

SUR LA DÉTERMINATION DU SEXE CHEZ L'HOMME

par R. TURPIN et M. P. SCHÜTZENBERGER

La constance de la *sex ratio* dans l'espèce humaine pose en même temps le problème de ses variations en fonction du milieu (1) et du développement biologique propre des progéniteurs (2) et divers travaux ont attiré l'attention sur l'excès des garçons parmi les premiers nés, parmi les naissances « après les guerres », etc., sans que les chiffres publiés concordent jamais parfaitement entre eux.

Pour éviter les inconvénients propres aux statistiques de masse nous avons jugé intéressant de recueillir l'ordre des sexes à la naissance dans un nombre suffisamment important de familles, espérant pouvoir mettre ainsi en évidence des déviations plus nettes par rapport à la loi binomiale qui régirait le déterminisme du sexe si aucun autre facteur extérieur au schéma chromosomique n'intervenait dans son mécanisme.

LE MATÉRIEL STATISTIQUE.

Afin de diminuer l'influence de restrictions volontaires ou non à la natalité, nous avons borné notre enquête aux « familles nombreuses » définies plus ou moins arbitrairement par la limite de 5 enfants. En outre, les naissances gémeuses introduisant des complications techniques considérables, nous avons seulement recueilli les familles qui n'en comportaient pas. Pour cette collecte nous nous sommes adressés successivement : aux associations de familles nombreuses de la Seine, à des annuaires donnant le relevé des « grandes familles » des départements du Nord de la France, aux dossiers de la fondation Cognacq-Jay, enfin et surtout aux dossiers que déposent au Ministère de la Santé Publique et de la Population les postulantes à la Médaille des Familles.

Grâce à l'appoint (très inégal d'ailleurs) de ces diverses sources, nous disposons donc de 14.230 familles françaises contemporaines, d'au moins 5 enfants, ce total se décomposant de la manière suivante (tableau I) :

TABLEAU I

5128 familles de 5 enfants	108 familles de 13 enfants
3255 » 6 »	59 » 14 »
1877 » 7 »	37 » 15 »
1619 » 8 »	22 » 16 »
872 » 9 »	11 » 17 »
634 » 10 »	2 » 18 »
384 » 11 »	4 » 19 »
218 » 12 »	

Il convient de faire observer que l'importance relative de ces divers types de familles n'a nullement la prétention de refléter la composition de la population : d'une part la manière même dont nos documents ont été rassemblés favorisait les familles très nombreuses (et ceci à dessein), d'autre part, nombre de ces familles étaient « en cours », c'est-à-dire qu'elles ont été fixées ici à un moment où la vie obstétricale de la mère n'était probablement pas terminée. Signalons enfin que dans toutes ces familles le père était censé être le même pour tous les enfants, les cas où la mère s'était remariée ayant été éliminés.

VARIATIONS DE LA « SEX RATIO ».

Calculé sur l'ensemble des 95.875 naissances le rapport des sexes à la naissance a été trouvé égal à $0,5066 \pm 0,0016$, légèrement plus faible que les valeurs habituelles. Aucune variation systématique certaine de ce chiffre n'a pu être établie en fonction du nombre des enfants dans la famille

non plus qu'en fonction du rang de naissance. Le léger excès de garçons parmi les premiers nés pourrait aussi bien être interprété comme une fluctuation d'échantillonnage. Par contre, lorsque l'on compare le nombre des familles présentant un fort excès de l'un des sexes à la valeur que devrait avoir ce nombre dans le cas d'une répartition du sexe avec une probabilité constante (de fait on compare la valeur observée de la variance des répartitions pour n enfants à sa valeur théorique dans un schéma binomial) on trouve une nette prédominance de ce type de familles. Ce résultat déjà obtenu par R. A. Fisher travaillant sur les matériaux de Geissler (3) (familles de 8 enfants) peut s'interpréter de plusieurs manières :

1° D'abord, en supposant que certaines familles ont une prédisposition à procréer des garçons ou des filles différente de la valeur moyenne générale. Cette théorie se trouve étayée par diverses observations montrant des familles où se transmet de manière héréditaire l'excès des individus d'un sexe ou d'un autre.

2° En supposant qu'il existe une liaison entre les sexes des naissances successives, ce qui se traduit analytiquement par le remplacement du schéma binomial par un schéma de Markoff plus ou moins complexe.

3° En supposant que la prédisposition à engendrer des garçons ou des filles varie sensiblement au cours de l'existence d'un certain nombre de femmes. Il faut alors admettre que ces périodes gynophiles ou androphiles se distribuent plus ou moins au hasard; ou tout au moins sans préférence nette pour le début ou la fin de la vie obstétricale. En outre, leur durée doit excéder assez fréquemment la durée normale de l'intervalle entre deux gestations.

TEST DES HYPOTHÈSES.

La structure même de nos documents permet sans peine, sinon de trancher entre ces diverses hypothèses, tout au moins d'en évaluer l'influence relative à condition que celle-ci soit suffisamment importante.

