

ÉTUDE DU DÉTERMINISME HÉRÉDITAIRE DE L'HYPERTROPHIE MUSCULAIRE DU PORC DE *PIÉTRAIN*

L. OLLIVIER

avec la collaboration technique de P. DANDO, N. GAUDIN et Helen WELSH

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

SOMMAIRE

A partir d'un verrat de race de *Piétrain* et de onze femelles de race *Large White*, une première génération (F_1) de croisement a été obtenue, puis une $F_2(F_1 \times F_1)$ et les croisements en retour (CR) aux deux races parentales, afin de mettre à l'épreuve l'hypothèse d'un déterminisme monogénique de l'hypertrophie musculaire du porc de *Piétrain*.

Les animaux F_1 , F_2 et CR ont été soumis à un pointage de conformation vers l'âge de deux mois, c'est-à-dire au sevrage (406 porcs), à des mesures au cours de l'engraissement entre 25 et 100 kg (220 porcs), et à des mesures sur la carcasse au poids d'abattage de 100 kg (142 porcs).

Les distributions des notes de pointage suggèrent l'existence de trois catégories d'individus en deuxième génération (F_2 et CR). Par contre, aucune des mesures objectives considérée isolément ne permet de mettre en évidence des catégories distinctes. Cependant, une fonction linéaire de six mesures de carcasse — fonction discriminatoire entre les deux races parentales — présente dans ses distributions en F_2 et CR des irrégularités analogues à celles observées pour les notes de pointage. De plus, il existe une régression significative de la fonction discriminatoire définie ci-dessus en la note de pointage attribuée au sevrage. L'ensemble de ces résultats suggère que les gènes responsables de l'hypertrophie musculaire dans la race de *Piétrain* sont en nombre limité, et que ces gènes s'expriment dès le moment du sevrage.

INTRODUCTION

Dès les premiers développements de la Génétique, la question du nombre de loci responsables de la variation des caractères quantitatifs a été abordée. CASTLE (1921), proposa une méthode pour estimer ce nombre. Vers la même époque, une école de zootechniciens allemands et scandinaves avançait l'hypothèse d'un nombre restreint

de gènes intervenant dans le déterminisme de la production laitière et du taux butyreux (voir WRIEDT, 1930). Puis, les développements de la génétique quantitative firent passer ces conceptions au second plan. Cependant, des travaux récents, sur *Drosophile*, ont montré que, dans certains cas, le nombre de gènes influant sur un caractère quantitatif peut être très faible (THODAY, 1961). Dans le même ordre d'idées, l'influence de certains loci bien identifiés sur des caractères de production a été étudiée et est très souvent apparue appréciable, comme dans le cas de la volaille (MÉRAT, 1966).

On peut également chercher à connaître le nombre de gènes responsables de l'apparition de certains « types » d'animaux qu'il est difficile de caractériser par une seule mesure, tels que le « culard » dans l'espèce bovine ou le porc de *Piétrain*. Dans l'un et l'autre cas, l'hypothèse d'une mutation a été invoquée (pour les bovins voir LAUVERGNE et coll., 1963 et pour le porc de *Piétrain* voir WILLEMS, 1960).

Dans une espèce à reproduction rapide comme le Porc, une telle hypothèse peut être mise à l'épreuve dans un délai relativement court, puisqu'il suffit théoriquement d'observer deux générations de croisement. Une expérience visant à mettre à l'épreuve l'hypothèse d'un déterminisme monogénique de l'hypertrophie musculaire du porc de *Piétrain* a donc été entreprise en 1962 et les premiers résultats en ont été publiés (OLLIVIER et LAUVERGNE, 1967). L'expérience a été terminée en 1966 et nous présentons ici l'ensemble des résultats obtenus.

PLAN ET DÉROULEMENT DE L'EXPÉRIENCE

L'expérience s'est déroulée au domaine de la Haizerie à Vaux-sur-Aure (Calvados). A l'automne 1962, un verrat *Piétrain*, importé de Belgique, a été accouplé à 11 truies de race *Large White*, prises dans le troupeau de la Station de Recherches sur l'Élevage des Porcs. Le plan de l'expérience prévoyait d'obtenir, à partir de ces animaux une première génération (F_1) puis une deuxième se répartissant en trois catégories : F_2 ($F_1 \times F_1$), croisement en retour au *Piétrain* ($F_1 \times \text{Piétrain}$) et croisement en retour au *Large White* ($F_1 \times \text{Large White}$). Tous les individus de la deuxième génération devaient avoir le même taux de consanguinité, étant le produit soit d'un croisement frère \times sœur ($F_1 \times F_1$), soit d'un croisement père \times fille ($F_1 \times \text{Piétrain}$), soit d'un croisement mère \times fils ($F_1 \times \text{Large White}$). Dans ce but, dans les onze portées F_1 obtenues, un mâle et deux femelles ont été choisis au hasard. En fait, l'une de ces deux femelles a été accouplée à son frère de portée comme prévu mais l'autre, qui devait être accouplée à son père a dû l'être à un autre verrat *Piétrain* fils du précédent, mort en cours d'expérience. Enfin, chacune des truies *Large White* parentales a été accouplée à son fils. L'ensemble des accouplements a été répété à six mois d'intervalle, si bien que nous avons obtenu deux séries de portées F_1 (printemps et automne 1963) et trois séries de portées de deuxième génération (printemps et automne 1964, printemps 1965).

