

ÉTUDE DES MESURES DE CONFORMATION DU POULET

I. — ANALYSE STATISTIQUE PRÉLIMINAIRE

CONCERNANT LE POIDS ET 13 MENSURATIONS CORPORELLES DU POULET VIVANT

F. H. RICARD et R. ROUVIER

Avec la collaboration technique de G. MARCHE
et l'aide du personnel de l'Atelier de Calcul de la Station centrale de Génétique animale

*Station expérimentale d'Aviculture du Magneraud,
Saint-Pierre d'Amilly (Charente-Maritime),*

*Station centrale de Génétique animale,
Centre national de Recherches zootechniques, Jouy-en-Josas (Seine-et-Oise)*

SOMMAIRE

Huit cent vingt-trois poulets issus de 4 lots d'éclosion et élevés dans des conditions identiques ont été pesés et mesurés à 8 semaines. Chaque lot comprenait les 2 sexes d'une souche de type *Sussex* (*S*) et d'une souche maintenue sans sélection, dite *Bresse pile* (*B*). Les mensurations corporelles étudiées étaient les suivantes : angle de poitrine, tour de poitrine, tour du pilon, longueur du tronc, largeur du thorax, hauteur de poitrine, longueur du bréchet, longueur des blancs, longueur du pilon, longueur de la patte, diamètre de la patte, longueur de l'avant-bras (aile moyenne) et longueur de la crête.

Les calculs, exécutés sur les valeurs brutes des variables, ont porté sur les coefficients de fidélité, les paramètres statistiques, la forme des distributions, l'action de la souche et du sexe, les corrélations phénotypiques totales et les corrélations partielles à poids constant. L'étude des distributions et le calcul des corrélations ont été repris sur le logarithme népérien des valeurs brutes.

Les coefficients de fidélité varient de 0,617 (largeur du thorax) à 0,995 (poids vif). La variabilité d'un caractère varie peu entre les 4 groupes souche-sexe, à l'exception de celle de la longueur de la crête qui est très grande pour les coquelets *B*. Les coefficients de variation de l'angle de poitrine et de la largeur du thorax sont intermédiaires entre celui du poids (10 p. 100) et ceux des autres caractères (4 à 5 p. 100), longueur de la crête exceptée. La distribution de nos échantillons se rapproche plus d'une loi normale que d'une loi log-normale. L'étude des poulettes de la souche *B* a montré que l'hypothèse de la linéarité des liaisons était acceptable.

Dans l'ensemble, le lot a un effet plus net sur les moyennes que sur les variances. Le sexe et la souche influent sur les moyennes et font apparaître des différences de morphologie : bien que plus petites, les poulettes ont un angle de poitrine plus grand que les coquelets ; la souche *S* a un corps relativement plus court et plus aplati que la souche *B*. Les interactions entre souche, sexe et lot ne sont en général pas significatives.

Les corrélations phénotypiques totales obtenues pour les 4 groupes souche-sexe apparaissent homogènes dans plus de 80 p. 100 des cas. La transformation logarithmique n'a pas modifié les corrélations calculées à partir des données brutes. Les longueurs donnent lieu à des valeurs élevées, les largeurs à des valeurs plus faibles. Le poids, le tour de poitrine et le tour du pilon font partie du pre-

mier groupe, la longueur de la crête et l'angle de poitrine du second. Les corrélations partielles à poids constant donnent des valeurs faibles et souvent non significatives quand l'une des variables est le tour du pilon, le diamètre du tarse ou la longueur de la crête. On obtient aussi des valeurs faibles pour les mensurations de la cage thoracique, mais seulement dans le cas de la souche S. Au contraire, les longueurs ont entre elles des corrélations partielles positives, quelquefois importantes. L'angle de poitrine est lié positivement à la largeur du thorax mais négativement aux longueurs, en particulier la longueur du bréchet.

INTRODUCTION

La conformation d'un animal peut se définir de façon objective grâce à des mensurations corporelles. Différentes mensurations ont été étudiées sur de nombreuses espèces animales tant sauvages que domestiques : mesures sur l'animal vivant, sur la carcasse ou mensurations d'os. Chez les grandes espèces domestiques, les mesures sur animal vivant ont été souvent utilisées pour apprécier indirectement le poids vif et ont donné lieu à de nombreuses formules de barymétrie.

Chez les volailles, la majorité des travaux portent d'une part sur des mesures de développement squelettique (longueur de la patte, longueur du bréchet, hauteur de poitrine), d'autre part sur des mesures de développement musculaire (angle de poitrine, largeur des blancs, plus rarement tour du pilon). Plusieurs auteurs utilisent les longueurs de segments de membres pour étudier la taille proprement dite de l'animal, indépendamment du poids. SCHNEIDER et DUNN (1924) soulignent l'intérêt des mesures de squelette qui sont en forte corrélation avec le poids total de l'animal mais présentent une variabilité bien moindre (coefficient de variation 2 à 3 fois plus faible) et sont moins sensibles aux conditions du milieu. La longueur de la patte, ou du *tarsométatarse*, a été utilisée pour définir la taille de l'animal dans plusieurs études de l'allométrie taille-poids (LERNER, 1938 ; JAAP, 1941 ; COCK, 1963). Les mensurations permettent d'autre part de supposer l'existence de facteurs qui varient de façon différente, sinon indépendante. Ainsi, FRISCHNECHT et JULL (1946) de même que BIRD (1948) indiquent que des gènes différents conditionnent le développement des muscles pectoraux et la taille du squelette.

Dans le domaine pratique, on a d'abord recherché les relations possibles entre des mensurations définissant le type de l'animal et la ponte. Mais les corrélations observées sont faibles et le plus souvent non significatives, ainsi qu'il ressort de la bibliographie citée par QUISENBERRY et al. (1941).

Au contraire, la conformation est liée à la classification commerciale des volailles (JAAP et PENQUITE, 1938 ; FRISCHNECHT et JULL, 1946 ; COLLINS et al., 1950), au rendement en viande consommable (MAW et MAW, 1939 ; DOLECEK et al., 1941 ; BLOW et GLAZENER, 1952 ; HATHAWAY et al., 1953 ; NEWELL et GODFREY, 1954 ; HORST, 1961 ; FRY et al., 1962) et à l'importance du squelette (RICARD, 1961 b). C'est pourquoi les mensurations corporelles sont utilisées dans les programmes de sélection du poulet de chair : COCHEZ (communications personnelles) utilise l'angle de poitrine et la longueur du bréchet pour mesurer la conformation thoracique, la longueur et le diamètre de la patte pour estimer l'importance du squelette. Dans le même esprit, l'angle de poitrine, qui est l'élément le plus intéressant pour la commercialisation des carcasses, a fait l'objet de plusieurs expériences de sélection :

KISH (1953), ABPLANALP et *al.* (1960), SIEGEL (1962 *a* et *b*), MERRITT (communications personnelles).

Du fait de cette grande utilisation des mesures corporelles, il nous a paru intéressant d'entreprendre une étude assez complète des différentes mensurations que l'on peut prendre sur le poulet vivant. Dans ce premier article, nous donnons les résultats obtenus sur le poids et 13 mensurations d'animaux âgés de 8 semaines : étude statistique des variables, influence du lot, de la souche et du sexe, corrélations. Une étude plus poussée des corrélations par la méthode d'analyse en composantes principales a été faite séparément (ROUVIER et RICARD, 1965).

MATÉRIEL ET MÉTHODES

1. Matériel animal

Les poulets étudiés appartenaient aux 2 sexes de 2 souches différentes : une souche de type *Sussex*, désignée par la lettre *S*, et une souche *B* maintenue sans sélection depuis 1961 selon une technique voisine de celle décrite par KING et *al.* (1959). L'origine de la souche *B* est une souche du MAGNERAUD, dite *Bresse pile*, sélectionnée par COCHEZ (communications personnelles) depuis 1955 à partir d'un croisement *New-Hampshire* × *Bresse blanche*.

Huit cent soixante et un poussins furent obtenus en 4 lots éclos entre le 1^{er} et le 22 mars 1962. Ils ont été élevés au Magneraud dans 4 cases contiguës de la même poussinière. Les 4 groupes souche-sexe d'un lot étaient élevés ensemble et ont reçu un même aliment, de type engraissement, de 0 à 8 semaines.

Nous avons calculé les paramètres statistiques de chaque mesure pour chaque groupe souche-sexe, les lots étant mélangés. Nous avons ensuite examiné le cas des animaux dont une mesure au moins était située à l'extérieur de l'intervalle $\bar{x} \pm 4s$, cette mesure étant considérée *a priori* comme aberrante. Un coquelet de la souche *B* présentait plusieurs mesures anormalement faibles et a été éliminé. 13 poulets de la souche *B* appartenaient à une famille où la majorité des coquelets étaient très petits. Ils ont également été éliminés dans les calculs. Finalement, le dossier comprenait 823 poulets vivants dont la répartition est indiquée dans le tableau I.

