

PROPORTION DES SEXES («Sex-ratio») CHEZ LES VOLAILLES

I. — RÉSULTAT GLOBAL ET CONSIDÉRATIONS THÉORIQUES

Ph. MERAT

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

SOMMAIRE

Sur environ 150 000 poussins pedigree de diverses races, appartenant à plusieurs troupeaux, la proportion des sexes à 8 semaines d'âge, au total, ne s'écarte pas significativement de 1/1. Il en est de même pour les données relatives à 16 familles à 100 p. 100 d'éclosion (nés/incubés) et de survie jusqu'à 8 semaines.

Le résultat est comparé aux travaux antérieurs. Une discussion théorique montre que la proportion des sexes à l'éclosion sur les seules familles ayant éclos à 100 p. 100 est représentative de la « sex-ratio secondaire » de la population et non de sa « sex-ratio primaire », qu'elle ne permet donc pas d'évaluer avec une totale sécurité. Le même raisonnement s'appliquerait pour la « sex-ratio » observée à un âge ultérieur.

INTRODUCTION

Les observations sur la proportion des sexes (« Sex-ratio ») chez les volailles, soit à l'éclosion (« sex-ratio secondaire »), soit plus tard (« sex-ratio tertiaire »), sont assez nombreuses, les unes mettant en relief la proportion globale des sexes sur l'ensemble des données, d'autres concernant des causes de variations possibles, génétiques ou non.

Cependant, très peu de ces résultats permettent de tirer une conclusion sûre vis-à-vis de la proportion des sexes à la fertilisation, ou « sex-ratio primaire ».

Nous avons cherché précisément, d'une part si nos données permettaient de déceler un écart de la « sex-ratio primaire » globale vis-à-vis de la proportion 1/1, de l'autre si certains facteurs, génétiques ou extra-génétiques, pouvaient faire varier cette « sex-ratio primaire ».

L'article présent concerne le premier point.

Parmi les travaux antérieurs se rapportant à la proportion globale des sexes à l'éclosion ou plus tard chez les volailles, et présentant, pour certains, des hypothèses sur la « sex-ratio primaire », ceux antérieurs à 1949 sont récapitulés par HUTT (1949, p. 457-461). Depuis, d'autres résultats ont été publiés, par exemple ceux de HAYS (1952 et 1954) ; HAYS et SPEAR (1952) ; GODFREY *et al.* (1955) ; COLES (1956 et 1957) ; LANDAUER (1957) ; CHAMPION (1960). Certaines de ces données portent sur des effectifs considérables. La proportion des sexes à l'éclosion s'écarte parfois quelque peu de 1/1, mais il faut noter que, dans certains cas, le sexe était déterminé par examen du cloaque ou de la couleur du duvet, ce qui peut parfois comporter un léger pourcentage d'erreurs.

Au total, il n'apparaît pas de déviations très nettes par rapport à la proportion de 50 p. cent de mâles, et en tous cas, ces données ne permettent pas de tirer de conclusions absolument sûres pour la « sex-ratio primaire », quoique les résultats de COLES sur des Leghorn blanches apportent une présomption en faveur d'un excès de femelles à la fertilisation.

Certains auteurs (HAYS, 1945, cité par HUTT ; LANDAUER, 1957 ; CHAMPION, 1960) ont publié la proportion des sexes dans la descendance de poules ayant donné 100 p. 100 d'éclosion (poussins nés/œufs mis en incubation), ce qui représente donc, *pour ces familles*, la « sex-ratio primaire ». Les proportions trouvées ne s'écartent pas significativement de 1/1.

MATÉRIEL

Nos propres résultats portent sur environ 150 000 poussins pedigree de plusieurs souches (1) éclos dans plusieurs troupeaux entre 1948 et 1962. Le sexe était déterminé à l'âge de 8 semaines avec vérification à 10 semaines. Les nombres de ♂ et de ♀ observés sont respectivement de 74 231 et 73 668.

