

PROPORTION ANORMALE DES SEXES CHEZ LES VOLAILLES : EXAMEN DE FAMILLES PARTICULIÈRES

P. MÉRAT

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

Sur environ 170 000 poussins pedigree, nous avons précédemment mis en évidence une hétérogénéité hautement significative de la proportion des sexes (« sex ratio ») suivant les souches et les familles. Les familles à excès ou défaut significatif de poussins mâles ne différaient des autres ni par le taux d'éclosion, ni par le taux de survie des jeunes. D'autre part, une interprétation de nos résultats par des gènes ou accidents chromosomiques capables d'inverser le sexe était très peu vraisemblable (MÉRAT, 1963). Ces conclusions sont renforcées par de nouveaux résultats accumulés depuis, à partir des mêmes populations.

Nous compléterons ici ces données globales par l'examen de quelques familles particulières, à « sex ratio » très anormal, le nombre de zygotes de sexe non identifié étant faible pour certaines.

Dans toutes les données utilisées, provenant de plusieurs souches et races élevées respectivement à la Station avicole de Jouy-en-Josas, à la Station du Magneraud et à l'École d'Aviculture de Rambouillet entre 1954 et 1966, chaque père était accouplé à un nombre variable de mères, mais chaque poule à un seul coq. Le sexe était déterminé à 8 semaines d'âge et vérifié à 10 semaines, le pourcentage d'erreurs à partir de cet âge étant très faible.

Aucune élimination d'animaux n'avait lieu avant ce dernier stade.

Dans la souche « Jouy » depuis 1959 inclus, le sexe était, en outre, identifié chez les embryons morts depuis 18 jours et sur les poussins morts de l'éclosion à 8 semaines d'âge.

Le tableau 1 récapitule les nombres de poussins mâles et femelles observés dans la descendance de certains pères (chacun avec plusieurs mères) et, d'autre part, de certaines mères. Nous nous sommes limités aux familles pour lesquelles le χ^2 vis-à-vis de la proportion 1/1 (50 % de mâles) était supérieur à 10, après application de la correction de YATES. Le pourcentage de mâles pour chaque famille est indiqué, ainsi que ses limites de confiance au seuil 5 p. 100.

Ces limites, comme les valeurs de χ^2 , indiquent des proportions de chaque sexe très nettement différentes de 50 p. 100. Si l'on considère isolément chaque famille, la probabilité d'obtenir par hasard, sous cette hypothèse, les effectifs observés, est partout inférieure à 1 p. 1000.

Dans plusieurs cas, l'explication par une mortalité embryonnaire ou post-embryonnaire frappant électivement un sexe, nécessiterait que tous les zygotes morts soient de même sexe, ce qui est extrêmement peu vraisemblable. C'est le cas des pères A₁₀ (M II 1963), E₁₅ et E₃₅ (M II N.L. 1965), B₁₀ (177 1964), F₄ (188 1964), en déduisant les œufs notés « clairs » au mirage, dont la majorité au moins peuvent raisonnablement être considérés comme non fécondés.

Dans d'autres familles (G₁₀ Jouy automne 1962; D₂, J₄₄ 1961; 6938, Jouy printemps 1959; 627, Jouy automne 1959; 4295, M88 1966; 11239, MII N.L. 1966), même en ajoutant au sexe le moins nombreux la totalité du déchet à l'éclosion (œufs « clairs » inclus) et de la mortalité avant 8 semaines, il subsiste encore un écart appréciable à la proportion 1/1.

La descendance du père G₁₀, celle du père D₂, de la mère 6938 et de la mère 627 sont particulièrement significatives de ce point de vue.

Pour la première, comportant 138 mâles et 72 femelles identifiés, le nombre total d'œufs notés « clairs » et de zygotes morts non sexés est de 26. Au cas, pratiquement impossible d'ailleurs, où tous les œufs « clairs » seraient en réalité fertiles et où tous les zygotes morts seraient des femelles, on obtiendrait encore, avec 138 mâles pour 98 femelles, un χ^2 corrigé égal à 6,61 vis-à-vis de la proportion 1/1, correspondant à une probabilité voisine de 1 p. 100.

