

Marcel-Paul Schützenberger

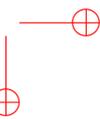
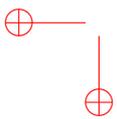
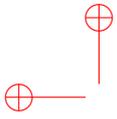
ŒUVRES COMPLÈTES

éditées par
Jean Berstel, Alain Lascoux et Dominique Perrin

*

Tome 2 : 1950–1952

**Institut Gaspard-Monge, Université Paris-Est
2009**



Introduction

Tome II :1950–1952

La publication *An extension problem in the theory of incomplete block designs* [1951-6] est, avec *A non-existence theorem for an infinite family of symmetric block designs* [1949-11] (voir volume précédent) la première contribution de M.-P. Schützenberger à la combinatoire. Si l'on se reporte à la classification des Mathematical Reviews, ces deux articles relèvent de la section 05B (« Designs and configurations »), alors que les mémoires ultérieurs de combinatoire proprement dite seront à classer dans les rubriques 05A (« Enumerative combinatorics ») et 05E (« Algebraic combinatorics »).

À la fin des années 40, les statisticiens, motivés par les travaux de R. A. Fisher en analyse de la variance, ont bâti les fameux plans d'expérience (« designs of experiments ») destinés à réduire le nombre d'observations nécessaires dans les expérimentations statistiques à plusieurs facteurs. Ils ont remis en faveur des modèles algébriques classiques, comme les *carrés latins*, les *carrés gréco-latins* (remontant à Euler), mais ont aussi introduit de nouvelles structures, comme les *blocs incomplets équilibrés* (« Incomplete Balanced Blocks »).

Etant donnés cinq entiers positifs (v, b, k, r, λ) , une telle structure est la donnée de v éléments, dits *variétés* et de b ensembles, dits *blocs*, tous contenant exactement k variétés, ayant les propriétés suivantes : (i) chaque variété apparaît dans exactement r blocs; (ii) chaque paire de variétés apparaît dans exactement λ blocs. Pour qu'un tel modèle existe, les relations suivantes doivent être satisfaites : $bk = vr$ et $r(k-1) = \lambda(v-1)$. Lorsque $b = v$ et donc $k = r$, on dit que le modèle est *symétrique*. On parle alors de *configuration*- (v, k, λ) .

Il s'est posé très tôt le problème de savoir pour quelles valeurs des paramètres un modèle de blocs incomplets équilibrés existait et imaginer des méthodes de construction. Même dans le cas symétrique, les deux identités précédentes ne sont pas suffisantes pour qu'il existe un modèle avec ces paramètres. On doit donc à M.-P. Schützenberger l'un des premiers résultats dans ce domaine, puisque dans l'article [1949-11] il démontre qu'il ne peut exister de modèle de blocs incomplets équilibrés symétriques, si le nombre v de variétés est pair et $k - \lambda$ n'est pas un carré.

À tout modèle de blocs incomplets équilibrés, de paramètres (v, b, r, k, λ) , on peut faire correspondre sa *matrice d'incidence* $A = (a_{i,j})$ ($1 \leq i \leq v; 1 \leq j \leq b$), où $a_{i,j} = 1$ ou 0 , suivant que la variété numérotée i appartient ou non au bloc numéroté j . Par un habile raisonnement géométrique, M.-P. Schützenberger évalue le déterminant, $\det A$, pour trouver $(\det A)^2 = (r - \lambda)^{v-1}(r + \lambda(v - 1))$, d'où l'on déduit immédiatement le précédent résultat de non-existence lorsque

Introduction

le modèle est supposé symétrique.

Henry B. Mann, qui, à la même époque, publiait sa très belle et courte monographie [3] sur les plans d'expériences, a donné une analyse pertinente de l'article de M.-P. Schützenberger [4], en faisant remarquer qu'on arrivait immédiatement au résultat en calculant le déterminant du produit de A par la matrice transposée A^T de A . En effet, le produit matriciel AA^T est égal à la matrice carrée d'ordre v ayant des coefficients égaux à r dans la diagonale et à λ ailleurs, d'où l'on tire évidemment : $\det(AA^T) = (r + \lambda(v - 1))(r - \lambda)^{v-1}$. En revanche, dans le texte de *Mathematical Reviews*, il y a une légère coquille : il faut lire $\det A = r(r - \lambda)^{(v-1)/2}$ au lieu de $\det A = r(r - \lambda)(v - 1)/2$.