TABLÉAU I

Répartition des animaux étudiés par souche, sexe et lot

Lot ↓	Groupe →				Total
	♂ S	♀ S	♂ B	♀ B	
1	39	33	69	49	190
2	41	27	47	54	169
3	33	51	65	69	218
4	41	50	67	88	246
Total	154	161	248	260	823

2. Définition des mensurations

A 57 jours, les poulets ont été pesés au décagramme près, le lendemain, les 13 mesures suivantes ont été prises par le même opérateur :

M 1 — Angle de poitrine, mesuré au grade près à l'aide d'un anglemètre AP-8 (RICARD, 1961 *a*).

M 2 — *Tour de poitrine*, mesuré au demi-centimètre près avec un mètre-ruban, au niveau de l'extrémité antérieure du bréchet.

M 3 — *Tour du pilon*, mesuré au millimètre près avec un mètre-ruban, au niveau du diamètre maximum des muscles du pilon.

Les autres mesures étaient prises avec un pied à coulisse :

M 4 — *Longueur du tronc*, distance entre la partie antérieure de l'épaule et l'apophyse dorso-postérieure de l'ilium.

M 5 — *Largeur de la cage thoracique*, mesurée perpendiculairement au plan de symétrie du corps, au niveau de l'extrémité antérieure du bréchet.

M 6 — *Hauteur de poitrine*, distance entre le dos et l'arête du bréchet, mesurée un centimètre en arrière de l'extrémité antérieure du bréchet.

M 7 — *Longueur du bréchet*, distance entre les 2 extrémités du bréchet.

M 8 — *Longueur des blancs*, distance entre la partie antérieure de l'épaule et l'extrémité postérieure du bréchet.

M 9 — *Longueur du pilon*, distance entre les parties externes du genou et de l'articulation pilon-patte, mesurée quand les segments du membre font entre eux un angle droit.

M 10 — *Longueur de la patte*, distance entre la partie externe de l'articulation pilon-patte et la sole plantaire, mesurée quand les segments du membre font entre eux un angle droit.

M 11 — *Diamètre de la patte*, mesurée perpendiculairement au plan antéropostérieur et dans la partie médiane de la patte.

M 12 — *Longueur de l'avant-bras* (aile moyenne), distance entre la partie externe de l'articulation bras-avant-bras et l'extrémité distale du radius, mesurée quand les segments de l'aile font entre eux un angle droit.

M 13 — *Longueur de la crête*, correspondant à la plus grande distance antéro-postérieure. Tous les animaux avaient la crête simple.

Le diamètre de la patte était mesuré au dixième de millimètre près, les autres caractères au millimètre près. Les mesures des membres étaient prises systématiquement du côté droit. Tous les poulets du lot 4 ont été pesés 2 fois ; 100 poulets, pris dans les 4 lots, ont été mesurés une deuxième fois, ce qui a permis d'estimer la fidélité de chaque mesure.

3. Calculs réalisés

Les paramètres statistiques (moyennes, écart-types, coefficients de variation), ont été calculés par souche, sexe et lot. Les résultats ont été utilisés pour tester l'homogénéité des variances par le test de BARTLETT et l'action du lot pour chaque groupe souche-sexe, par une analyse de variance à 1 facteur (le lot). De plus, un échantillon de 25 poulets pour chacun des 16 groupes souche-sexe-lot a été pris au hasard, un dans chacun de 25 fractiles du poids vif. Les paramètres statistiques ont été calculés pour ces échantillons égaux et une analyse de variance à 3 facteurs a été faite pour préciser l'effet global de la souche, du sexe, du lot et de leurs interactions.

Pour chacun des 4 groupes souche-sexe, les distributions observées (lots groupés) ont été ajustées à la loi normale par le critérium χ^2 de PEARSON. Dans le cas des poulettes B, groupe le plus nombreux, on a calculé les régressions entre les 14 variables prises 2 à 2, chacune ayant été utilisée successivement comme variable indépendante et la linéarité des liaisons a été testée par le test F de SNEDECOR.

Enfin pour chacun des 4 groupes souche-sexe, nous avons calculé les corrélations phénotypiques intra-lots entre les 14 mesures prises 2 à 2 ainsi que les corrélations partielles à poids constant. L'homogénéité des coefficients de corrélation phénotypique a été testée au moyen du χ^2 selon la méthode décrite par VESSERAU (1960, page 482). Les tests d'ajustement à la loi normale et les calculs de corrélations ont été repris en utilisant les logarithmes népériens des valeurs brutes, avec 4 chiffres pour la mantisse.

La majorité des calculs définis ci-dessus ont pu être réalisés sur l'ordinateur IBM-1620 de la Station centrale de Génétique animale. Nous avons utilisé les programmes décrits par ROUVIER et CANONGE (1964) et un programme d'analyse et décomposition de la variance et de la covariance dans le cas d'une classification hiérarchique, établi par VISSAC et al. (1962, note de laboratoire). En utilisant le lot comme seul facteur de classification, ce dernier programme nous a permis de tester l'effet lot et de calculer les corrélations intra-lots.

TABLEAU 2

Moyennes ($\bar{x}$), écart-types (s), coefficients de variation (v) et coefficients de fidélité

Variables	Unité	Souche S						Souche B						Coefficient de fidélité de la mesure
		δ (N = 154)			φ (N = 161)			δ (N = 248)			φ (N = 260)			
		$\bar{x}$	s	v	$\bar{x}$	s	v	$\bar{x}$	s	v	$\bar{x}$	s	v	
Poids vif.	dag	416,8	44,9	10,2	97,6	9,3	9,6	107,3	11,8	11,0	88,9	10,1	11,4	0,995
M 1 — Angle de poitrine	grade	55,4	3,9	7,0	56,3	3,6	6,5	54,0	4,7	8,8	54,5	4,7	8,6	0,885
M 2 — Tour de poitrine	1/2 cm	51,4	2,0	3,9	48,8	4,9	3,9	50,9	2,1	4,1	48,4	2,0	4,1	0,843
M 3 — Tour pilon	mm	109,0	5,6	5,1	100,2	4,9	4,9	104,4	5,7	5,5	95,8	5,1	5,3	0,905
M 4 — Longueur tronc	mm	163,4	7,1	4,3	153,6	7,0	4,6	162,3	7,1	4,4	152,5	6,8	4,4	0,934
M 5 — Largeur thorax	mm	50,2	3,8	7,5	48,1	3,5	7,2	47,0	3,3	6,9	45,7	3,4	7,4	0,617
M 6 — Hauteur poitrine	mm	95,7	4,6	4,8	90,2	4,5	4,9	96,2	5,1	5,3	90,3	4,5	5,0	0,808
M 7 — Longueur bréchet	mm	90,1	4,2	4,6	83,3	4,0	4,8	93,0	4,5	4,9	85,9	4,1	4,7	0,940
M 8 — Longueur blanes	mm	147,6	6,4	4,4	138,5	5,8	4,2	144,3	7,0	4,8	133,6	6,3	4,7	0,931
M 9 — Longueur pilon	mm	130,6	5,8	4,5	122,3	5,7	4,6	126,2	5,4	4,3	117,4	5,4	4,6	0,953
M 10 — Longueur patte	mm	100,6	4,3	4,3	92,7	3,9	4,2	95,9	4,2	4,4	87,8	3,8	4,3	0,979
M 11 — Diamètre patte	1/10 mm	100,2	5,1	5,1	90,3	4,2	4,7	93,7	5,4	5,8	83,5	4,2	5,1	0,883
M 12 — Longueur avant-bras .	mm	82,0	3,2	3,8	77,4	3,2	4,1	80,2	3,8	4,7	75,2	3,6	4,8	0,797
M 13 — Longueur crête	mm	37,6	3,6	9,5	25,3	4,9	7,5	48,7	8,4	17,2	24,4	2,2	9,0	0,981

RÉSULTATS

1) *Étude statistique des variables*

Le tableau 2 donne la moyenne, l'écart-type et le coefficient de variation de chaque mesure par groupe souche-sexe, les lots étant mélangés.

Nous avons estimé la précision relative de la mesure de chaque caractère par son coefficient de fidélité qui est un coefficient de corrélation intra-classe entre 2 répétitions de cette mesure (LERNER, 1958, page 158). Il est donné par la formule

$$\rho = 1 - \frac{\sigma_e^2}{\sigma_x^2}$$

où σ_e^2 est la variance de l'erreur aléatoire de la mesure et σ_x^2 la variance des mesures dans la population étudiée.

Soient x_{i1} et x_{i2} , 2 mesures d'un même caractère pour le poulet i . on a :

$$x_{i1} = X_i + e_{i1}$$

où X_i est la vraie valeur du caractère chez le poulet i et e_{i1} une erreur aléatoire de moyenne nulle, d'écart-type σ_e , indépendante de X_i . De même :

$$x_{i2} = X_i + e_{i2}.$$

Formons la différence algébrique entre les 2 observations :

$$d_i = x_{i1} - x_{i2} = e_{i1} - e_{i2}$$

On peut supposer que les termes « erreur » sont indépendants entre eux et ont même variance σ_e^2 . On a alors :

$$\sigma_d^2 = 2 \sigma_e^2$$

c'est-à-dire que la variance de l'erreur peut s'estimer par la moitié de la variance des différences algébriques.