Les porcs obtenus ont été soumis à trois ensembles d'observations que nous allons décrire maintenant.

1. Au sevrage, effectué à l'âge de deux mois, tous les porcelets ont été examinés et une note de conformation (de 0 à 8) a été attribuée à chacun d'eux selon le principe décrit par OLLIVIER et LAUVERGNE (1967).

2. Un échantillon pris au hasard dans les animaux sevrés a été soumis à l'engraissement, entre les poids de 25 et de 100 kg, dans des cases en plein air avec abris en ballots de paille. Les porcs étaient groupés à raison de 12 par case mais alimentés individuellement en deux repas par jour (régime *semi-ad libitum*). La consommation journalière de chaque animal était notée et les animaux étaient pesés tous les 14 jours. En fin d'engraissement, les porcs étaient soumis à des mesures d'épaisseur de lard par la technique de HAZEL et KLINE (1952), chaque porc étant mesuré à six endroits différents du dos (voir OLLIVIER, 1964).

Les caractères suivants ont été pris en considération :

- poids à 154 jours, obtenu par intrapolation,
- gain moyen quotidien entre les poids de 25 et de 100 kg,
- indice de consommation entre les poids de 25 et 100 kg,
- âge à l'abattage,
- moyenne des six mesures d'épaisseur de lard effectuées avant l'abattage.

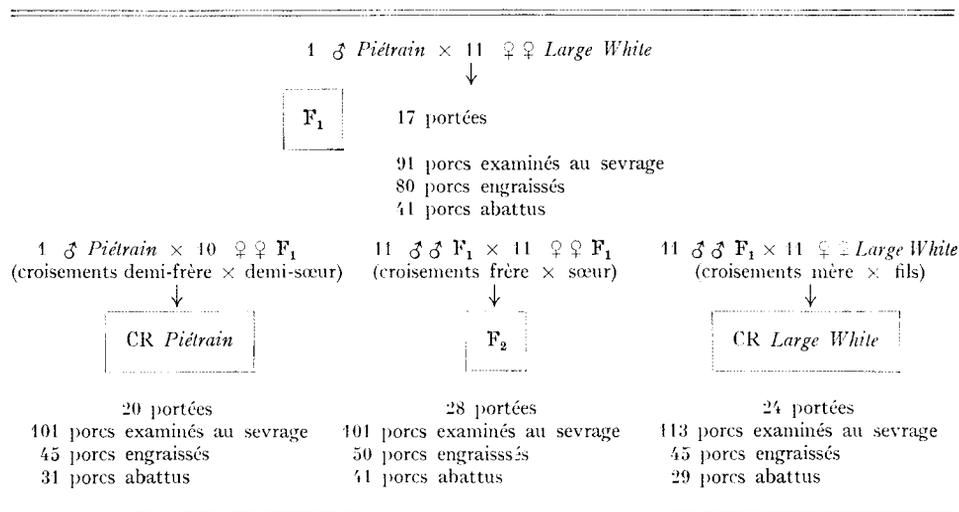
3. Parmi les animaux engraisés, seuls ont été conservés ceux issus de la première série de mises-bas de première et de deuxième génération, parmi lesquels des reproducteurs ont été gardés. Les autres ont été abattus vers le poids de 100 kg vif et découpés selon la méthode parisienne normalisée dans les abattoirs du C. N. R. Z. à Jouy-en-Josas.

Les caractères suivants ont été analysés :

- poids vif à l'abattage,
- poids de la tête,
- poids de la moitié droite de la carcasse, avant découpe,
- poids des différents morceaux : jambon, longe, poitrine, jambonneau, pieds, bardière et panne,
- longueur de la carcasse suspendue, de l'atlas au bord antérieur de la symphyse pubienne,
- épaisseur de lard mesurée à la dernière vertèbre lombaire (rein), à la dernière vertèbre dorsale (dos) et à la dernière vertèbre cervicale (cou).

Le tableau 1 donne le schéma d'ensemble de l'expérience ainsi que les effectifs soumis à chaque ensemble d'observations.

TABLEAU I
Schéma de l'expérience et effectifs contrôlés



MÉTHODES D'ANALYSE ET RÉSULTATS

1. *La conformation au sevrage*

Les moyennes des notes de pointage par type de croisement sont données dans le tableau 2. Les moyennes par sexe sont très voisines, ce qui autorise un regroupement de l'ensemble des notes en une seule distribution par type de croisement. Les

distributions sont présentées dans la figure 1. Ces résultats, qui portent sur 406 porcs, confirment les résultats partiels obtenus sur 212 porcs et déjà rapportés précédemment (OLLIVIER et LAUVERGNE, 1967).