Le résultat de M.-P. Schützenberger a été très vite absorbé dans ce qu'on appelle aujourd'hui le théorème de Bruck-Ryser-Chowla [1, 2] (voir aussi [5]), qui dit que pour qu'il existe une configuration- (v, k, λ) , les deux conditions suivantes sont nécessaires :

(1) si v est pair, alors $k - \lambda$ est un carré (c'est le résultat de M.-P. Schützenberger) ;

(2) si v est impair, alors l'équation diophantienne suivante a une solution non identiquement nulle : $x^2 + (k - \lambda)y^2 + (-1)^{(v-1)/2}\lambda z^2$.

-
- [1] Richard Hubert Bruck and Herbert John Ryser. The nonexistence of certain finite projective planes. *Canadian J. Math.*, 1 :88–93, 1949.
 - [2] Sarvadaman Chowla and Herbert John Ryser. Combinatorial problems. *Canadian J. Math.*, 2 :93–99, 1950.
 - [3] Henry B. Mann. *Analysis and Design of Experiments. Analysis of Variance and Analysis of Variance Designs*. Dover Publications Inc., New York, N. Y., 1949.
 - [4] Henry B. Mann. Réf. MR0030485 (11,3e). *Mathematical Reviews*, 1950.
 - [5] J. H. van Lint and R. M. Wilson. *A Course in Combinatorics*. Cambridge University Press, Cambridge, 1992.

Année 1950

Bibliographie

- [1] Anne Ancelin, Henri Duchêne, and Marcel-Paul Schützenberger. Recherches critiques sur la théorie et le test de L. Szondi. *Enfance*, 3(1) :65–73, janvier - février 1950. A suscité une polémique reprise aux pages 484-486 du numéro 5 (nov.-déc.) du même volume.
- [2] Henri Duchêne and Marcel-Paul Schützenberger. À propos du test de L. Szondi. *Inform. Psychiat.*, 26e année, 4e série(6) :225–226, 1950.
- [3] Denise Deroche, Marcel-Paul Schützenberger, and Raymond Turpin. Rapport entre le sexe des nouveaux nés et l'intervalle séparant leurs naissance. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 230 :335–336, 1950. Séance du 9 janvier 1950.
- [4] Nicolas Kobozeff, Nadine Pomriaskinsky-Kobozeff, and Marcel-Paul Schützenberger. Sur une différence pondérale entre deux lignées consanguines de *Mus musculus*. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 230 :240–241, 1950. Séance du 2 janvier 1950.
- [5] Nicolas Kobozeff, Nathalie Pomriaskinsky-Kobozeff, and Marcel-Paul Schützenberger. Sur une différence pondérale à l'âge adulte entre deux lignées consanguines de *Mus musculus*. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 230 :413–414, 1950. Séance du 16 janvier 1950.
- [6] Pierre Gavaudan and Marcel-Paul Schützenberger. Le problème de la spécificité chimique dans les différences génétiques de la sensibilité gustative. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 230 :1622–1624, 1950. Séance du 3 mai 1950.
- [7] Henri Duchêne and Marcel-Paul Schützenberger. Considérations sur l'accroissement de la population des hôpitaux psychiatriques. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 26(3) :105–108, 10 janvier 1950.
- [8] Marcel-Paul Schützenberger and Raymond Turpin. Sur la masculinité à la naissance dans les grossesses multiples. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 231 :1098–1099, 1950. Séance du 18 novembre 1950.
- [9] Marcel-Paul Schützenberger. Nouvelles recherches sur la distribution du sexe à la naissance. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 26(86) :4458–4465, 22 novembre 1950.

Bibliographie

Année 1950

- [10] Marcel-Paul Schützenberger and Raymond Turpin. Étude de la détermination du sexe chez l'homme. In *Atti del Quinto Congresso Nazionale di Nipiologia et delle Prime Giornate Internazionale Nipiologica, Rapallo, 14-18 Maggio 1949*, pages 3–8. G. B. Capelli, Varallo Sesia, 1950.
- [11] Marcel-Paul Schützenberger and Raymond Turpin. Sur la détermination du sexe chez l'homme. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 26(88) :4562–4563, 30 novembre 1950.

Année 1950

1950-1. Recherches critiques sur la théorie et le test de L. Szondi

PSYCHOLOGIE
PÉDAGOGIE - NEURO-PSYCHIATRIE - SOCIOLOGIE

REVUE BIMESTRIELLE

1

JANVIER-FÉVRIER 1950



ENFANCE

PSYCHOLOGIE

PÉDAGOGIE - NEURO-PSYCHIATRIE - SOCIOLOGIE

TROISIÈME ANNÉE

1950

TOME III



PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE

108, Boulevard Saint-Germain — PARIS

—
1950

RECHERCHES CRITIQUES SUR LA THÉORIE ET LE TEST DE L. SZONDI

par M^{lle} A.-E. ANCELIN
et les D^{rs} H. DUCHÊNE et M. P. SCHÜTZENBERGER

Parmi les théories qui veulent réduire à un schéma unique (bien plus qu'unifiant) la totalité complexe de la personnalité normale ou pathologique il en est peu à en présenter aussi nettement les stigmates que la théorie de L. Szondi. Auprès des psychologues purs elle s'appuie sur la caution que lui donnerait la génétique mendélienne, et auprès des biologistes sur celle qui lui confère par l'emploi des mots empruntés à diverses conceptions psychiatriques, contradictoires d'ailleurs. Enfin la grande foule des utilisateurs commerciaux de tests et des demi-médecins est séduite par l'élégante simplicité d'un test, dont le dépouillement révèle le passé, le présent et l'avenir aussi bien sinon mieux que la boule de cristal de leurs prédécesseurs.