Dans le second et le troisième cas, les 3 et les 5 œufs non éclos étant comptés comme mâles, on aurait respectivement 12♂♂ pour 33♀♀ et 33♂♂ pour 62♀♀, d'où un χ^2 corrigé égal pour le père D₂ à 8,89 ($P < 0,01$), pour la mère 6938 à 8,25 ($P < 0,01$); pour la mère 627, on aurait 6♂♂ pour 24♀♀ ($\chi^2 = 9,63$, $P < 0,01$).

En l'occurrence, on ne peut donc retenir l'hypothèse d'une mortalité embryonnaire plus grande dans un sexe. Cette constatation rejoint la conclusion que nous avons tirée d'une comparaison des taux de fertilité, d'éclosion et de mortalité juvénile dans les familles à proportion des sexes significativement anormale ou non, pour l'ensemble des populations étudiées (MÉRAT, 1963).

Une question d'ordre statistique se pose : les familles ci-dessus, et en général toutes celles figurant au tableau 1, ont été choisies précisément comme celles donnant l'écart le plus significatif vis-à-vis de l'égalité de fréquence des deux sexes. Quelle était la probabilité de les obtenir par hasard parmi toutes les familles de la population dont elles font partie?

On peut noter préalablement que nos tests d'homogénéité du χ^2 , hautement significatifs sur la totalité des données (MÉRAT, 1963), impliquent l'existence de familles à proportion systématiquement anormale.

TABLEAU I
Proportion des sexes dans des familles particulières

Souche-Année	N° du Père ou de la mère	Nombre d'enfants ♂♂ ♀♀	% de ♂♂	I. limites de confiance du pourcentage au seuil 5 %	χ^2 corrigé vis-à-vis de la pro- portion 1/1	Nombre d'œufs non éclos ou de poussins morts avant 8 semaines
I. — Familles de même père						
<i>Jouy :</i>						
Souche « Jouy »						
Print. 1954	A8	94 54	63,6	55,8-71,4	10,25	Non obtenu
Print. 1956	D5	23 57	28,8	23-7-33,9	13,61	91 (dont 19 œufs « clairs »)
Aut. 1962	G10	138 72	65,7	59,7-71,7	20,70	26 (dont 5 œufs « clairs »)
« L. 44 » 1961	H7	8 33	19,5	7,0-32,2	15,24	Non obtenu
« L. 66 » 1963	J3	2 17	10,5	0,0-24,3	11,84	Non obtenu
« L. 66 » 1963	J8	2 23	8,0	0,0-18,8	17,64	Non obtenu
« H. 303 » 1963	L5	24 52	31,6	21,0-42,2	10,32	Non obtenu
<i>Rambouillet :</i>						
Rhode « R » 1958	07	82 130	38,7	31,9-45,5	10,87	Non obtenu
<i>Magneraud :</i>						
« M. II » 1963	A10	130 79	62,2	55,4-69,0	12,44	75 (dont 21 œufs « clairs »)
« M. II NL » 1965	E15	103 49	67,8	60,2-75,4	19,18	141 (dont 88 œufs « clairs »)
« M. II NL » 1965	E35	90 42	68,2	60,0-76,4	17,45	95 (dont 63 œufs « clairs »)
« I. 77 » 1964	B10	32 63	33,7	24,3-43,1	10,11	46 (dont 17 œufs « clairs »)
« I. 99 » 1964	C7	54 25	68,4	58,0-78,8	10,64	82 non éclos
« I. 88 » 1964	F4	62 106	36,9	29,3-44,5	11,52	91 (dont 39 œufs « clairs »)
« J. 44 » 1961	D2	9 33	27,3	13,1-41,5	13,71	3 (dont 1 œuf « clair »)
II. — Familles de même mère						
<i>Jouy :</i>						
Print. 1956	5187	1 15	6,3	0,0-18,1	10,56	9 (dont 4 œufs « clairs »)
Print. 1959	6938	28 62	31,1	21,5-40,7	12,10	5 (dont 1 œuf « clair »)
Aut. 1959	627	5 24	17,2	2,4-32,0	11,17	1 (œuf « clair »)
Aut. 1960	2580	2 21	8,7	0,0-21,3	14,88	11 non éclos
<i>Magneraud :</i>						
« M. 88 » 1966	4295	26 7	78,8	64,8-92,8	10,94	8 (dont 5 œufs « clairs »)
« M. II NL » 1966	11239	7 28	20,0	6,4-33,6	12,60	4 (dont 1 œuf « clair »)