Tout d'abord, le calcul des corrélations entre le sexe pour les naissances immédiatement consécutives (r_0), séparées par une autre naissance (r_1), par deux (r_2), etc., donne les résultats suivants :

$$\begin{aligned} r_0 &= 0,029 \pm 0,0035 \\ r_1 &= 0,007 \pm 0,0039 \\ r_2 &= 0,004 \pm 0,0043 \end{aligned}$$

(Les autres corrélations doivent être considérées comme pratiquement nulles.)

Un calcul simple montre alors que si l'on élimine l'effet de la liaison entre naissances immédiatement consécutives, l'influence des causes invoquées dans l'hypothèse 1 ne peut être que très faible et, en tous cas, impossible à mettre en évidence sur nos documents actuels. De même, le seul fait que ces coefficients soient à la limite de la signification ne permet pas d'espérer que l'on puisse trancher entre les hypothèses 2 et 3 puisque la corrélation apparente r_1 peut parfaitement apparaître comme résultant d'un schéma de Markoff en chaîne simple comme d'un modèle statistique plus complexe.

Par contre, pour tester rigoureusement l'existence d'une liaison entre sexes indépendante d'une variation entre les familles de la probabilité de naissance d'un garçon, on dispose d'une méthode parfaitement rigoureuse :

ETUDE DES SÉQUENCES.

On a employé la méthode déjà utilisée (4) pour tester l'indépendance d'une série d'événements (dans le contrôle statistique des fabrications industrielles) en l'adaptant au cas actuel où les séries sont relativement très courtes. Les familles étant classées d'après le nombre d'enfants et la proportion des garçons, la répartition des rangs de ceux-ci peut être étudiée de plus près : par exemple pour les familles de 3 garçons et 2 filles, 10 types de familles sont possibles *a priori* : gggff, ggfgf, ggffg, gfggf, gfgfg, gffgg, fgggf, fggfg, fgfgg, ffggg. Dans certains de ces types (par exemple gggff ou ffggg) les enfants de même sexe sont groupés ensemble, dans d'autres types ils alternent plus ou moins régulièrement (par exemple gfgfg) et pour chaque type on peut définir un indice (nombre de successions d'un enfant à un enfant du sexe opposé) traduisant numériquement cette différence.

Dans le cas où seuls joueraient des facteurs constants tout le long de la vie de la mère (hypothèse 1), tous ces types auraient la même probabilité *a priori*. Inversement dans les autres hypothèses les types tels que gggff ou fgggf ou ffggg devraient être relativement plus fréquents que les types tels que gfgfg. C'est effectivement ce que l'on constate pour chaque classe de familles de x garçons et y filles, la valeur moyenne de l'indice que l'on vient de décrire est calculée et comparée à sa valeur *a priori* dans le schéma binomial. Pour les 47 classes représentées par plus de 10 familles, la valeur observée est plus grande que la valeur théorique dans 40 cas. De manière moins grossière, en combinant tous ces tests par la méthode de E. S. Pearson (par transformation des vraisemblances en chi-carrés) on obtient sur l'ensemble un résultat significatif à plus de 1/100.000 ce qui établit sans contestation la réalité du phénomène, tout au moins pour nos documents.

CONCLUSION

Utilisant le modèle probabiliste le plus simple pour re-

présenter ces faits, nous avons été conduits à admettre qu'après la naissance d'un garçon la probabilité pour qu'il en naisse un second est augmentée d'environ 1 %, de même la probabilité de naissance d'une fille après une autre fille est accrue de la même valeur. Nos documents ne permettent pas de préciser plus le phénomène observé et le schéma statistique rend compte d'une manière satisfaisante de l'ensemble des faits.

Il est encore difficile d'interpréter ce phénomène et nous espérons que d'autres chercheurs pourront en reprendre l'étude et en confirmer la généralité et la permanence. Nous poursuivons d'ailleurs ces recherches en utilisant cette fois la notion de durée de l'intervalle entre les naissances dont nous n'avions pu tenir compte dans cette première enquête (en raison du volume des documents à rassembler). Elles permettront d'approfondir le mécanisme de la détermination du sexe chez l'homme. Bien qu'il soit encore trop tôt pour porter un jugement définitif sur leurs résultats, il semble qu'elles confirment déjà nos conclusions antérieures : l'intervalle qui sépare deux naissances consécutives de même sexe est en moyenne sensiblement plus court que l'intervalle entre deux naissances de sexe différent.

REFERENCES

- (1) CREW F. A. E., 1937. — The sex ratio. *Amer. Nat.*, 71, 529-559.
- (2) WICKSELLE S. D., 1926. — Sex proportion and parental age. *Kung. Fysiogr. Sälls Handling*, 37, n° 6.
- (3) GEISSLER A., 1889. — *Beiträge der K. Sächsischen Stat. Bureau*, 35.
- (4) WALD A. and WOLFOWITZ J., 1940. — On a test of whether two samples are from the same population. *Ann. of Math. Stat.* (XI).
- (5) TURPIN R. et SCHÜTZENBERGER M. P., 1948. — Recherche statistique sur la distribution du sexe à la naissance. *Compte Rendus Acad. Sci.*, 226, pp. 1845-1846.

(Travail subventionné par l'Institut National d'Hygiène et le Fonds d'études de la Société Médicale des Hôpitaux de Paris).