RÉSULTATS

De même que beaucoup des résultats antérieurs comparables, ces données ne font pas apparaître d'écart appréciable vis-à-vis de la proportion 1/1 ($\chi^2 = 2,14$; $P = 0,10-0,20$), et, ne permettent pas de tirer une conclusion précise sur la proportion des sexes à la fertilisation. Notre but essentiel était plutôt d'analyser certaines causes possibles de variation de cette proportion, et les résultats correspondants seront présentés séparément. (2)

Nous avons en outre, extrait de l'ensemble de ces données les couvées des familles de demi-frères et demi-sœurs de même père ayant eu 100 p. 100 de poussins nés et ayant survécu jusqu'à 8 semaines, par rapport aux œufs incubés. Sur l'ensemble de ces couvées, au nombre de 16, la proportion des sexes était de 103 ♂ pour 93 ♀, ce qui, pour ces familles et ces couvées, représente la « sex-ratio primaire », et ne s'écarte pas significativement de la proportion 1/1.

(1) Comprenant des Wyandottes, Rhode-Island rouges, Sussex, Marans, Bresse, et deux races synthétiques dénommées « Jouy » et « Vilvert ».

(2) Ces résultats amènent à nuancer la conclusion globale et la font apparaître comme une première approximation.

Toutefois, on ne peut considérer sans réserve ces données comme représentatives de la « sex-ratio primaire » de l'ensemble de la population, comme nous allons le montrer.

*Discussion théorique relative aux conclusions possibles
quant à la « sex-ratio primaire »*

Pour tirer des conclusions aussi précises que possible sur la « sex-ratio primaire », la méthode la plus directe consiste à déterminer le sexe des embryons morts, dans la mesure maximum, de façon à restreindre au minimum la proportion de zygotes de sexe indéterminé. COLES (1957) présente, ainsi, des données où les embryons sont sexés à partir de 7-8 jours d'incubation. Le « résidu », constitué en partie d'embryons morts très tôt, laisse donc place à une petite incertitude.

Le choix de familles ou de groupes ayant eu 100 p. 100 de poussins éclos par rapport aux œufs mis en incubation semble à première vue échapper à cet inconvénient. Il fournit, en effet, directement la « sex-ratio primaire » *des familles* ou des groupes en question. Cependant, un examen théorique de la question, présenté ici, montre que la « sex-ratio » ainsi relevée n'est pas nécessairement une estimation sans distorsion de la « sex-ratio primaire » *dans la population* dont font partie les familles choisies, contrairement à ce qu'ont admis implicitement plusieurs auteurs déjà cités (HAYS, 1945 ; LANDAUER, 1957, CHAMPION, 1960).

Nous raisonnerons seulement sur la « sex-ratio » relevée à l'éclosion, mais un raisonnement analogue est transposable à la « sex-ratio tertiaire ».

Si la sex-ratio secondaire diffère de la sex-ratio primaire, cela signifie que la probabilité d'éclosion des zygotes ♂ et celle des zygotes ♀, sur l'ensemble de la population, sont dans un rapport d , différent de 1.

Il suffit alors de remarquer que la probabilité pour qu'une famille ait 100 p. 100 d'éclosion n'est pas indépendante de sa « sex-ratio primaire ».

Soit p la « sex-ratio primaire » (probabilité de formation d'un zygote ♂ à la fertilisation), r la probabilité d'éclosion des ♂ dans une famille déterminée et $r d$ celles des ♀, d étant supposé, pour simplifier, le même dans toutes les familles, ainsi que p (Si d et p variaient suivant les familles, on pourrait considérer leur valeur moyenne sur l'ensemble de la population).

Soit en outre n le nombre d'œufs fécondés et mis à incuber dans une famille.

La probabilité pour qu'une famille qui comporte x mâles sur n zygotes fertiles ait 100 p. 100 d'éclosion est :

$$r^x (rd)^{n-x} = r^n \cdot d^{n-x}$$

qui dépend évidemment de x .

Autrement dit, l'échantillon des familles à 100 p. 100 d'éclosion n'est pas représentatif de la population, du point de vue de la proportion des sexes.

Précisons ceci, en évaluant la proportion des sexes dans l'ensemble des familles à 100 p. cent d'éclosion.