LA THÉORIE DE L. SZONDI

Quatre paires de gènes, quatre loci, chacun pourvu de deux allèles rendent compte de toute l'hérédité de la personnalité.

Chaque locus commande une « pulsion » (vecteur) qui se décompose en deux besoins pulsionnels (facteur), correspondant chacun à une maladie mentale :

Vecteur S (sexualité)	{	facteur h (homosexualité)
		facteur s (sadisme)
Vecteur P (éthique)	{	facteur e (épilepsie)
		facteur hy (hystérie)
Vecteur Sch (pulsion du moi)	{	facteur k (catatonie)
		facteur p (paranoïa)
Vecteur C (contact)	{	facteur d (dépression)
		facteur m (manie)

Et de ces quatre paires de gènes vont découler :
Le libidotropisme (« choix »? du conjoint et des amis grâce à des

66 M^{lle} ANCELIN, D^{rs} DUCHÊNE ET SCHUTZENBERGER

« radiations » émises par les gènes et qui attirent les porteurs du même système génique).

L'opérotropisme (« choix »? du métier).

Le morbotropisme (« choix »? de la maladie).

Le thanatotropisme (« choix »? du genre de mort).

En bref, c'est tout le destin (*schicksal*) de l'individu qui se trouve réglementé inexorablement par ce schéma d'une déconcertante simplicité.

Naturellement, la « théorie » de L. Szondi ne s'est nullement essayée à expliquer les pedigrees déjà publiés dans l'immense littérature consacrée à l'hérédité des troubles mentaux ou caractériels.

Les seuls exemples fournis par L. Szondi, comme devant être des preuves, ont été recueillis par lui-même et l'absence totale du moindre traitement statistique en rend la valeur encore complètement incertaine. D'autant d'ailleurs que la « preuve » du caractère épileptoïde (par exemple) du probant et la validité de l'interprétation génétique peut être constituée seulement parfois par le fait que le « père d'un ami du probant est épileptique » (preuve par l'idéalotropisme) ce qui semble faible même quand s'ajoute le fait qu'un oncle maternel est pompier (preuve par l'opérotropisme).

Quelque admiration que l'on puisse avoir pour le travail qu'a constitué la collecte d'un aussi grand nombre d'arbres généalogiques d'anormaux il est cependant certain et que d'une part leur nombre serait quand même insuffisant pour valider la théorie même si une méthode rigoureuse était employée (ce qui n'est pas le cas) et que d'autre part, le dédain complet avec lequel L. Szondi laisse les autres recherches dans ce domaine ne peut qu'entraîner une suspicion assez intense vis-à-vis de la partie dite génétique de la théorie de L. Szondi.

LE TEST DE L. SZONDI

Cette attraction entre porteurs d'un même gène, c'est un jeu pour L. Szondi de la révéler en faisant appel à la théorie des engrammes et des réflexes conditionnels : le sujet trouvera sympathique les photographies des malades ayant à l'état le plus pur les besoins que son « Moi » connaît et accepte, et antipathiques les photographies correspondant aux besoins actuellement refoulés.

Pratiquement six séries de huit photographies de malades mentaux ressortissant des huit maladies pulsionnelles énumérées plus haut sont présentées au sujet. Celui-ci indique chaque fois les deux plus sympathiques et les deux plus antipathiques. La passation du test est totalement résumée par un score pour chaque facteur obtenu de la façon suivante :

O (besoin déchargé) moins de deux photographies sympathiques ou antipathiques dans la série des huit photographies dépendant de ce facteur.

THÉORIE ET TEST DE L. SZONDI

67

\pm (attitude ambivalente) au moins deux photographies sympathiques et deux photographies antipathiques.

$+$ (besoin admis) au moins deux photographies sympathiques au plus une antipathique.

$---$ (besoin refoulé) au moins deux photographies antipathiques, au plus une sympathique.