Plus précisément, pour le père G_{10} , le χ^2 vis-à-vis de la proportion 1/1, égal à 20,7 pour 1 degré de liberté, correspond à une variable $t = \sqrt{\chi^2}$ valant 4,55, qui a une probabilité voisine de $3 \cdot 10^{-6}$ d'être dépassée en valeur absolue. Dans l'hypothèse nulle d'une fréquence égale des sexes dans toutes les familles, la proportion théorique, parmi les 486 familles de même père d'effectif suffisant analysées dans la population « Jouy », de celles donnant un χ^2 au moins égal à cette valeur, est fournie par une loi de POISSON de moyenne $m = 486 \times 3 \times 10^{-6} = 0,00146$.

La probabilité d'observer au moins une telle famille dans notre échantillon est donc $1 - P(0) = 1 - e^{-m} \approx 0,0015$. La famille G_{10} aurait donc pu difficilement apparaître de façon purement aléatoire.

Ajoutées aux résultats d'ensemble de notre première publication, ces données paraissent bien prouver la réalité d'écarts substantiels à l'égalité de proportion des sexes à la fertilisation, dans certaines familles chez la poule.

Nous avons déjà indiqué à ce propos (MÉRAT, 1963) le fait qu'il y a, dans l'ensemble, non seulement une hétérogénéité entre mères, mais surtout des variations attachées spécifiquement à la descendance de certains pères. Ceci apparaît surprenant, puisque la détermination du sexe dépend de la première division méiotique de la femelle qui a lieu dans l'ovaire (STURKIE, 1965, p. 526). Il faudrait donc supposer, dans certains cas au moins, la possibilité d'une influence, sur cette division, du sperme ou de spermatozoïdes. On peut seulement noter, de ce point de vue, que, selon SMYTH (1963), la possibilité de fertilisation intra-ovarienne n'est peut-être pas à exclure *a priori*, au moins chez le dindon.

Reçu pour publication en décembre 1968.

SUMMARY

ABNORMAL SEX RATIOS IN THE FOWL : STUDY OF CERTAIN FAMILIES

The observation of sire or dam families with extreme sex-ratio at hatching or at 8 weeks, and with little mortality and infertility, strongly suggests that in these cases there is a real deviation of the sex ratio at fertilization (primary sex ratio). It is especially true for sire G_{10} , with 138 sons, 72 daughters and only 26 zygotes with sex not identified : Counting these 26 zygotes (or ova) as females does not suppress the significance of the deviation; on the other hand, the probability of observing so extreme a sex ratio among all families is inferior to .0015.

This is in accord with our previous conclusions drawn from an analysis of sex ratios between and within families in the whole populations.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- MÉRAT P., 1963. Proportion des sexes (sex ratio) chez les volailles. II. Différences entre souches et entre familles. *Ann. Zootech.*, **12**, 105-123.
- SMYTH J.-R. JR., 1963. Functional persistency of turkey semen following different reinsemination intervals. *Poult. Sci.*, **42**, 357-362.
- STURKIE P.-D., 1965. *Avian Physiology*. Cornell University Press.