Nous avons calculé de cette façon la variance de l'erreur de mesure pour chaque caractère à partir des 100 poulets mesurés 2 fois. Pour avoir une meilleure estimation de σ_x^2 , nous avons utilisé la totalité des poulets. Les coefficients de fidélité ont été calculés séparément pour chaque groupe souche-sexe, puis globalement pour l'ensemble des animaux. Dans ce dernier cas σ_x^2 était estimé par la variance intra-souche, sexe et lot. Dans l'ensemble, le classement des mensurations au point de vue de leur précision est comparable d'un groupe à l'autre. Nous n'avons donc indiqué que les coefficients de fidélité globaux (dernière colonne du tableau 2).

Pour l'ajustement à la loi normale, 10 classes ont été déterminées mécanographiquement :

classe des animaux de valeur inférieure ou égale à $\bar{x} - 2s$;

8 classes d'amplitude $s/2$ comprises entre $\bar{x} - 2s$ et $\bar{x} + 2s$;

classe des animaux de valeur supérieure à $\bar{x} + 2s$.

Les résultats obtenus sur valeurs brutes et sur valeurs logarithmiques sont indiqués dans le tableau 3.

TABLEAU 3

Ajustement à la loi normale.(Signification du χ^2 avec 7 degrés de liberté)

Variables	Valeurs brutes				Valeurs logarithmiques			
	♂ S	♀ S	♂ B	♀ B	♂ S	♀ S	♂ B	♀ B
Poids vif.....	NS	*	*	*	NS	**	**	**
M 1 — Angle poitrine.....	NS	NS	*	NS	NS	**	NS	*
M 2 — Tour poitrine.....	NS	**	*	**	NS	**	**	**
M 3 — Tour pilon.....	NS	NS	**	**	*	*	**	**
M 4 — Longueur tronc.....	NS	NS	NS	NS	*	**	NS	NS
M 5 — Largeur thorax.....	NS	NS	NS	NS	*	NS	**	*
M 6 — Hauteur poitrine.....	NS	NS	NS	NS	*	**	**	**
M 7 — Longueur bréchet.....	NS	NS	NS	NS	**	NS	**	NS
M 8 — Longueur blancs.....	NS	NS	NS	NS	*	NS	NS	NS
M 9 — Longueur pilon.....	NS	**	*	NS	NS	**	**	**
M 10 — Longueur patte.....	**	NS	NS	NS	**	*	**	*
M 11 — Diamètre patte.....	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	*
M 12 — Longueur avant-bras.....	*	NS	NS	NS	**	**	*	*
M 13 — Longueur crête.....	NS	NS	NS	NS	NS	NS	**	NS

NS = Valeur du χ^2 non significative* = χ^2 significatif au seuil 5 p. 100.** = χ^2 significatif au seuil de 1 p. 100.

TABLEAU 4

Tests de linéarité des liaisons pour les poulettes de la souche B

(Signification des valeurs de F obtenues)

Variable indépendante → Variable dépendante ↓	P	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 6	M 7	M 8	M 9	M 10	M 11	M 12	M 13
Poids vif.....	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
M 1 — Angle poitrine.....	NS	—	NS	NS	NS	NS	NS	*	NS	NS	*	NS	NS	NS
M 2 — Tour poitrine.....	NS	NS	—	NS	NS	NS	NS	NS	*	NS	**	NS	NS	NS
M 3 — Tour pilon.....	NS	NS	NS	—	NS	NS	**	NS	*	NS	NS	NS	NS	NS
M 4 — Longueur tronc.....	NS	NS	NS	**	—	NS	NS	NS	NS	**	NS	**	NS	NS
M 5 — Largeur thorax.....	NS	NS	NS	NS	NS	—	NS	NS	NS	*	NS	NS	NS	NS
M 6 — Hauteur poitrine.....	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
M 7 — Longueur bréchet.....	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—	*	NS	**	*	NS	NS
M 8 — Longueurs blancs.....	NS	NS	NS	*	NS	NS	NS	NS	—	NS	NS	*	NS	NS
M 9 — Longueur pilon.....	NS	NS	NS	*	NS	NS	NS	NS	NS	—	NS	*	*	NS
M 10 — Longueur patte.....	NS	**	NS	NS	*	NS	NS	NS	*	**	—	NS	**	NS
M 11 — Diamètre patte.....	NS	NS	NS	NS	*	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—	NS	NS
M 12 — Longueur avant-bras.....	NS	**	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—	NS
M 13 — Longueur crête.....	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	—

NS = Valeur F non significative.

* = F significatif au seuil 5 p. 100.

** = F significatif au seuil 1 p. 100.

Pour les valeurs brutes, le χ^2 est significatif au seuil 5 p. 100 dans 6 cas et au seuil 1 p. 100 dans 7 cas. Avec les valeurs logarithmiques, l'ajustement est moins bon : les χ^2 sont en général plus élevés et donc plus souvent significatifs.

Le tableau 4 indique les résultats des tests de linéarité effectués sur les 260 poulettes de la souche *B*. Sur 182 valeurs de *F* obtenues, 15 sont significatives au seuil 5 p. 100 et 10 au seuil 1 p. 100. En particulier, aucune valeur n'est significative quand les variables indépendantes sont le poids, le tour de poitrine, la largeur du thorax ou la longueur de la crête.

2. Variations et covariations

L'influence du lot sur l'homogénéité des variances intra-lots et la moyenne de chaque caractère est indiquée dans le tableau 5 pour chacun des 4 groupes souche-sexe. Ces calculs ont porté sur la totalité des animaux.

Le tableau 6 résume les résultats de l'analyse de variance faite sur 400 poulets répartis en 16 échantillons égaux (25 par groupe souche-sexe-lot).

L'existence d'un effet lot pour certaines variables nous a conduit à calculer des corrélations intra-lots selon la formule :

$$r = \frac{\sum_{l=1}^{l=4} \sum_{i=1}^{i=p} (x_{li} - \bar{x}_l) (y_{li} - \bar{y}_l)}{\sqrt{\sum_{l=1}^{l=4} \left[\sum_{i=1}^{i=p} (x_{li} - \bar{x}_l)^2 \right] \cdot \sum_{l=1}^{l=4} \left[\sum_{i=1}^{i=p} (y_{li} - \bar{y}_l)^2 \right]}}$$

où l'indice *l* désigne le lot, *i* un animal du lot *l* et *p* l'effectif du lot *l*. A cause des différences de moyennes entre souches et entre sexes, nous avons calculé séparément les corrélations pour chacun des groupes souche-sexe. Les résultats sont indiqués dans le tableau 7. Il s'agit de corrélations phénotypiques totales.

Les tests d'homogénéité des corrélations totales pour les 4 groupes souche-sexe ont donné un χ^2 significatif dans 15 cas sur 91 (16 p. 100 des cas) :

1) χ^2 d'homogénéité significatif au seuil 5 p. 100.

— Poids et largeur thorax (valeur de la corrélation des coquelets *B* supérieure à celle des 3 autres groupes).

— Angle de poitrine et largeur thorax (corrélations pour la souche *B* supérieures à celles pour la souche *S*).

— Angle poitrine et hauteur poitrine (souche *S* > souche *B*).

— Tour poitrine et longueur patte (souche *B* > souche *S*).

— Longueur tronc et longueur patte (coquelet *B* > 3 autres groupes).

— Largeur thorax et longueur bréchet (coquelets > poulettes).

— Hauteur poitrine et longueur patte (souche *B* > Souche *S*).

— Longueur bréchet et longueur blancs (coquelets > poulettes).

2) χ^2 d'homogénéité significatif au seuil 1 p. 100 :

— Poids et tour de poitrine (souche *B* > souche *S*).

— Poids et tour pilon (poulettes *B* < 3 autres groupes).

TABLEAU 5

Influence du lot sur les moyennes et les variances

Variables	Homogénéité des variances Signification du χ^2				Comparaison des moyennes Signification du F			
	♂ S	♀ S	♂ B	♀ B	♂ S	♀ S	♂ B	♀ B
Poids vif	NS	NS	NS	NS	NS	*	*	NS
M 1 — Angle poitrine	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
M 2 — Tour poitrine	*	NS	NS	NS	NS	**	**	NS
M 3 — Tour pilon	*	NS	NS	NS	NS	*	**	**
M 4 — Longueur tronc	NS	NS	**	NS	NS	**	*	NS
M 5 — Largeur thorax	NS	NS	*	NS	NS	*	*	NS
M 6 — Hauteur poitrine	NS	*	NS	NS	NS	**	**	NS
M 7 — Longueur bréchet	**	NS	NS	NS	NS	NS	*	*
M 8 — Longueur blancs	NS	NS	NS	NS	NS	*	**	NS
M 9 — Longueur pilon	NS	NS	**	NS	NS	NS	**	**
M 10 — Longueur patte	NS	NS	NS	NS	NS	NS	**	NS
M 11 — Diamètre patte	**	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
M 12 — Longueur avant-bras	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
M 13 — Longueur crête	NS	NS	**	*	NS	NS	NS	NS

NS = Valeur de χ^2 ou de F non significative.* = χ^2 ou F significatif au seuil de 5 p. 100.** = χ^2 ou F significatif au seuil de 1 p. 100.