TABLEAU 2

Moyennes des notes de pointage

Type de croisement	Effectif			Moyenne
	Mâles	Femelles	Total	
F ₁	49	51	91	5,35
F ₂	47	54	101	5,45
CR <i>Pietrain</i>	41	60	101	6,64
CR <i>Large White</i>	58	55	113	3,40
Total	186	220	406	5,12
				5,19
				5,16

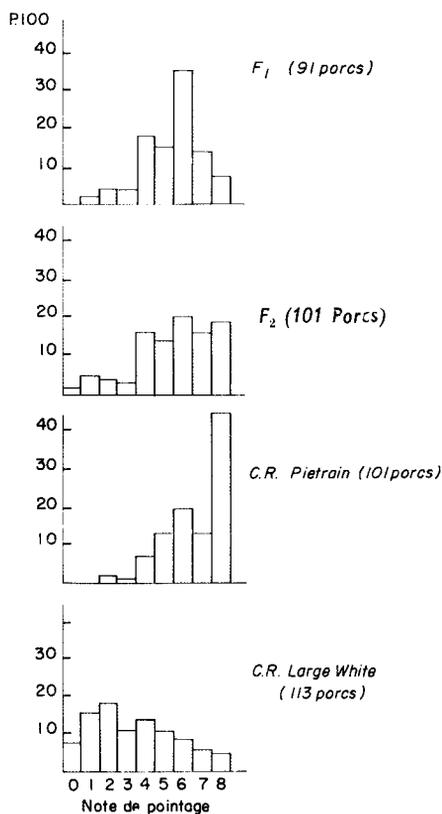


FIG. 1. — Distributions des notes de pointage

2. Les mesures effectuées au cours de l'engraissement

Quatre-vingt porcs ont été engraisés en première génération (dont un a dû être éliminé avant la fin du contrôle), répartis en deux séries, et 140 porcs en deuxième génération, répartis en trois séries. La première série dans chaque génération comprenait des mâles non castrés et des femelles, alors que dans les séries suivantes, les mâles étaient castrés. Par suite des conditions de l'élevage en plein air, des différences importantes se manifestent entre les diverses périodes d'engraissement (v. tabl. 3). Nous nous sommes, en conséquence, limités à des comparaisons intra-période d'engraissement entre chacun des croisements en retour et la F_2 . Pour les mesures d'épaisseur de lard, les comparaisons ont été réalisées intra-période et intra-sexe. Les variances intra-période (et sexe pour les mesures de gras dorsal) par type de croisement sont reportées au tableau 4. Dans l'ensemble, les variances les plus faibles sont observées en F_1 et les plus élevées en F_2 . Cependant, les tests d'homogénéité des variances en deuxième génération ne sont pas significatifs à l'exception de l'âge à l'abattage et de l'épaisseur du gras dorsal. On a donc supposé des variances homogènes en deuxième génération pour le poids à 154 jours, le gain moyen et l'indice de consommation. Pour l'âge à l'abattage et l'épaisseur du gras dorsal, on a supposé que la variance de la F_2 est le double de celle des croisements en retour. Les différences obtenues dans chaque période (ou groupe période sexe) ont été pondérées dans le premier cas par le coefficient $\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}$, dans le second cas par $\frac{n_1 n_2}{2n_1 + n_2}$, n_1 étant l'effectif dans le croisement en retour considéré et n_2 l'effectif en F_2 .

Les différences moyennes pondérées apparaissent au tableau 3. Elles sont significatives pour toutes les caractéristiques d'engraissement sauf pour l'épaisseur du gras dorsal. C'est le croisement en retour au *Large White* qui présente la meilleure croissance et le meilleur indice de consommation de 25 à 100 kg, suivi par le croisement en retour au *Piéttrain*. Les individus F_2 ont la plus mauvaise croissance et présentent, en contrepartie, moins de gras dorsal, mais sans que cette dernière différence soit significative.

3. Mesures effectuées sur la carcasse

Quarante et un porcs ont été abattus en F_1 (en une seule série) et 101 porcs en deuxième génération (en deux séries). Toutes les mesures effectuées ont d'abord été corrigées en fonction du poids vif d'abattage, à partir de la régression intra-sexe-génération. Ensuite, l'homogénéité des trois variances intra-sexe-période en deuxième génération a été vérifiée. Une seule des 13 variables (poids des pieds) manifestait une hétérogénéité significative des variances (tabl. 5). Il n'a pas été jugé utile d'en tenir compte dans la suite de l'analyse. Sur les données de la deuxième génération, les effets « sexe » « période » et « type de croisement » ont été estimés par la méthode des moindres carrés, l'hypothèse d'additivité de ces trois effets étant compatible avec les données. Les données ont ensuite été corrigées pour le sexe et la période et ramenées sur la base de femelles engraisées pendant l'hiver. Le tableau 6 donne les moyennes pour chaque génération, les estimations des différences entre les trois types de croisement en deuxième génération ainsi que la signification des tests F relatifs à ces différences. Le type de croisement exerce un effet significatif sur le poids

TABLEAU 3
Moyennes des résultats de l'engraissement des individus de première et deuxième génération
(effectifs entre parenthèses)