La probabilité P_x pour qu'une famille de n zygotes fertiles ait x mâles à la fertilisation est :

$$P_x = C_n^x p^x (1 - p)^{n-x}.$$

Ceci étant, appelons P'_x la probabilité pour qu'une famille qui comporte x mâles sur n zygotes fertiles ait 100 p. 100 d'éclosion. Elle est, comme nous l'avons vu :

$$P'_x = r^x (rd)^{n-x} = r^n \cdot d^{n-x}$$

et la probabilité P''_x de trouver une famille ayant x mâles sur n zygotes fertiles et 100 p. 100 d'éclosion est :

$$P''_x = P_x \cdot P'_x.$$

Enfin, la probabilité conditionnelle pour qu'une famille qui a 100 p. 100 d'éclosion sur l'échantillon observé comporte x mâles sur n zygotes est :

$$\Pi_x = \frac{P''_x}{\sum_{x=0}^n P''_x} = \frac{C_n^x p^x (1-p)^{n-x} r^n d^{n-x}}{\sum_{x=0}^n C_n^x p^x (1-p)^{n-x} r^n d^{n-x}}.$$

On vérifie que ce rapport est indépendant de r , seul facteur supposé variable suivant les familles, et qui s'élimine haut et bas.

Pour préciser l'expression trouvée, posons :

$$p' = \frac{p}{p + d(1-p)}; \quad \text{d'où} \quad q' = 1 - p' = \frac{d(1-p)}{p + d(1-p)}.$$

En divisant haut et bas l'expression de Π_x par $[p + d(1-p)]^n$, et remplaçant p par sa valeur en fonction de p' , on aboutit simplement à :

$$\Pi_x = C_n^x p'^x q'^{n-x}.$$

Ce qui est évidemment l'expression d'une loi binomiale de paramètre p' . Or, p' représente par définition la « sex-ratio secondaire » dans la population, probabilité du sexe ♂ parmi les zygotes éclos (1).

Ceci revient à dire que la « sex-ratio » des familles à 100 p. 100 d'éclosion est, avec nos hypothèses de départ, une estimation sans distorsion de la « sex-ratio secondaire » de la population et non de sa « sex-ratio primaire », qui reste dans ces conditions inconnue, du moins à l'intérieur de certaines limites. Il ne semble donc possible de progresser avec sûreté dans l'estimation de cette dernière qu'en cherchant à déterminer directement le sexe du plus grand pourcentage possible d'embryons.

Reçu pour publication en octobre 1962.

SUMMARY

SEX-RATIO IN THE FOWL. I

On about 150 000 chicks from several flocks and various breeds, the sex ratio at 8 weeks of age (tertiary sex ratio), for the total, does not deviate significantly from 50 p. cent. The same is true for the total of 16 families with 100 per cent hatching percentage and survival to 8 weeks.

The result is compared with previous works. A theoretical analysis shows that the sex ratio at hatching for the sole families having a 100 per cent hatching percentage is an unbiased estimate of the secondary sex ratio of the population, and not of the primary one; hence, this does not seem to be an appropriate method for evaluating the latter.

(1) On aurait pu exprimer ceci plus succinctement en remarquant que, sous nos hypothèses, la probabilité pour qu'un individu éclos soit un mâle est indépendante de son appartenance, ou non, à une famille à 100 p. cent d'éclosion.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- CHAMPION L. R., 1960. Sex-ratios in 2 strains of Leghorns and their reciprocal Crosses. *Poult. Sci.*, **39**, 876-881.
- COLES R., 1956. Primary and Secondary sex-ratios in domestic fowl. *Emp. J. exp. agric.*, **24**, 167-177.
- COLES R., 1957. Further studies on the sex-ratio in fowl. *Emp. J. exp. agric.*, **25**, 207-218.
- GODFREY G. F., BRUNSON C. C., GOODMAN B. L., 1955. Secondary and tertiary sex ratios in the domestic fowl. *Poult. Sci.*, **34**, 27-29.
- HAYS F. A., 1945. The primary sex-ratio in domestic chickens. *Amer. nat.*, **79**, 184-186.
- HAYS F. A., 1952. Sex-ratio in Rhode Island Red chicks at hatching. *Poult. Sci.*, **31**, 1094.
- HAYS F. A., 1954. Factors affecting sex ratio at eight weeks in Rhode Island Reds. *Poult. Sci.*, **35**, 230-234.
- HAYS F. A., SPEAR E. W., 1952. Relation of age of parents to mortality and sex ratio of chicks at eight weeks. *Poult. Sci.*, **31**, 792-795.
- HUTT F. B., 1949. *Genetics of the fowl*. Mc GRAW HILL BOOK C^o, New York.
- LANDAUER W., 1957. Primary sex-ratio of fowl. *Nature*, **180**, 1139-1140.

I. N. R. A.
BIBLIOTHEQUE UO 35906
DOMAINE DE CROUELLE
63039
CLERMONT-FD CEDEX 2