation de l'héritabilité. Cette baisse de l'héritabilité étant parfois très importante particulièrement pour le Large-White I dont l'effectif est le plus important et pour lequel les estimations sont les plus précises.

L'héritabilité de l'écart à la moyenne de bande est encore réduite quand on la calcule en tenant compte de la ressemblance entre demi-frères nés dans des élevages différents. La chute de l'héritabilité est alors beaucoup plus grande, particulièrement celle de la croissance qui est pratiquement divisée par quatre dans les trois échantillons.

Les estimations de l'héritabilité ont été produites par un modèle d'analyse hiérarchique de la variance qui s'écrit, pour l'un des modèles utilisés (I).

$$X_{ijklm} = \mu + \underbrace{E_i}_{\text{Elevage}} + \underbrace{B_{ij}}_{\text{Bande}} + \underbrace{P_{ijk}}_{\text{Père}} + \underbrace{M_{ijkl}}_{\text{Mère}} + \underbrace{l_{ijklm}}_{\text{Individu}}$$

avec les hypothèses.

Les E_i , B_{ij} , P_{ijk} , M_{ijkl} , l_{ijklm} sont des variables aléatoires normales d'espérance nulle et de variance respective :

$$\sigma^2_E, \quad \sigma^2_B, \quad \sigma^2_P, \quad \sigma^2_M, \quad \sigma^2_I$$

On estime alors les composantes de la variance (les estimations sont notées avec un $\hat{}$) et l'héritabilité par :

$$h^2 = \frac{4 \hat{\sigma}^2_P}{\hat{\sigma}^2_P + \hat{\sigma}^2_M + \hat{\sigma}^2_I}$$

La moyenne des performances des porcelets de la bande j , de l'élevage i vaut :

$$\bar{x}_{ij} = \frac{1}{n_{ij}} \sum_{klm} x_{ijklm} = \underbrace{\mu + E_i + B_{ij}}_{\tilde{P}_{ij}} + \underbrace{\tilde{P}_{ij} + \tilde{M}_{ij} + \tilde{l}_{ij}}$$

où n_{ij} représente le nombre de porcelets de la bande i de l'élevage j .

Les trois premiers termes de la somme apportent la correction souhaitée vis à vis des variations du milieu d'un élevage à l'autre (effet élevage) et au cours du temps au sein d'un élevage (effet bande).

Les trois derniers termes se rapportent respectivement :

- au niveau génétique moyen des verrats de la bande,
- au niveau génétique moyen des truies de la bande,
- à la moyenne des déviations individuelles des porcelets.

$$(X_{ijklm} - \bar{x}_{ij}) = (P_{ijk} - \tilde{P}_{ij}) + (M_{ijkl} - \tilde{M}_{ij}) + (l_{ijklm} - \tilde{l}_{ij})$$

Les modèles appliqués sur les écarts à la moyenne ne sont équivalents au modèle I que si \tilde{P}_{ij} et \tilde{M}_{ij} peuvent être considérés comme des constantes.

Dans le modèle le plus complet E/B/P/M/I, l'analyse est effectuée intra-bande et le calcul des composantes "Père" et "Mère" n'est pas influencé par la transformation en écart à la moyenne.

Dans les deux autres modèles hiérarchiques l'estimation de la composante "Mère" chute (7 résultats sur 9), mais elle a pratiquement la même valeur que l'analyse soit faite infra-élevage (II) ou tout élevage confondu (III). Si l'on considère la structure démographique des élevages, d'une bande à l'autre toutes les truies mères changent, les bandes étant issues du même élevage ou de deux élevages différents. Il n'y a en moyenne que 8 mères par bande pour un effectif moyen total de 52 truies par élevage. La moyenne \tilde{M}_{ij} des effets mères d'une bande est donc une variable aléatoire.

La valeur de l'estimation de la composante "Père" est dans tous les cas intermédiaire pour l'analyse intra-élevage (II). Or à l'intérieur d'un élevage, la plupart des verrats sont communs à plusieurs bandes, alors qu'ils sont le plus souvent différents dans des bandes d'élevages différents. On peut donc penser que la variance intra-élevage de \tilde{P}_{ij} est nettement plus faible que sa variance totale, auquel cas le calcul de l'écart à la moyenne a des conséquences encore plus néfastes dans le modèle III que dans le modèle II.

Finalement dans la réalité les moyennes \tilde{P}_{ij} et \tilde{M}_{ij} sont variables et on commet une erreur non-négligeable en considérant la moyenne de bande comme un effet exclusif des conditions d'élevage alors qu'elle comporte aussi une composante génétique. Le calcul de l'écart à la moyenne n'est donc pas une transformation adaptée pour le calcul de l'héritabilité des performances collectées dans un élevage.