		Poids à 154 jours (kg)	Age à l'abattage (jour)	Gain moyen (g/jour)	Indice de consommation (kg aliment/kg gain)	Épaisseur du lard (mm)	
						mâles	féelles
F ₁	1 ^e série	70,10 (39)	207,1 (38)	583,7 (38)	3,56 (38)	21,7 (9)	22,4 (29)
	2 ^e série	60,80 (41)	219,8 (41)	561,8 (41)	3,97 (41)	26,5 (13)	23,9 (28)
F ₂	1 ^e série	47,72 (9)	261,3 (9)	460,9 (9)	4,03 (9)	22,4 (5)	21,8 (4)
	2 ^e série	50,28 (16)	240,1 (16)	540,0 (16)	4,02 (16)	28,4 (8)	25,0 (8)
	3 ^e série	53,20 (25)	231,5 (25)	534,0 (25)	3,83 (25)	24,5 (9)	22,0 (16)
Différences intra-période pondérées	(C R Piedrain) — (F ₂)	4,61 ± 1,72	— 8,6 ± 4,6	21,2 ± 11,7	— 0,09 ± 0,06	+ 0,12 ± 0,62	
	(C R Large White) — (F ₂)	4,22 ± 1,72	— 16,8 ± 5,6	45,2 ± 11,7	— 0,13 ± 0,06	+ 0,45 ± 0,61	

TABLEAU 4 et 5

Variances des caractéristiques d'engraissement

	Intra-période			Intra-période-sexe	
	Poids à 154 jours (kg)	Gain moyen (g/jour)	Indice de consommation (kg)	Age à l'abattage (jour)	Épaisseur de lard à 100 kg (mm)
F ₁	37,53	4 194	0,059 5	148,1	6,87
F ₂	61,84	4 184	0,107 5	563,9	11,63
CR Piétrain	66,74	2 724	0,063 6	333,7	4,73
CR Large White	72,90	2 312	0,065 3	198,2	6,92
2 ^o génération	68,04	3 116	0,079 9		
(F ₂ + CR P + CR L. W.)					Hétérogénéité

Variances intra-sexe-période des mesures de carcasse en deuxième génération

	F ₂	CR Piétrain	CR Large White	χ ² d'homogénéité
Degrés de liberté	37	27	25	
Moitié découpée (kg)	0,80	0,51	0,57	1,81 NS
Poids de la tête (kg)	0,083	0,070	0,082	0,26 NS
Poids du jambon (kg)	0,18	0,16	0,09	3,18 NS
Poids de la longe (kg)	0,33	0,25	0,30	0,00 NS
Poids de poitrine-hachage (kg)	0,19	0,14	0,08	5,63 NS
Poids du jambonneau (kg)	0,012	0,009	0,010	0,63 NS
Poids des pieds (kg)	0,004	0,004	0,010	11,11 **
Poids de la bardière (kg)	0,35	0,37	0,33	0,06 NS
Poids de la panne (kg)	0,06	0,03	0,03	5,29 NS
Longueur (cm)	4,75	4,24	7,09	1,96 NS
Lard au rein (mm)	20,8	26,6	36,5	2,36 NS
Lard au dos (mm)	19,2	17,3	16,5	0,18 NS
Lard au cou (mm)	22,0	29,1	35,0	1,66 NS

NS : Test non significatif.

** : Test significatif au seuil de 1 p. 100.

TABLEAU 6
Moyennes et différences entre types de croisement pour les mesures de carcasse

	F ₁		2 ^e génération (moyennes et différences estimées par la méthode des moindres carrés)				Test F
	Mâles		Moyennes	F ₂	CR <i>Piétrain</i>	CR <i>Large White</i>	
	Femelles						
Effectifs	28	13		44	31	29	
Moitié découpée (kg)	36,38 ± 0,14	36,31 ± 0,18	36,04	— 0,08	0,52	— 0,44	**
Poids de la tête (kg)	5,19 ± 0,05	5,10 ± 0,09	5,09	0,09	0,18	0,09	**
Poids du jambon (kg)	8,25 ± 0,06	7,90 ± 0,12	8,10	— 0,08	0,14	— 0,05	*
Poids de la longe (kg)	11,61 ± 0,10	10,92 ± 0,11	11,16	— 0,04	0,38	— 0,35	**
Poids de poitrine-hachage (kg)	8,53 ± 0,11	8,40 ± 0,14	8,76	0,02	0,12	— 0,14	*
Poids du jambonneau (kg)	1,01 ± 0,02	0,97 ± 0,03	0,99	0,01	— 0,03	0,02	NS
Poids des pieds (kg)	0,98 ± 0,01	0,99 ± 0,02	0,98	— 0,00	— 0,03	0,03	*
Poids de la bardière (kg)	4,79 ± 0,10	5,77 ± 0,13	4,78	— 0,04	— 0,05	0,09	NS
Poids de la panne (kg)	1,01 ± 0,03	1,19 ± 0,05	1,05	0,02	— 0,02	0,00	NS
Longueur (cm)	94,60 ± 0,40	93,47 ± 0,55	93,73	0,49	1,87	1,38	**
Lard au rein (mm)	25,35 ± 0,94	29,20 ± 1,11	25,27	— 1,44	0,24	0,90	NS
Lard au dos (mm)	25,00 ± 0,67	26,44 ± 1,14	27,65	— 0,49	— 0,14	0,63	NS
Lard au cou (mm)	44,81 ± 0,88	49,85 ± 1,07	47,72	— 1,21	0,09	1,42	NS

NS : Test non significatif.

* Test significatif au seuil de 5 p. 100.

** Test significatif au seuil de 1 p. 100.

de la moitié découpée, de la tête, des pieds et des morceaux riches en viande, ainsi que sur la longueur. Par contre, toutes les mesures reliées à l'adiposité de la carcasse ne sont pas significativement influencées par le type de croisement, ce qui confirme les mesures d'épaisseur de gras effectuées sur le vivant avant l'abattage.