TABLEAU 6

Analyse de variance sur échantillons égaux, signification de F

Variables	Action des facteurs			Interactions 1 ^{er} ordre			Interaction 2 ^e ordre
	Souche	Sexe	Lot	Souche × Sexe	Souche × Lot	Sexe × Lot	
Poids vif	—	**	—	NS	*	NS	NS
M 1 — Angle poitrine	**	*	NS	NS	NS	NS	NS
M 2 — Tour poitrine	NS	**	NS	NS	NS	NS	NS
M 3 — Tour pilon	**	**	**	NS	NS	NS	NS
M 4 — Longueur tronc	NS	**	NS	NS	NS	NS	NS
M 5 — Largeur thorax	—	—	NS	*	NS	NS	NS
M 6 — Hauteur poitrine	NS	—	—	NS	NS	**	NS
M 7 — Longueur bréchet	**	**	NS	NS	NS	NS	NS
M 8 — Longueur blancs	**	**	*	NS	NS	NS	NS
M 9 — Longueur pilon	**	**	**	NS	NS	NS	NS
M 10 — Longueur patte	**	**	NS	NS	NS	NS	NS
M 11 — Diamètre patte	**	**	*	NS	NS	NS	NS
M 12 — Longueur avant-bras	**	**	NS	NS	NS	NS	NS
M 13 — Longueur crête	—	—	—	**	NS	NS	**

NS = Valeur de F non significative.

* = F significatif au seuil 5 p. 100.

** = F significatif au seuil 1 p. 100.

— = Niveau de signification non indiqué à cause des interactions significatives.

TABLEAU 7
Corrélations phénotypiques intra - lots

A gauche de la diagonale se trouvent les valeurs obtenues pour la souche S, à droite celles pour la souche B.
Sur la première ligne de chaque case, valeur obtenue pour les coquelets, sur la deuxième ligne valeurs pour les poulottes.

Souche S	Souche B	Poids	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 6	M 7	M 8	M 9	M 10	M 11	M 12	M 13
Poids vif 8 semaines			.330 .349	.820 .850	.871 .896	.836 .775	.611 .486	.631 .717	.745 .661	.802 .808	.777 .784	.824 .826	.612 .681	.624 .679	.377 .449
M 1		.251 .194		.078 NS .269	.344 .389	.422 NS .427	.472 .507	.458 -.013 NS	.033 -.043 NS	.493 .244	.038 NS .024 NS	.088 NS .124	.191 .153	-.063 NS .021 NS	.230 .185
Angle de poitrine			.204 .226		.735 .745	.739 .649	.518 .478	.766 .775	.697 .646	.742 .719	.773 .749	.765 .745	.489 .583	.649 .650	.213 .418
Tour de poitrine						.738 .678	.498 .449	.549 .600	.650 .580	.677 .710	.676 .692	.694 .714	.610 .667	.534 .588	.386 .445
Tour du pilon			.247 .479	.670 .668											
M 3		.886 .848													
M 4		.803 .827	.023 NS .423 NS	.638 .647	.723 .688			.620 .612	.714 .644	.756 .704	.807 .718	.845 .776	.467 .530	.661 .668	.307 .253
Longueur du tronc			.251 .371	.414 .399	.348 .355	.400 .362		.274 .210	.367 .227	.522 .428	.405 .293	.448 .336	.367 .282	.328 .258	.222 .232
Largeur du thorax															
M 5		.461 .416													
M 6		.642 .745	.048 NS .418 NS	.723 .751	.567 .612	.621 .659	.468 .214		.583 .610	.593 .629	.688 .698	.662 .713	.383 .531	.605 .640	.155 .327
Hauteur de poitrine															
M 7		.726 .663	.011 NS .062 NS	.552 .457	.661 .545	.680 .692	.445 .481	.445 .417		.751 .651	.684 .636	.677 .602	.451 .493	.556 .515	.269 .247
Long. du bréchet															
M 8		.805 .801	.095 NS .471	.644 .662	.704 .677	.811 .770	.512 .440	.533 .585	.744 .630		.764 .742	.796 .786	.475 .525	.654 .649	.248 .325
Long. des blancs															
M 9		.786 .751	.073 NS .018 NS	.628 .590	.694 .637	.772 .716	.449 .320	.555 .497	.651 .589	.795 .655		.890 .864	.459 .582	.751 .746	.467 .325
Long. du pilon															
M 10		.788 .815	.411 NS .401 NS	.640 .631	.706 .671	.756 .771	.473 .364	.569 .571	.664 .565	.795 .702	.926 .860		.456 .603	.704 .765	.234 .382
Long de la patte															
M 11		.714 .698	.440 NS .294	.489 .509	.643 .667	.564 .620	.239 .282	.503 .521	.521 .500	.474 .557	.407 .483	.449 .549		.372 .531	.233 .379
Diam. de la patte															
M 12		.659 .743	.071 NS .041 NS	.626 .630	.584 .650	.720 .738	.353 .349	.564 .598	.547 .500	.638 .672	.732 .707	.746 .727	.389 .492		.420 NS .251
Long. avant-bras															
M 13		.477 .370	.452 NS .072 NS	.370 .357	.465 .327	.340 .281	.427 NS .452 NS	.330 .381	.492 .304	.270 .295	.300 .303	.267 .300	.388 .401	.290 .209	
Long. de la crête															

NS = Corrélation non significativement différente de zéro, au seuil 5 p. 100.

TABLEAU 8

Corrélations partielles à poids constant

A gauche de la diagonale se trouvent les valeurs obtenues pour la souche S à droite celles pour la souche B.
Sur la première ligne de chaque case, valeur obtenue pour les coquelets, sur la deuxième ligne valeur pour les poulettes.

Souche S	Souche B	M 1	M 2	M 3	M 4	M 5	M 6	M 7	M 8	M 9	M 10	M 11	M 12	M 13
M 1														
Angle de poitrine														
M 2														
Tour de poitrine														
M 3														
Tour du pilon														
M 4														
Longueur du tronc														
M 5														
Largeur du thorax														
M 6														
Hauteur de poitrine														
M 7														
Longueur du bréchet														
M 8														
Longueur des blancs														
M 9														
Longueur du pilon														
M 10														
Longueur de la patte														
M 11														
Diamètre de la patte														
M 12														
Longueur avant-bras														
M 13														
Longueur de la crête														

NS = Corrélation non significativement différente de zéro, seuil 5 p. 100.

- Tour poitrine et longueur bréchet (souche *B* > souche *S*).
- Tour poitrine et longueur pilon (souche *B* > souche *S*).
- Hauteur poitrine et longueur bréchet (souche *B* > souche *S*).
- Hauteur poitrine et longueur pilon (souche *B* > souche *S*).
- Longueur pilon et longueur patte (coquelets > poulettes).

Il ne nous a pas été possible de faire un test global de l'homogénéité des 4 matrices de corrélations. Il apparaît donc nécessaire d'étudier séparément chaque groupe d'animaux.

En travaillant sur les logarithmes népériens des valeurs brutes, les corrélations obtenues sont au moins égales à celles observées sur ces valeurs brutes. Mais la différence maximum n'est que de 0,035 : il y a pratiquement égalité entre les 2 séries de corrélations.

Dans le tableau 8, nous indiquons les corrélations partielles à poids constant, calculées d'après les données du tableau 7.

DISCUSSION

I. *Observations sur les variables et leurs distributions*

Les coefficients de fidélité que nous avons calculés (tabl. 2) correspondent à la « répétabilité » d'une mesure. Certains auteurs calculent également la répétabilité de la moyenne de plusieurs répétitions (TOUCHBERRY et LUSH, 1950 ; HORST, 1961 ; COLLINS et *al.*, 1964). Dans le cas d'une seule répétition, les chiffres donnés par COLLINS et *al.* sont analogues aux nôtres pour l'angle de poitrine (0,89), mais plus faibles pour le tour du pilon (0,72) et la longueur de la patte (0,93). Nos résultats montrent que parmi les mesures fidèles ($\rho > 0,9$), on trouve le poids, la longueur de la crête, le tour du pilon et les longueurs mesurées au niveau du membre postérieur et du tronc. Le diamètre de la patte, l'angle, le tour et la hauteur de poitrine donnent des valeurs moins élevées ($0,8 < \rho < 0,9$). Les valeurs les plus faibles ($\rho < 0,8$) sont obtenues avec la longueur de l'avant-bras et la largeur du thorax. COCK (1963) signale que le diamètre de la patte n'est pas une mesure très précise. Il semble difficile d'améliorer la fidélité des mensurations sur le poulet vivant, par suite de la présence des plumes et des mouvements toujours possibles de l'animal. Dans le cas des mensurations utilisées en sélection, on peut accepter une certaine imprécision, si on mesure un grand nombre d'animaux. Dans le cas d'une expérimentation sur effectif limité, il apparaît utile de répéter la mesure au moins 2 fois si le coefficient de fidélité est inférieur à 0,9.

Le tableau 2 ne fait pas apparaître de grandes différences de variabilité entre souches ou entre sexes, exception faite pour la longueur de la crête pour laquelle les mâles ont un coefficient de variation plus fort que les femelles et la souche *B* un coefficient plus fort que la souche *S*.