L'utilisation du modèle d'analyse hiérarchique de la variance suppose aussi l'indépendance de toutes les aléatoires étudiées. L'utilisation d'un tel modèle sur des données hiérarchisées se justifie en particulier par le fait que les aléatoires P_{ijk} (par exemple) se réfèrent à des animaux différents (père) pour toute valeur différente des trois indices. Or ce n'est pas le cas de nos données qui présentent des "défauts" de hiérarchie à trois niveaux :

- un verrat d'I.A. peut apparaître dans plusieurs élevages ;
- quand un verrat est utilisé dans plusieurs bandes il est considéré à chaque fois comme un animal différent ;
- il en est de même pour une truie qui, si l'on étudie de longues périodes peut apparaître dans plusieurs bandes.

Une partie des hypothèses d'indépendance du modèle statistique ne sont donc pas fondées, ce qui doit conduire à biaiser les estimateurs utilisés dans le programme.

Nous avons cherché à "déhiérarchiser" le moins possible les données :

- en éliminant les descendants des verrats d'Insémination Artificiel qui peuvent être nés dans plusieurs élevages,
- en travaillant sur des périodes courtes,
- en n'écrivant pas d'effet bande dans le modèle.

Les performances exprimées en valeurs brutes étant influencées par le sexe des animaux, nous avons séparé les mâles et les femelles.

Nous avons obtenu à partir du groupe Large-White n° II deux groupes strictement hiérarchisés.

TABLEAU N° 4
NOMBRE D'ANIMAUX CONTROLÉS POUR LES GROUPES HIÉRARCHISÉS

	LARGE-WHITE II Femelles	LARGE-WHITE II Mâles	TOTAL
Nombre d'individus	8 157	2 789	10 946
Nombre d'élevages	64	52	
Nombre de verrats	394	287	
Nombre de truies	2 321	1 019	

Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau n° 5, comparés à ceux obtenus sur les mêmes données en écrivant un effet bande.

Pour les femelles où l'échantillon est important, les différences d'héritabilité sont faibles, alors que pour les mâles où l'effectif n'est que de 2 789 individus, elles sont beaucoup plus élevées. Néanmoins, nous ne retrouvons pas la chute systématique d'héritabilité précédemment observée.

L'effet "Mère" augmente fortement dans l'analyse E/P/M/I alors que l'effet "Père" varie beaucoup moins d'une analyse à l'autre.

La différence essentielle entre les deux modèles est que dans l'un, les performances des apparentés sont comparées sur des périodes successives de trois semaines et dans l'autre sur une seule période de cinq mois. En choisissant une période trop longue, il peut y avoir coïncidence entre une variation aléatoire des conditions de milieu et l'utilisation des reproducteurs. Une part de l'effet milieu peut se trouver incorporée à l'effet "Père" ou "Mère" en le biaisant positivement.

Ce biais est évidemment beaucoup plus grand pour les truies dont les descendants sont tous nés sur une courte période que pour les verrats dont les descendants sont nés sur plusieurs mois voire sur toute la période considérée.

Finalement le choix de la durée de la période sur laquelle on compare les performances est subordonné à des considérations contradictoires.

- Plus la période est longue, plus le risque de biaiser positivement l'effet "Père" est grand ;
- Plus la période est courte, plus l'effet milieu est homogène, mais une part importante de l'information est perdue.

TABLEAU N° 5
CALCUL DE L'HÉRITABILITÉ EN FONCTION DU MODÈLE HIÉRARCHISÉ
PERFORMANCES EXPRIMÉES EN VALEURS BRUTES

	E / B / P / M / I				E / P / M / I			
	P	M	I	h ²	P	M	I	h ²
LARGE-WHITE								
A ₁₀₀	5,16	20,70	74,75	0,205	6,16	33,48	75,48	0,214
L ₁₀₀	0,48	0,78	3,18	0,436	0,60	1,42	3,16	0,465
INDICE	20,48	53,26	190,58	0,310	31,31	92,33	191,64	0,397
LARGE-WHITE								
A ₁₀₀	3,59	24,90	87,42	0,124	5,04	36,56	88,48	0,155
L ₁₀₀	0,68	0,69	3,15	0,601	0,61	1,21	3,15	0,492
INDICE	43,85	23,49	73,43	0,310	42,79	89,48	208,82	0,502

Le choix de la durée optimum de cette période demande une étude approfondie, mais il est évident que la durée moyenne d'utilisation des verrats dans un élevage en est un élément déterminant.