4. *Essai de mise en évidence d'un gène majeur ségrégeant en deuxième génération*

Les méthodes de l'analyse discriminatoire, largement employées en génétique végétale, sont d'un emploi peu fréquent en génétique animale, mise à part leur utilisation dans l'établissement des indices de sélection. Il a paru intéressant de les appliquer aux mesures de carcasse effectuées à l'occasion de cette expérience. Le principe était d'établir d'abord une fonction linéaire permettant de discriminer au mieux les deux races parentales. Cette fonction a ensuite été appliquée aux individus de première et de deuxième génération et les distributions obtenues ont été étudiées.

a) *Établissement de la fonction discriminatoire.*

En l'absence de témoins contemporains des deux races parentales, un échantillon de chaque race ayant servi à l'étude de KNOERTZER (1961) a été utilisé, soit 109 porcs de race *Large White* et 104 porcs de race de *Piétrain*. Ces animaux ont été engraisés de 1958 à 1961 à la porcherie de mise à l'épreuve des verrats sur leur descendance à Jouy-en-Josas, abattus à 100 kg, et soumis aux mêmes mesures sur la carcasse que les animaux de cette expérience. Les 12 variables suivantes, corrigées pour les variations du poids de la demi-carcasse par régression intra-race, ont été considérées : poids de la tête, du jambon, de la longe, de la poitrine-hachage, du jambonneau, des pieds, de la bardière et de la panne, longueur, épaisseur de lard au rein, au dos et au cou. Les effets du sexe sur chacune de ces variables ont été estimés par la méthode des moindres carrés. Pour les variables ne manifestant aucune interaction race \times sexe, un facteur de correction commun aux deux races a été appliqué, et, dans le cas contraire, un facteur de correction propre à chaque race a été utilisé. Le choix des variables à faire entrer dans la fonction discriminatoire a été basé sur le calcul du coefficient D^2 de Mahalanobis selon une méthode décrite par RAO (1952). Les valeurs de D^2 sont d'abord calculées pour chaque variable séparément et la première variable retenue est celle ayant le D^2 le plus élevé. La deuxième variable sélectionnée est celle, parmi les variables restantes, qui donne la valeur de D^2 la plus élevée en combinaison avec la première variable et ainsi de suite. La fonction discriminatoire tenant compte des six premières variables ainsi retenues a été établie. Ces calculs ont été réalisés sur ordinateur IBM 1620 (1), selon une méthode mise au point par WAGNER (1965). Les résultats figurent au tableau 7. La fonction choisie permet une excellente discrimination entre les deux races, puisque les deux distributions ne se recouvrent pas (fig. 2).

b) *Application de la fonction discriminatoire aux produits de première et deuxième génération.*

Les distributions de chacune des six variables retenues (corrigées pour le sexe et la période comme indiqué plus haut) en deuxième génération ont d'abord été éta-

(1) Programme n° 63002. Station centrale de Génétique animale, C. N. R. Z. 78 - Jouy-en-Josas.

TABLEAU 7

Résultats de l'analyse discriminatoire progressive sur les mesures de carcasse
(races Large White et de Piétrain)

Stade de sélection	Variable retenue	Valeur du coefficient de la fonction discriminatoire à 6 variables	D ² à chaque stade
1	Poids du jambon (dag).....	0,101 8	6,28
2	Longueur (mm).....	— 0,079 2	9,97
3	Poids de la longe (dag)	0,077 9	13,61
4	Poids de la poitrine-hachage (dag) ..	0,082 8	18,85
5	Épaisseur du lard au dos (mm)	0,047 1	22,13
6	Poids de la panne (dag).....	0,090 7	24,43

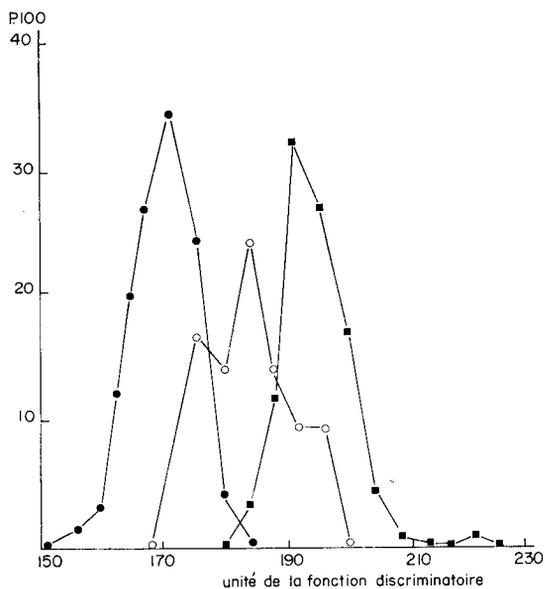


FIG. 2. — Distributions de la fonction discriminatoire pour les deux races parentales et la F₁

- Large White (109 porcs)
- Piétrain (104 porcs)
- F₁(P × LW) (41 porcs)

blies (fig. 3). Les distributions obtenues ne donnent guère d'indication sur le déterminisme génétique de ces caractères.