Le coefficient de variation du poids est de l'ordre de 10 p. 100, il est de 7 à 8 p. 100 pour l'angle de poitrine et la largeur du thorax, de 4 à 5 p. 100 pour les autres mensurations, longueur de la crête exceptée. La différence de variabilité qui existe entre le poids et les mesures linéaires, a été soulignée par de nombreux auteurs : HUTT (1929), MAW (1935), LERNER (1937), JULL et GLAZENER (1946), BERNIER (1954)

observent un coefficient de variation 2 à 3 fois plus grand pour le poids que pour les mensurations. QUISENBERRY et *al.* (1941) trouvent un rapport de 4 à 6 entre les coefficients de variation du poids et des dimensions linéaires. Les résultats s'expliquent dans la mesure où l'équation aux dimensions d'un poids (P) est du troisième ordre et celle d'une longueur (L) du premier ordre, ce qui se traduit par :

$$P = k L^3 \quad \text{et} \quad \text{Log } P = 3 \text{ Log } L + \text{Log } k$$

d'où on peut tirer

$$\sigma \text{Log } P = 3 \sigma \text{Log } L$$

Or, TEISSIER (1948), KERMACK et HALDANE (1950) et AITCHISON et BROWN (1957) ont montré que si la distribution d'une variable x est log-normale, on a :

$$\sigma^2 \text{Log } x = \text{Log} (1 + v_x^2)$$

où v_x est le coefficient de variation de la variable x . Si v_x^2 est petit, ce qui est généralement le cas pour les mensurations, on peut ne tenir compte que du terme du premier degré dans le développement en série du logarithme au voisinage de zéro. On pourra donc écrire :

$$\text{Log} (1 + v_x^2) \sim v_x^2$$

d'où :

$$\sigma \text{Log } x = v_x (1)$$

Dans le cas présent, si nous supposons que les conditions d'application du calcul sont remplies, on peut écrire :

$$\sigma \text{Log } P = v_P \quad \text{et} \quad \sigma \text{Log } L = v_L$$

d'où :

$$v_P = 3 v_L$$

c'est-à-dire que le coefficient de variation d'un poids serait théoriquement égal à 3 fois celui d'une longueur.

La valeur intermédiaire obtenue pour l'angle de poitrine peut vouloir dire qu'il s'agit d'une mesure plus complexe, en relation avec la section des muscles pectoraux. GILBREATH et UPP (1952) ainsi que REYNTENS et *al.* (1960) obtiennent également des valeurs intermédiaires. Au contraire, ABPLANALP et KOSIN (1952) sur dindons et BERNIER (1954) sur poulets trouvent un coefficient de variation aussi fort pour l'angle de poitrine que pour le poids.

Le tableau 3 montre que pour de nombreuses variables et dans le cas des valeurs brutes, l'hypothèse de la normalité des distributions peut être acceptée. Les écarts à la normalité semblent dus à 3 raisons principales, illustrées dans la figure 1.

Distribution du type A (poids vif des poulettes B) : l'allure générale s'écarte d'une courbe normale, elle présente une queue importante vers les petites valeurs et un déplacement du mode à la droite de la moyenne. Ce genre d'anomalie est difficile à détecter avec sûreté sur de petits échantillons :

Distribution du type B (longueur de la patte des coquelets S) : une classe présente un nombre anormalement grand (ou faible) d'observations, ici les poulets notés « 105 ». Dans notre calcul, les classes 105 et 106 étaient groupées en une seule. L'écart correspondant représentait 34 p. 100 de la valeur observée pour le χ^2 . Ce résultat est à rapprocher de l'observation de BLYTH (1953) qui trouve dans certaines lignées très

consanguines de poules une distribution de la longueur de la patte où la classe la plus importante se situe parmi les valeurs supérieures de la variable.

Distribution du type C (tour du pilon des poulettes S) : irrégularités dans la distribution, classes nombreuses voisinant avec des classes creuses. Nous observons ici un groupe d'animaux qui semble être séparé de la distribution générale ($x < 90$). Ce type d'écart

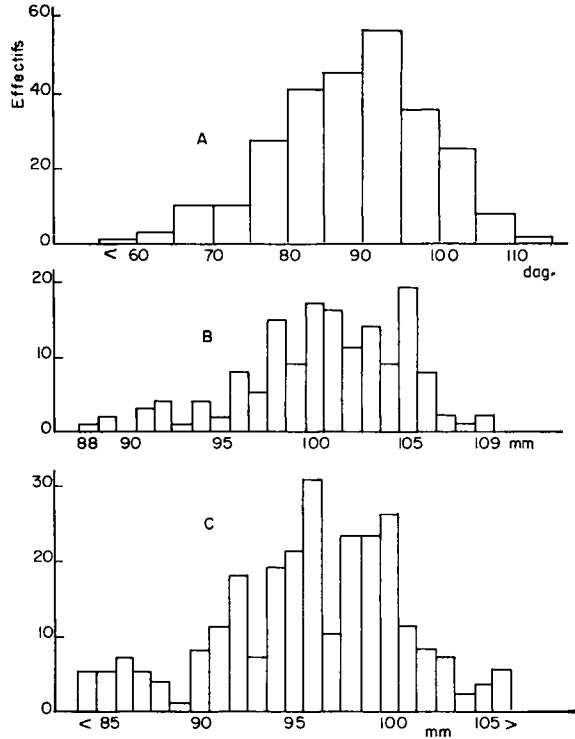


FIGURE. 1. — Exemples de distributions dont le χ^2 d'ajustement à la loi normale est significatif.

A Poids vif des poulettes B
B Longueur de la patte des coquelets S
C Tour du pilon des poulettes B

à la normalité par irrégularité des classes de la distribution est le plus fréquent que nous ayons rencontré. Les raisons semblent être multiples : effet lot, précision de la mesure insuffisante, unité de mesure grande vis-à-vis de l'écart-type... Notons que dans les exemples B et C, on retrouve l'existence de nombreuses petites valeurs, comme dans l'exemple A.

Il nous a paru intéressant d'essayer la transformation logarithmique ($\text{Log } x = \text{Logarithme népérien de } x$) qui est largement utilisée dans les études de la croissance. Les valeurs que nous obtenons pour les écart-types des valeurs logarithmiques ($\sigma_{\text{Log } x}$) et les coefficients de variation des valeurs arithmétiques (v_x) sont sensiblement égales. L'écart observé ne dépasse pas 7 p. 100. Ceci confirme l'équation (1) obtenue ci-dessus. Mais on n'a pas démontré que cette relation est nécessaire et suffisante pour que la distribution de x soit log-normale. Effectivement, les tests de normalité résumés

dans le tableau 3 montrent que l'ajustement à la loi normale est nettement moins bon pour les valeurs logarithmiques que pour les valeurs arithmétiques.

Il serait utile de préciser cette étude des distributions sur des effectifs plus importants. Le test du χ^2 de normalité pourrait être complété par le calcul des coefficients γ de FISHER qui concernent le degré d'asymétrie et d'applatissage d'une distribution. Ces derniers calculs permettraient en outre de mieux conclure sur la nature et l'intérêt de la transformation à utiliser pour normaliser les données.

Les résultats des tests de linéarité pour les poulettes de la souche *B* (tabl. 4) montrent que, dans l'ensemble, les liaisons peuvent être considérées comme linéaires. Les quelques valeurs de *F* significatives paraissent réparties de façon aléatoire, sans rapport avec les coefficients de fidélité ni les χ^2 de normalité. Nous n'avons pas pu effectuer le même travail sur les 3 autres groupes, à cause de l'importance des calculs que cela représente, même mécanographiquement. Nous supposons que les résultats n'auraient pas été fondamentalement différents.

2. Observations sur les différents facteurs de variation

Le tableau 5 montre que l'action du lot sur les variances est faible, en particulier chez les poulettes (2 cas de χ^2 significatif). Pour chaque groupe de coquelets, on observe 4 valeurs significatives sur 14, mais ce ne sont pas les mêmes dans les 2 cas. En ce qui concerne les moyennes, le lot n'a pas d'action significative dans le cas des coquelets *S*, groupe le moins nombreux. On observe au contraire de nombreuses valeurs de *F* significatives dans les 3 autres groupes, en particulier chez les coquelets *B*. Les effectifs relativement faibles de nos échantillons peuvent expliquer en partie ces différences. Signalons d'autre part que le lot 4 qui comprend le plus grand nombre d'animaux est aussi celui où se manifeste la moins bonne croissance.

Le tableau 6 montre que les interactions du 1^{er} ordre entre les 3 facteurs souche, sexe et lot ne sont significatives que dans 4 cas :

— l'interaction souche $\times$ lot pour le poids vif est due au fait que les 3 premiers lots se classent différemment selon les souches. Le lot 4 présente toujours la croissance la moins bonne et la souche *S* est supérieure à la souche *B* pour les 4 lots ;

— dans le cas de l'interaction souche $\times$ sexe pour la largeur du thorax, il n'y a qu'une différence dans le degré de supériorité mais les coquelets ont toujours un thorax plus large que les poulettes et la souche *S* un thorax plus large que la souche *B* ;

— l'interaction sexe $\times$ lot pour la hauteur de poitrine est due à un classement différent des 2 premiers lots selon les sexes. Les coquelets présentent néanmoins une valeur toujours plus grande que les poulettes ;

— dans le cas de la longueur de la crête, l'interaction souche $\times$ sexe est due au fait que la souche *B* présente des valeurs nettement supérieures à celles de la souche *S* en ce qui concerne les coquelets et légèrement inférieures en ce qui concerne les poulettes : le dimorphisme sexuel est bien plus accusé dans la souche *B* que dans la souche *S*. Ce fait explique probablement l'interaction du 2^e ordre qui n'est significative que pour ce caractère.