CONSÉQUENCES PRATIQUES

Nous avons vu les limites de la signification génétique de l'écart à la moyenne de bande des performances enregistrées dans un élevage. Cette notion a pourtant un grand intérêt pédagogique car elle permet de faire comprendre aux éleveurs la notion de pression de Sélection. Il serait sans doute possible de la remplacer par une moyenne mobile, mais il faut aussi définir la période optimale pour la calculer.

Dans les troupeaux de Sélection de faible taille (50 truies) la notion de bande tous les 21 jours s'impose pour des raisons pratiques de réalisation des contrôles. Si l'éleveur choisit toujours les meilleurs reproducteurs de chaque bande sans essayer de comparer les animaux de bandes successives, la notion d'écart à la moyenne de bande n'a alors aucun inconvénient. Il n'en n'est pas de même s'il est amené à comparer des reproducteurs contrôlés dans des bandes différentes.

Dans les troupeaux de Sélection de taille plus grande (100 à 200 truies) il sera préférable de réaliser des contrôles hebdomadaires. La dispersion du poids des animaux par rapport au poids de référence sera alors plus faible et les erreurs liées aux corrections réduites. Il devient alors indispensable de comparer des animaux contrôlés plusieurs semaines successives et pour cela les résultats pourront être exprimés en valeurs brutes.

Si dans un élevage on veut calculer les Moyennes d'apparentés appartenant à des bandes différentes, il ne faut pas calculer des Moyennes d'écart à la moyenne de bande. On peut si l'ensemble des performances qui doivent être combinées a été collecté sur une période suffisamment courte, les laisser en valeurs brutes.

CONCLUSION

Les performances contrôlées à l'élevage ne sont pas comparables d'un élevage à l'autre, aussi bien en valeur brute qu'en écart à la moyenne. Ces contrôles doivent donc conserver un caractère privé puisque les résultats ne sont pas utilisables à des fins collectives.

Le calcul de l'héritabilité des performances contrôlées dans un élevage pose des problèmes spécifiques par rapport au calcul de l'héritabilité des performances mesurées en Station. La taille des bandes et leur structure démographique sont en particulier très différentes.

Nous pensons avoir trouvé l'explication des faibles estimations d'héritabilités trouvées en 1976, mais il reste encore beaucoup de points à préciser pour choisir un modèle adéquat pour le calcul de l'héritabilité des performances contrôlées en élevage.

L'importance des erreurs commises tant au niveau des transformations que de la non hiérarchie des données pourrait être appréciée sur des données générées par simulation, technique qui permettrait, à partir d'un résultat connu à l'avance de contrôler la légitimité de pratiques couramment admises.

Le traitement rigoureux de telles données nécessite par ailleurs la recherche d'estimateurs et de modèles permettant la prise en compte d'une structure démographique complexe.

Néanmoins, les valeurs d'héritabilité trouvées sont finalement assez proches de celles trouvées classiquement 0,20 à 0,25 pour la croissance et 0,45 à 0,50 pour l'épaisseur du lard.

La composante maternelle de la croissance est comme dans les études antérieures 4 à 5 fois plus élevée que la composante paternelle, alors que pour l'épaisseur du lard le rapport n'est que de 2 à 3. Une voie possible pour l'amélioration de la précision de l'estimation génétique de la croissance est de peser les porcelets au sevrage pour corriger l'âge à 100 kg de façon à réduire autant que possible cet effet maternel.

BIBLIOGRAPHIE

- R. BLAISE (1978) - Paramètres Génétiques du verrot Large-White Français an station de Contrôle Individuel - Rapport de Stage INRA-CNRZ - Station de Génétique Quantitative et Appliquée 78350 JOUY-EN-JOSAS
- M. HAMELIN, H. PELLOIS, J.-Y. FLEHO ET G. GODET (1976) - Précision du Contrôle des Jeunes Truies à la ferme - Journée Recherche Porcine en France 8, 207-212 I.T.P. éd. Paris.
- C.-R. HENDERSON (1953) - Estimation of Variance and covariance Comparents - Biometrics June 1953 p. 226.
- J. NAVEAU, J.-Y. FLEHO (1977) - Paramètres génétiques des contrôles à la ferme des reproducteurs porcins en 1976 - Bulletin I.T.P. n° 6/77.
- J. NAVEAU (1977) - Estimation des performances des Porcs contrôlés à l'Élevage - Journées Recherche Porcine en France 9 - ITP éd. Paris.
- L. OLLIVIER (1970) - L'Épreuve de la descendance chez le porc Large-White Français de 1953 à 1966 - Ann. Génét. Sel. anim. 1970 + (3) 311-324.