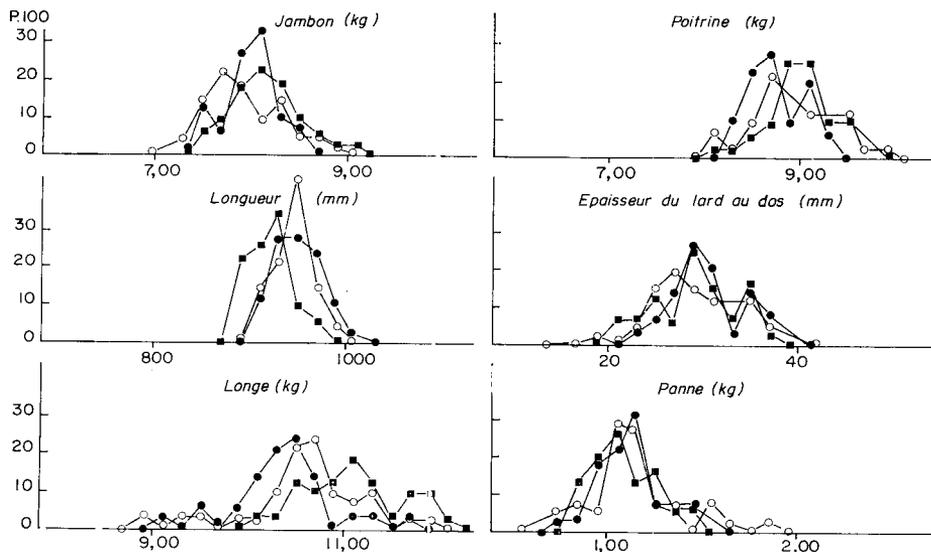


FIG. 3. — Distributions, en deuxième génération, des six variables de la fonction discriminatoire

- CR Large White (29 porcs)
- CR Piétrain (31 porcs)
- F₂ (F₁ × F₁) (41 porcs)

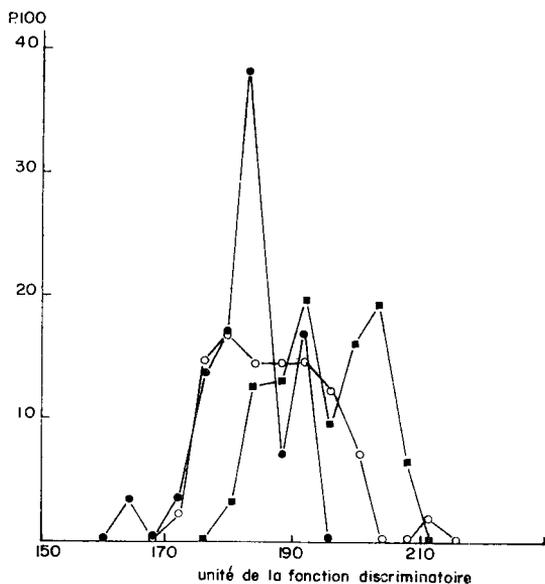


FIG. 4. — Distributions, en deuxième génération, de la fonction discriminatoire

- CR Large White (29 porcs)
- CR Piétrain (31 porcs)
- F₂ (F₁ × F₁) (41 porcs)

La fonction discriminatoire calculée plus haut a alors été appliquée à chaque individu de première et de deuxième génération (fig. 2 et 4). Les paramètres relatifs aux distributions de cette fonction sont donnés au tableau 8. Les trois générations considérées ne sont pas contemporaines, ce qui rend les comparaisons difficiles. Nous nous bornerons donc à étudier les distributions de la F_2 et des croisements en retour. L'ensemble de ces trois distributions démontre que la variation de la fonction discriminatoire a une part génétique importante. La présence de deux pics dans chacun des croisements en retour, suggérée par les échantillons observés, l'un de ces pics étant commun aux deux distributions, est compatible avec l'hypothèse d'un gène majeur responsable des différences observées entre les deux races parentales pour ce caractère. Afin de tester statistiquement cette hypothèse, les écarts à la moyenne de la fonction discriminatoire pour chaque type de croisement ont été calculés et leur distribution globale en deuxième génération a été établie. Dans l'hypothèse d'un gène majeur, comme l'a montré MÉRAT (1967), une telle distribution doit être aplatie et présenter un coefficient de kurtosis négatif. Ce coefficient a été calculé : il est de $-0,13 \pm 0,48$. Les distributions en deuxième génération s'écartent donc de la normalité dans le sens d'un aplatissement, mais l'écart est faible et non significatif.

TABLEAU 8

*Paramètres des distributions de la fonction discriminatoire
dans le croisement Piétrain \times Large White*

	Effectif	Moyenne	Variance	Écart-type
Race <i>Large White</i>	104	170,17	20,38	4,51
Race de <i>Piétrain</i>	109	194,58	28,24	5,31
F_1 (<i>LW</i> \times <i>P</i>)	41	184,24	59,03	7,68
F_2 ($F_1 \times F_1$)	41	186,85	69,72	8,35
CR <i>Piétrain</i> ($F_1 \times$ <i>Piétrain</i>)	31	195,06	54,62	7,39
CR <i>Large White</i> ($F_1 \times$ <i>Large White</i>) ..	29	183,17	37,85	6,15

5. Relation entre le pointage de conformation au sevrage et les mesures sur carcasse à l'abattage

Les distributions de la note de pointage et de la fonction discriminatoire présentent des analogies qui soulèvent la question de savoir dans quelle mesure ces deux variables sont l'expression d'un même phénomène. Afin d'y répondre, la régression de la fonction discriminatoire en la note de pointage a été estimée sur tous les individus de la deuxième génération. Elle est de $1,40 \pm 0,33$. Il est donc possible, au sevrage, de prédire dans une certaine mesure la valeur de la fonction discriminatoire au poids d'abattage de 100 kg, c'est-à-dire l'intensité de la manifestation du caractère *Piétrain*.