La comparaison des souches (tabl. 2 et 6) montre que la souche *S* pèse en moyenne 9 p. 100 de plus que la souche *B*. Cette dernière a cependant un bréchet significativement plus long ; la différence n'est pas significative pour la longueur du tronc,

le tour et la hauteur de poitrine ; les autres mensurations sont plus élevées chez la souche *S* que chez la souche *B*. Il apparaît ainsi une différence de morphologie entre les 2 souches au niveau du tronc : forme relativement plus allongée dans le cas de la souche *B*, plus courte et plus aplatie dans le cas de la souche *S*. De nombreuses différences dans la forme du corps ont été signalées dans la littérature. Ainsi les souches ou croisements *Cornish* présentent un corps court, une poitrine large, des os relativement courts et épais (QUISENBERRY et al., 1941 ; JAAP, 1941 ; JAAP et al., 1943 ; FRISCHKNECHT et JULL, 1946 ; HATHAWAY et al., 1953 ; COCK, 1963). NEWELL et GODFREY (1954) trouvent que les poulets *Silver Oklabar* sont plus petits mais ont un angle de poitrine plus grand que des poulets *New-Hampshire*. Les données de ESSARY et al. (1951) montrent que des *New-Hampshire* et des *Plymouth-Rock barrés* de poids voisin ont une conformation différente : poitrine moins haute et plus large, pattes et bréchet plus courts dans le cas des *New-Hampshire*. Enfin l'index de JAAP (mesure linéaire divisée par la racine cubique du poids) permet de classer les différentes races de volailles quant à la morphologie corporelle (JAAP, 1938 ; JAAP et PENQUITE, 1938 ; JAAP et THOMPSON, 1940). Ces différences sont importantes car elles sont en relation avec le « type » chair des animaux. C'est ainsi que les souches de type *Cornish* sont à l'origine de la majorité des poulets de chair actuels, en grande partie à cause de leur excellente conformation pectorale.

Quand il n'y a pas d'interaction, les différences entre sexes que nous observons sont toutes significatives (tabl. 6). Elles sont à l'avantage des coquelets, qui pèsent en moyenne 20 p. 100 de plus que les poulettes. Cependant l'angle de poitrine est un peu plus grand chez les poulettes. Ce résultat est en accord avec les mesures d'angle de poitrine de KISH (1953), NEWELL et GODFREY (1954), BRUNSON et al. (1956, dans le cas de la souche *Silver Oklabar*), MERRITT et GOWE (1962). SIEGEL (1962 a) observe au contraire un angle supérieur en moyenne de 2 degrés pour les mâles. Mais la technique de mesure joue un rôle important. L'appareil de BIRD (1948), qui donne la largeur de poitrine à une distance du bréchet égale au cinquième de la hauteur de poitrine, est toujours favorable aux mâles (EL-IBIARY et JULL, 1948 ; ABLANALP et KOSIN, 1952 ; JOHNSON et ASMUNDSON 1957 ; MC CARTNEY, 1961 ; MC CARTNEY et CHAMBERLIN, 1961). Les techniques du type ASMUNDSON (1944), où l'image du contour thoracique est obtenue en modelant un fil souple sur la poitrine de l'animal, donne des valeurs plus fortes pour les femelles dans le cas des travaux de FRISCHKNECHT et JULL (1946), LERNER et al. (1947) et de KISH (1953) pour le poulet, ainsi que ceux de DARROW et MORGAN (1944) et de JOHNSON et ASMUNDSON (1957) pour le dindon. Au contraire, ESSARY et al. (1951) et GILBREATH et UPP (1952) obtiennent des valeurs plus fortes pour les mâles.

3. Étude des corrélations entre caractères

Le faible écart obtenu entre les corrélations calculées sur valeurs arithmétiques et celles calculées sur les logarithmes est en accord avec les observations d'ASMUNDSON (1944) sur les dindes. Ceci peut se comprendre à partir de la formule indiquée par KERMACK et HALDANE (1950, formule n° 24) :

$$\rho = \frac{\text{Log} (1 + \rho' v_x v_y)}{\sqrt{\text{Log} (1 + v_x^2) \cdot \text{Log} (1 + v_y^2)}}$$

où ρ est la corrélation entre valeurs logarithmiques, ρ' la corrélation entre valeurs arithmétiques, v_x et v_y les coefficients de variation des valeurs arithmétiques des 2 variables considérées. Dans le cas des mensurations, on peut admettre que $\rho'v_xv_y$, v_x^2 et v_y^2 sont des infiniments petits et écrire (voir équation 1 obtenue ci-dessus) :

$$\rho \sim \frac{\rho'v_xv_y}{\sqrt{v_x^2v_y^2}}$$

c'est-à-dire :

$$\rho \sim \rho'$$

La formule a été démontrée en supposant que la distribution des logarithmes ne s'écarte pas sensiblement de la loi normale. Mais, ici encore, on n'a pas démontré que la condition était nécessaire et suffisante : on ne peut pas dire que dans nos échantillons les distributions des valeurs logarithmiques soient normales (tabl. 3), cependant les 2 séries de corrélations sont équivalentes.

Les valeurs des corrélations totales obtenues pour les 4 groupes souche-sexe (tabl. 7) sont homogènes dans la plupart des cas. Le bilan indiqué au chapitre « Résultats » montre que les cas de non-homogénéité concernent principalement des mensurations prises au niveau de la poitrine et que souvent les valeurs obtenues pour la souche B sont supérieures à celles obtenues pour la souche S. Notons que REYNTENS *et al.* (1960) observent d'assez grandes variations entre groupes, mais ils étudient de petits échantillons (20 animaux par groupe) ce qui conduit à une erreur d'échantillonnage importante.

Un certain nombre de coefficients de corrélations entre mensurations corporelles sont donnés dans la littérature mais ils portent souvent sur un petit nombre de caractères. En moyenne, nos résultats sont en accord avec les chiffres cités pour les jeunes poulets par LERNER *et al.* (1947), BERNIER (1954), REYNTENS *et al.* (1960), RICARD (1961 c), COLLINS *et al.* (1964). Les différences peuvent s'expliquer par les variations de l'échantillonnage. Les mensurations d'os qui sont mieux définies et plus précises peuvent donner lieu à des corrélations plus fortes (SCHNEIDER et DUNN, 1924 ; MAW, 1935). Chez les animaux âgés qui ont terminé leur croissance en longueur mais pas toujours leur croissance en épaisseur et en poids, on obtient au contraire des valeurs plus faibles. C'est le cas des résultats de MAW et MAW (1939) sur poulets adultes de différentes races, de ceux observés sur dindons âgés de 6 mois ou plus par JAAP (1938), ASMUNDSON (1944), JOHNSON et ASMUNDSON (1957) et par MC CARTNEY (1961). Ceci a été également bien mis en évidence par LERNER (1939) à propos de la corrélation poids-longueur de la patte.

Nos résultats confirment le fait que les plus fortes corrélations s'obtiennent avec le poids, les tours de poitrine ou du pilon et les longueurs squelettiques. En particulier, LERNER (1939) avait observé une forte corrélation entre le poids et la longueur de la patte chez le jeune poulet. La hauteur de poitrine et le diamètre de la patte donnent des valeurs moins élevées, les valeurs les plus faibles étant obtenues quand on considère la largeur du thorax, la longueur de la crête et, principalement, l'angle de poitrine qui donne lieu à de nombreuses valeurs non significatives. Parmi les caractères donnant lieu à des corrélations relativement faibles, se trouvent toutes les « largeurs » que nous ayons mesurées.

Il est intéressant de noter que la longueur de la crête fait partie du groupe des

largeurs. Le développement de la crête est conditionné en partie par l'activité des gonades (PEZARD et CARIDROIT, 1934), donc lié à la maturité sexuelle. Par ailleurs la croissance en épaisseur qui dure plus longtemps que la croissance en longueur (cas des volailles : LATIMER, 1924 ; WILSON, 1952 ; RICARD, données non publiées) est sans doute une meilleure caractéristique de maturité dans le développement de l'animal, lequel inclut la maturité sexuelle. Ainsi, il apparaît logique que les mesures de la crête et les épaisseurs soient liées, au moins dans une certaine mesure.