DISCUSSION ET CONCLUSIONS

L'expérience qui vient d'être décrite n'avait pas pour but de comparer les mérites zootechniques de différents types de croisement, ce qui a déjà été réalisé en ce qui concerne la race de *Piétrain* tant en France (KNOERTZER, 1961 *b*) qu'à l'étranger (KIRSCH et al., 1963 *a* et *b*), mais d'essayer de définir objectivement une entité « *Piétrain* » et d'en connaître le déterminisme génétique.

La comparaison des moyennes des différents types de croisement ne permet donc pas de tirer des conclusions quant à la valeur respective des deux races utilisées. En effet, l'une d'elles est représentée par un seul verrat et l'autre par onze truies. On peut seulement faire remarquer que, pour les critères de carcasse, lorsque les différences observées sont significatives, la moyenne de la F_2 est intermédiaire entre celles des deux croisements en retour (sauf pour le poids de la tête et du jambon) ce qui suggère un déterminisme polygénique additif. Par contre, pour les critères de croissance, la F_2 n'est jamais intermédiaire, mais a les valeurs les plus faibles. Il est probable que la consanguinité élevée de la F_2 ($F = 0,25$) par rapport au croisement en retour au *Piétrain* ($F = 0,125$) est responsable de cette situation. Les effets dépressifs de la consanguinité sur la croissance du porc sont en effet bien connus.

Si nous considérons individuellement chacun des caractères mesurés dans cette expérience, les distributions observées en deuxième génération ne permettent pas de mettre en évidence l'existence d'un gène majeur. Par contre, le pointage de la conformation au sevrage fait apparaître trois catégories d'animaux en deuxième génération, qu'on trouve représentées dans le croisement F_2 , mais dont deux seulement figurent dans chacun des croisements en retour. Une telle répartition suppose un déterminisme génétique simple. On retrouve les tendances qui se dégagent dans l'étude préliminaire (OLLIVIER et LAUVERGNE, 1967).

D'autre part, les distributions d'une combinaison linéaire de six mesures de carcasse, obtenue par analyse discriminatoire, présentent des irrégularités telles qu'il devrait s'en produire si un gène majeur ségrégeait en deuxième génération. Une méthode analogue a permis à WEBER (1959) de démontrer la ségrégation d'un couple de gènes, à partir d'une fonction discriminatoire incluant deux mesures du cotylédon chez la Tomate. En ce qui concerne notre expérience sur le Porc, les effectifs observés en deuxième génération sont malheureusement trop réduits pour pouvoir aboutir à une conclusion aussi nette. Le nombre de gènes intervenant dans le déterminisme de la fonction discriminatoire, estimé par l'indice de ségrégation de WRIGHT (1952), serait de 1,6. Ce chiffre n'est toutefois donné qu'à titre indicatif, à cause des nombreuses hypothèses restrictives nécessaires à la validité de la formule appliquée.

La convergence des résultats de l'examen visuel de la conformation et des mesures objectives de carcasse permet de penser qu'une sélection sur la conformation au sevrage a pu être à l'origine du développement rapide de cette race très différente dans ses caractéristiques de composition corporelle de toutes les autres races porcines européennes.

L'amélioration des productions animales repose actuellement sur la sélection en faveur de gènes nombreux, non identifiés, et dont les effets individuels sur les

caractères à sélectionner sont supposés faibles. Une tendance récente consiste à étudier les effets de gènes facilement identifiables dont l'utilisation en sélection pourrait apporter un surcroît de gain génétique appréciable, comme l'a démontré SMITH (1967).

Notre étude suggère l'existence d'une troisième catégorie de gènes utiles à l'élevage, gènes majeurs à très forte action potentielle mais dont la mise en évidence est difficile et qui, par ailleurs, s'accompagnent souvent d'effets pléiotropiques défavorables. On peut, comme nous l'avons fait, rechercher une combinaison linéaire de mesures se rapprochant le plus possible de l'effet du gène postulé. Mais dans le cas du porc de *Piétrain*, comme dans celui analogue du culard bovin, il reste encore à mettre au point un test vraiment spécifique de l'entité observée, avant de poursuivre les études génétiques.

Reçu pour publication en septembre 1968.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à exprimer sa plus vive reconnaissance à M. J.-J. LAUVERGNE, qui a eu l'idée de cette expérience et a collaboré à la mise sur pied du dispositif expérimental.

SUMMARY

A STUDY OF THE GENETIC DETERMINATION OF MUSCULAR HYPERTROPHY IN THE « PIÉTRAIN » PIG

From a *Piétrain* boar and eleven *Large White* sows, a first generation cross (F_1) was obtained, then a $F_2(F_1 \times 1)$ and the back-crosses (BC) to the two parental breeds, in order to test the hypothesis of a monogenic determination of muscular hypertrophy in the *Piétrain* pig.