L'angle de poitrine est un caractère complexe plus en relation avec le développement musculaire qu'avec la taille du poulet, ce qui peut expliquer les valeurs faibles que nous obtenons. Entre le poids et l'angle de poitrine, la corrélation est voisine de 0,3. Elle est un peu plus forte pour la souche *B* que pour la souche *S*, ce qui peut s'expliquer par les coefficients de variation plus élevés observés dans le cas de la souche *B* pour le poids et l'angle de poitrine (tabl. 2). Les valeurs citées par différents auteurs sont souvent du même ordre de grandeur : COLLINS *et al.* (1950 et 1964), NEWELL et GODFREY (1954), GODFREY et GOODMAN (1956), SIEGEL et ESSARY (1959). Cependant, BRUNSON *et al.* (1956) ainsi que REYNTENS *et al.* (1960) obtiennent des valeurs variant de 0 à 0,5 selon les groupes d'animaux considérés, tandis que SIEGEL (1962 *b*) trouve une corrélation assez forte (0,6 à 0,7) sur des souches sélectionnées soit pour un poids élevé, soit pour un angle de poitrine élevé.

Le poids vif est en corrélation positive souvent élevée avec tous les autres caractères, ce qui rend difficile l'étude des relations entre mensurations proprement dites. L'analyse en composantes principales des corrélations entre les 13 mensurations corporelles qui a été faite par ailleurs (ROUVIER et RICARD, 1965) permet d'étudier la morphologie de chacun des groupes d'animaux. Mais les corrélations partielles à poids constant peuvent donner une première idée de la variabilité morphologique indépendamment du poids.

Les valeurs que nous obtenons (tabl. 8) sont en général plus faibles que les corrélations totales. Dans le cas de la souche *B*, le tour du pilon, le diamètre du tarse et la longueur de la crête donnent souvent des valeurs non significatives. Avec la souche *S*, les valeurs non significatives sont nombreuses. Elles intéressent les 3 mêmes mesures mais aussi la cage thoracique (tour et hauteur de poitrine, largeur du thorax). Les dimensions de la cage thoracique semblent donc plus indépendantes des longueurs pour la souche *S* que pour la souche *B*, en particulier des longueurs du bréchet, du pilon et de la patte. Les valeurs non significatives obtenues avec le diamètre de la patte sont intéressantes à considérer. On peut penser, en effet, qu'il est possible d'obtenir des poulets ayant une bonne conformation en même temps qu'une patte mince.

D'une façon générale les « Longueurs » (segments de membre, tronc, bréchet, blancs) donnent entre elles de fortes corrélations partielles, ce qui confirme l'hypothèse de gènes communs pour la croissance en longueur. En particulier, la longueur du pilon et celle de la patte, dont la corrélation partielle est de l'ordre de 0,7, paraissent être 2 mesures interchangeables.

Au niveau de la poitrine nous retrouvons une opposition entre angle de poitrine et longueur du bréchet, déjà observée sur carcasses (RICARD, 1961 *c*). Par ailleurs, l'angle est lié positivement avec la largeur du thorax mais négativement avec la hauteur de poitrine et les mesures de longueur : chez le poulet, un angle de poitrine

élevé est lié à un corps court et large, mais ce résultat est plus net avec la souche *B*, maintenue sans sélection, qu'avec la souche *S*. Le tour de poitrine qui intègre la hauteur et la largeur du thorax est plus influencé par la première que par la deuxième de ces mensurations ; entre l'angle et le tour de poitrine, on n'obtient une corrélation partielle significative, et négative, que dans le cas des coquelets *B*.

CONCLUSION

Dans le présent travail, nous avons voulu effectuer une étude statistique générale des mensurations corporelles avant de les utiliser pour définir objectivement la conformation.

Les résultats acquis doivent permettre de mieux orienter notre travail futur. Ainsi la connaissance des coefficients de fidélité amènera à supprimer certaines mesures trop imprécises, ou à faire plusieurs répétitions si on veut néanmoins les conserver. Le test de l'influence du lot sur les moyennes a montré qu'il était utile de tenir compte de son effet, en particulier pour le calcul des corrélations.

L'effectif réduit de nos échantillons ne nous permet pas toujours de conclure et démontre l'utilité de préciser nos résultats sur des données plus nombreuses. C'est le cas pour l'influence du lot sur les variances qui n'apparaît significatif que dans 18 p. 100 des cas. C'est aussi le cas pour la normalité des distributions et la linéarité des liaisons.

Dans l'ensemble, les variables que nous avons étudiées peuvent être considérées comme normales. La transformation logarithmique, qui a été très souvent utilisée, n'apparaît pas utile ici où les animaux sont mesurés à un âge fixe.

Les résultats des tests de linéarité des liaisons nous permettent de penser que les corrélations calculées rendent bien compte de la dépendance des variables l'une par rapport à l'autre. Ces corrélations phénotypiques permettent de voir comment se comportent en pratique les caractères mesurés. Pour établir un plan d'amélioration génétique, il serait nécessaire de connaître également les corrélations génétiques. Des données concernant moins de mesures mais obtenues sur un nombre important d'animaux sont en cours d'analyse. Elles nous permettront de préciser les résultats décrits dans ce premier travail et d'étudier la variabilité génétique.

Reçu pour publication en décembre 1964.

REMERCIEMENTS

De nombreuses personnes ont contribué à la réalisation de ce travail. Nous tenons à remercier particulièrement M^{lle} R. BOURDIOL qui a supervisé les opérations d'élevage des animaux, M. B. VISSAC qui nous a aidé dans l'utilisation pratique des programmes mécanographiques, MM. J. POLY, L. P. COCHEZ et L. OLLIVIER qui nous ont apporté leurs critiques constructives.

SUMMARY

STUDY OF CONFORMATION MEASUREMENTS IN THE CHICKEN.

I. PRELIMINARY STATISTICAL ANALYSIS OF THE WEIGHT
AND 13 BODY MEASUREMENTS IN THE LIVE CHICKEN

823 chickens reared under identical conditions were weighed and measured at 8 weeks of age. They were obtained in 4 hatching lots, each comprising males and females of a *Sussex*-type strain (*S*) and a control strain (*B*). The following measurements were studied : breast angle, heart girth, tibia circumference, trunk length, thorax width, body depth, keel length, length of pectoral muscles, leg length, shank length, shank width, middle-wing length and comb length.

The numbers of chickens in each sub-group are given in table 1.

Table 2 gives the statistical parameters of the 4 groups of animals, the hatching lots being mixed together. The coefficients of variation were found to be about 10 per cent for live weight and comb length, 7 per cent for breast angle and thorax width, 4 to 5 per cent for other measurements. The coefficients of fidelity were calculated by an original method and are tabulated in the last column of table 2. The best figures are obtained with the weight and length measurements, with an exception for middle-wing length.

Table 3 summarizes the results of normality tests of the distributions for the raw and logarithmic values of the data. In general, the former gave a normal distribution whereas the latter did not.

Table 4 gives the results of linearity tests of the relationships between characters for the strain *B* pullet group. The hypothesis of multilinear correlations fits our data.

The influence of hatching lot is indicated in table 5 : on the whole, variances are homogeneous but the means are often significantly affected.

We took a sample of 25 birds in each of the 16 strain-sex-hatch groups. An analysis of variance was performed on them and the results tabulated in table 6. Rarely are the interactions significant. Sex and strain show an effect on the means, causing morphological differences : pullets have a wider breast angle than coquerels ; trunk is relatively longer and body deeper in strain *B* than in strain *S*.

The total phenotypic correlations obtained with raw data are given in table 7. Figures obtained for the 4 strain-sex groups are homogeneous in 76 instances out of 91. The logarithmic values gave similar correlation coefficients. Higher values are obtained with length measurements than with width ones. Comb length is included in the width groups.

Table 8 gives the partial correlations when weight is held constant. Only figures between skeleton length measurements led to high values. Breast angle showed a partial negative correlation with length measurements, specially keel length.

Our results were discussed. Several points need to be studied on more numerous data.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABPLANALP H., ASMUNDSON V. S., LERNER I. M., 1960. Experimental tests of a selection index. *Poultry Sci.*, **39**, 151-160.
- ABPLANALP H., KOSIN I. L., 1952. Heritability of body measurements in turkeys. *Poultry Sci.*, **31**, 781-791.
- AITCHISON J., BROWN J. A. C., 1957. *The log-normal distribution with special reference to its use in economics*. pp. 7-9. Cambridge University Press.
- ASMUNDSON V. S., 1944. Measuring strain differences in the conformation of turkeys. *Poultry Sci.*, **23**, 21-29.
- BERNIER P. E., 1954. Heart girth as a measurement of conformation in *Cornish* fryers. *Poultry Sci.*, **33**, 1043.
- BIRD S., 1948. Quantitative determination and segregation of breast conformation in poultry. *Poultry Sci.*, **27**, 506-508.
- BLOW W. L., GLAZENER E. W., 1952. The appraisal of conformation in broilers. *Poultry Sci.*, **31**, 654-658.
- BLYTH J. S. S., 1953. Shank length : segregation in an unselected character in inbred lines of fowls. *Hereditas*, **7**, 433-434.
- BRUNSON C. C., GODFREY G. F., GOODMAN B. L., 1956. Types of gene action in the inheritance of 10-week body weight and breast angle in broilers. *Poultry Sci.*, **35**, 524-532.

- COCK A. G., 1963. Genetical studies on growth and form in fowl. I. Phenotypic variation in the relative growth pattern of shank length and body weight. *Genet. Res.*, **4**, 167-192.
- COLLINS W. M., BLISS C. I., SCOTT H. M., 1950. Genetic selection of breast width in a strain of *Rhode-Island Reds*. *Poultry Sci.*, **29**, 881-887.
- COLLINS W. M., NORDSKOG A. W., SKOGLUND W. G., 1964. Repeatability of body measurements in broiler-type chickens. *Poultry Sci.*, **43**, 759-764.
- DARROW M. I., MORGAN C. L., 1944. A study of the body type and market finish of the broadbreasted small-type white turkey. *Poultry Sci.*, **23**, 467-470.
- DOLECEK R. L., WILSON W. C., POLEY W. E., 1941. Physical measurements of carcass quality in roasters. *Poultry Sci.*, **20**, 161-170.
- EL-IBIARY H. M., JULL M. A., 1948. Criteria and genetic variation of live body conformation in turkeys. *Poultry Sci.*, **27**, 40-52.
- ESSARY E. O., MOUNTNEY G. J., GOFF O. E., 1951. Conformation and performance in standardbred and crossbred broilers. *Poultry Sci.*, **30**, 552-557.
- FRISCHKNECHT C. O., JULL M. A., 1946. Amount of breast meat and live and dressed grades in relation to body measurements in 12-week old purebred and crossbred chickens. *Poultry Sci.*, **25**, 330-345.
- FRY J. L., RAO O. S., RASPLICKA L. D., 1962. Factors affecting the yield of turkey parts. *Poultry Sci.*, **41**, 1299-1303.
- GILBREATH J. C. jr, UPP C. W., 1952. The growth pattern of the *Cornish* fowl. *Poultry Sci.*, **31**, 418-426.
- GODFREY G. F., GOODMAN B. L., 1956. Genetic variation and covariation in broiler body weight and breast width. *Poultry Sci.*, **35**, 47-50.
- HATHAWAY H. E., CHAMPAGNE G. B., WATTS A. B., UPP C. W., 1953. Meat yield of broilers of different breeds, strains and crosses. *Poultry Sci.*, **32**, 968-976.
- HORST VON P., 1961. Untersuchungen zur Beurteilung verschiedener Schlachteigenschaften am lebenden Huhn mit Hilfe von Röntgenstrahlen. *Arch. Geflügelk.*, **25**, 109-119.
- HUTT F. B., 1929. Sex dimorphism and variability in the appendicular skeleton of the *Leghorn* fowl. *Poultry Sci.*, **8**, 202-218.
- JAAP R. G., 1938. Body conformation of the live market turkey. *Poultry Sci.*, **17**, 120-125.
- JAAP R. G., 1941. Body form in growing chickens. *J. agric. Res.*, **62**, 431-443.
- JAAP R. G., PENQUITE R., 1938. Criteria of conformation in market poultry. *Poultry Sci.*, **17**, 425-430.
- JAAP R. G., PENQUITE R., THOMPSON R. B., 1943. Body form in growing chickens. II. Growth of *Cornish* bantams. *Poultry Sci.*, **22**, 11-19.
- JAAP R. G., THOMPSON R. B., 1940. Heritable differences in conformation of adult female fowl. *Poultry Sci.*, **19**, 73-78.
- JOHNSON A. S., ASMUNDSON V. S., 1957. Genetic and environment factors affecting size of body and body parts of turkeys. I. Heritability and interrelationships of body weight and live body measurements. *Poultry Sci.*, **36**, 296-301.
- JULL M. A., GLAZENER E. W., 1946. Rate of growth in progeny to 10- weeks in relation to shank length of parents. *Poultry Sci.*, **25**, 256-261.
- KERMACK K. A., HALDANE J. B. S., 1950. Organic correlation and allometry. *Biometrika*, **37**, 30-41.
- KING S. C., CARSON J. R., DOOLITTLE D. P., 1959. The Connecticut and Cornell randombred populations of chickens. *World's Poultry Sci. J.*, **15**, 139-159.
- KISH A. F., 1953. The inheritance of breast width in a strain of *New-Hampshire*. *Poultry Sci.*, **32**, 197-202.
- LATIMER H. B., 1924. Postnatal growth of the body, systems and organs of the *S. C. W. Leghorn* chicken. *J. agric. Res.*, **29**, 363-397.
- LERNER I. M., 1937. Shank length as a criterion of inherent size. *Poultry Sci.*, **16**, 213-215.
- LERNER I. M., 1938. Growth ratio of the fowl's tarsometatarsus. I. Variation with respect to body weight. *Growth*, **2**, 135-140.
- LERNER I. M., 1939. Predictability of body weight from live shank measurements. *Poultry Sci.*, **18**, 378-380.
- LERNER I. M., 1958. *The genetic basis of selection*. Chapman & Hall, Londres. XVI 298 pp.
- LERNER I. M., ASMUNDSON V. S., CRUDEN D. M., 1947. The improvement of *New-Hampshire* fryers. *Poultry Sci.*, **26**, 515-524.
- MC CARTNEY M. G., 1961. Heritabilities and correlations for body weight and conformation in a randombred population of turkeys. *Poultry Sci.*, **40**, 1694-1700.
- MC CARTNEY M. G., CHAMBERLIN V. D., 1961. Crossbreeding turkeys. II. Effect of mating system on body weight and conformation. *Poultry Sci.*, **40**, 224-231.
- MAW A. J. G., 1935. The inheritance of skeletal dimensions in the domestic fowl. *Sci. Agric.*, **16**, 85-112.
- MAW A. J. G., MAW W. A., 1939. The relation of body measurements to the fattening gains and the percentage of edible flesh in the fowl. *Sci. Agric.*, **19**, 589-596.
- MERRIT E. S., GOWE R. S., 1962. Development and genetic properties of a control strain of meat-type fowl. *Proc. XIth World's Poultry Cong., Sydney*, 66-70.
- NEWELL G. W., GODFREY G. F., 1954. The relationships between breast angle and breast yield in broilers. *Poultry Sci.*, **33**, 360-365.

- PEZARD A., CARIDROIT F., 1934. Caractères sexuels secondaires. In *Traité de Physiologie*, tome II, 2^e édition, 164-207. Masson, Paris.
- QUINSENBERRY J. H., ROBERTS E., CARD L. E., 1941. Genetic studies of skeletal dimensions and their relation to body weight and egg production in the domestic fowl. *Poultry Sci.*, **20**, 104-120.
- REYNTENS N., Van PUYVELDE A., OKERMAN F., 1960. Essai comparatif de plusieurs races et croisements de poulets de chair. II. La qualité de carcasse. *Revue Agric.*, **13**, 1-21.
- RICARD F. H., 1961 a. Note sur les méthodes d'estimation de l'angle de poitrine des poulets de chair. *Ann. Zootech.*, **10**, 69-72.
- RICARD F. H., 1961 b. Relations entre l'importance du squelette et quelques mesures de conformation chez le poulet de chair. *Ann. Zootech.*, **10**, 141-142.
- RICARD F. H., 1961 c. Relations entre les critères de conformation du poulet à l'âge d'abattage. *Ann. Zootech.*, **10**, 143-145.
- ROUVIER R., CANONGE J. C., 1964. Réalisation et utilisation de programmes sur ordinateur qui permettent les calculs statistiques de base sur des données biométriques. *Ann. Zootech.* **13**, 379-387.
- ROUVIER R., RICARD F. H., 1965. Étude des mesures de conformation du poulet. II. Recherche des composantes de la variabilité morphologique du poulet vivant. *Ann. Zootech.*, **14**, 213-227.
- SCHNEIDER M., DUNN L. C., 1924. On the length and variability of the bones of the *White Leghorn* fowl. *Anat. Rec.*, **27**, 229-239.
- SIEGEL P. B., 1962 a. Selection for breast angle at 8-weeks of age. I. Gene interactions and heritabilities. *Poultry Sci.*, **41**, 1177-1185.
- SIEGEL P. B., 1962 b. A double selection experiment for body weight and breast angle at 8-weeks of age in chickens. *Genetics*, **47**, 1315-1319.
- SIEGEL P. B., ESSARY E. O., 1959. Heritabilities and interrelationships of live measurements and eviscerated weight in broilers. *Poultry Sci.*, **38**, 530-532.
- TEISSIER G., 1948. La relation d'allométrie. Sa signification statistique et biologique. *Biometrics*, **4**, 14-53.
- TOUCHBERRY R. W., LUSH J. L., 1950. The accuracy of linear body measurements of dairy cattle. *J. Dairy Sci.*, **33**, 72-80.
- VESSEREAU A., 1960. *Méthodes statistiques en Biologie et en Agronomie*. 2^e édition. Baillières et Fils, Paris. 540 pp.
- VISSAC B., POUTOUS M., TASSENCOURT L., 1962. Analyse et décomposition des variances et covariances dans le cas d'un schéma hiérarchique. *Programme n° 62021 de la Station centrale de Génétique animale*.
- WILSON P. N., 1952. Growth analysis of the domestic fowl. I. Effect of plane of nutrition and sex on live weight and external measurements. *J. agric. Sci.*, **52**, 369-381.