The F_1 , F_2 and BC animals were visually given a score for muscular development at weaning, *i. e.* when they were two months old (406 pigs). Out of these 220 pigs were submitted to various measures during fattening (between 25 and 100 kg liveweight) and 142 pigs were slaughtered in order to take measurements on the carcass.

The distribution of the visual score in the second generation (F_2 and BC) suggests the existence of three categories of individuals. On the other hand, no objective measure considered alone shows the existence of distinct categories. However, a linear combination of six measurements on the carcass — a discriminant function established on the two parental breeds — presents some irregularities in its distribution analogous to those observed for visual score. Moreover, a significant regression of the discriminant function as defined above exists on the score at weaning. Altogether the results suggest that the number of genes responsible for muscular hypertrophy in the *Piétrain* breed is limited and that those genes express themselves from the age of two months.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- CAMERLYNCK R., 1962. Le porc *Piétrain* à l'étranger. *Revue agric.*, Brax., **15**, 237-275.
 CAMERLYNCK R., BRANKAER R., 1958. Quelques considérations sur la race porcine *Piétrain* en Belgique. *Revue agric.*, Brux., **11**, 379-399.
 CASTLE W. E., 1921. An improved method of estimating the number of genetic factors concerned in cases of blending inheritance. *Science*, **54**, 93.

- DEHAYE L., 1962. Dix années de sélection et d'observation de la race porcine *Piétrain*. *Revue agric.*, Brux., **15**, 35-52.
- HAZEL L. N., KLINE E. A., 1952. Mechanical measurement of fatness and carcass value on live hogs. *J. Anim. Sci.*, **11**, 313-318.
- KIRSCH W., FENDER M., RABOLD K., FEWSON D., SCHOEN P., 1963 a. Vergleichende Zucht-, Mast- und Ausschlagungsversuche mit veredelten Landschweinen, *Piétrain*-Schweinen und F₁ Kreuzungstieren. *Züchtungskunde*, **35**, 254-264.
- KIRSCH W., FEWSON D., FENDER M., WERKMEISTER F., 1963 b. Kombinationszüchtung und Zuchtlinien Kreuzung als Möglichkeit zur Ausnutzung der erwünschten Eigenschaften der *Piétrain*-Schweine. *Züchtungskunde*, **35**, 305-315.
- KNOERTZER E., 1961 a. Quelques données biométriques sur le porc de *Piétrain*. *Bull. tech. Inf. Ingrs Servs agric.*, n° **164**, nov. 1961.
- KNOERTZER E., 1961 b. Le croisement porcin *Piétrain* × *Large White*. *Bull. tech. Inf. Ingrs Servs agric.*, **165**, déc. 1961.
- LAUVERGNE J.-J., VISSAC B., PERRAMON A., 1963. Étude du caractère culard I. Mise au point bibliographique. *Annls Zootech.*, **12**, 133-156.
- MÉRAT P., 1966. Contribution à l'étude de la « valeur sélective » associée à quelques gènes chez la Poule domestique. I. *Annls Biol. anim. Bioch. Biophys.*, **1**, 79-104.
- MÉRAT P., 1967. L'étude des distributions de fréquence en vue de déceler la présence de gènes à effets importants. *Annls Biol. anim. Bioch. Biophys.* (sous presse).
- OLLIVIER L., 1964. Note sur le sondage du gras dorsal chez le porc vivant à l'aide d'une réglette métallique. *C. R. Acad. Agric. Fr.*, **50**, 656-661.
- OLLIVIER L., LAUVERGNE J. J., 1967. Étude du déterminisme héréditaire de l'hypertrophie musculaire du porc de *Piétrain* : premiers résultats. *Annls Méd. vét.*, **111**, 104-109.
- RAO R., 1952. *Advanced statistical methods in biometric research*. John Wiley. New York.
- SMITH C., 1967. Improvement of metric traits through specific genetic loci. *Anim. Prod.*, **9**, 349-358.
- SEREBROVSKY A. S., 1928. An analysis of the inheritance of quantitative transgressive characters. *Z. indukt. Abstamm. u. VererbLehre*, **48**, 229-243.
- THODAY J. M., 1961. Location of polygenes. *Nature*, **151**, 368-370.
- WAGNER R., 1965. Sélection progressive de variables utilisant la statistique D² de Mahalanobis. Application à la détermination de la meilleure fonction discriminatoire séparant deux populations de semis de vigne. *Annls Amél., Pl.*, **15**, 159-181.
- WEBER E., 1959. The genetical analysis of characters with continuous variability on a mendelian basis. I. Monohybrid segregation. *Genetics*, **44**, 1131-1139.
- WILLEMS A. E. R., 1960. Origine et évolution du porc belge de *Piétrain*. *Colloque sur la race porcine belge Piétrain organisée par la F. E. Z.*
- WRIEDT C., 1930. The inheritance of butter fat percentage in crosses of *Jersey* with *Red Danes*. *J. Genet.*, **22**, 45-53.
- WRIGHT S., 1952. The genetics of quantitative variability. In *Quantitative Inheritance* 5-41. Her Majesty's Stationery Office. Londres.