L'interprétation se fait en deux étapes :

1° Après une seule passation, la combinaison des scores dans chacun des deux facteurs dépendant d'un même vecteur permet, grâce aux « vectoriellen Psychodiagnostischen Tabelle » de tracer un portrait psychologique du sujet. Par exemple :

e $+$ et hy $---$: signifie que le sujet est *der reine Abel*.
 e $---$ et hy $+$: $---$ $---$ *der reine Kain!*
 e \pm et hy \pm : $---$ *Abels Kampf mit Kain.*

ou bien encore :

h $+$ s $+$: sexualité normale.
 h $+$ s O : sexualité sénile (ou infantile) avec agressivité.
 h O s $+$: « Le bourreau au cœur de tourterelle » (*sic*).
 h O s O : abstinence.

Pour chacun des quatre vecteurs, les $4 \times 4 = 16$ cas possibles sont prévus et décrits. Une grande partie de l'ouvrage de L. Szondi est d'ailleurs consacrée à la discussion de cas individuels sur la seule base d'une unique passation.

2° Le test est répété dix fois à vingt-quatre heures d'intervalle. Les résultats successifs sont intégrés par le seul intermédiaire des scores O, $+$, $---$ ou \pm pour chaque facteur. Une série d'artifices assez compliqués permet alors l'analyse complète de « la destinée ».

De ce fait, il semble que la signification de cette démarche soit d'échantillonner en quelque sorte la personnalité du sujet par une investigation répétée; on espère ainsi permettre aux besoins pulsionnels les plus intenses de se dégager nettement des contingences accidentelles qui pourraient vicier une passation unique. On remarquera que ceci n'empêche nullement certains disciples (pourtant fort autorisés) de tester dix fois de suite le sujet en l'espace d'un après-midi, ce qui est malgré tout un bien curieux échantillonnage.

CRITIQUE DU TEST

Le simple énoncé de la consigne du test pose déjà quelques questions assez troublantes : du seul fait que $6 \times 2 = 12$ choix de chaque nature sont nécessairement effectués par le sujet, celui-ci, quel que soit son état psychologique, se voit au minimum attribuer un score $+$ et un score $---$: autrement dit, la théorie postule implicitement qu'à chaque instant il

68 M^{lle} ANCELIN, D^{rs} DUCHÊNE ET SCHUTZENBERGER

existe au minimum un besoin pulsionnel qui est admis et un autre refoulé par le moi.

Cette assertion — déduite de la structure même du test — n'est en rapport avec rien dans la théorie de L. Szondi, pas plus d'ailleurs que l'impossibilité pour un sujet de manifester à la fois six besoins pulsionnels ou plus (puisqu'il faut deux choix « sympathiques » et qu'il n'y a au total que douze choix semblables pour obtenir un score positif).

A ces critiques *a priori* s'ajoutent celles qui viennent d'un certain nombre d'utilisateurs du test : on lui reproche la mauvaise qualité des images, on conteste le diagnostic initial des malades mentaux choisis, on se plaint du caractère « étranger » de certaines photographies... du fait qu'elles sont toutes trop antipathiques...

A notre avis, quelque justes que soient ces critiques, elles ne portent nullement sur l'essentiel qui est la théorie psychologique sous-jacente à l'épreuve et qui seule lui donne une signification. En effet, si l'on n'admet pas la théorie de L. Szondi de l'attraction des épileptoïdes pour les épileptoïdes, celle des maniaques pour les maniaques... aucune expérience, aucune observation de la psychologie courante ne justifie l'interprétation que l'on donnera de la réponse du sujet. Ceci d'autant plus que la technique de dépouillement de L. Szondi est hautement arbitraire et hors de toute référence à un cadre expérimental.

Par exemple, sur un échantillon de cent sujets mâles adultes normaux de la région parisienne, nous trouverons les proportions suivantes pour deux facteurs typiques :

	<i>Homosexualité (h)</i>	<i>Catatonie (c)</i>
Score 0	11 %	10 %
Score +	77 %	8 %
Score —	3 %	78 %
Score ±	9 %	4 %

ce qui démontre le caractère parfaitement *a priori* du scoring élémentaire. Aucun étalonnage préalable ne justifie cette proportion à tout le moins curieuse de 77 % d'homosexualité consciente et acceptée et de 78 % de catatonie refoulée. C'est donc une définition plus qu'une description, et sont réputés tels ou tels ceux qui répondent au test de telle ou telle manière par un décret parfaitement *a priori*.

Ainsi donc, il nous paraît impossible d'utiliser le test à moins d'admettre au moins les éléments de la théorie de L. Szondi relatifs à son épreuve : existence de huit systèmes de causes se combinant de façon simple et déterminant la sympathie ou l'antipathie pour chacun des groupes de photographies. Mais alors, cette simple exigence impose au test un certain nombre de conditions qui devraient être remplies exactement si la théorie était valide; ces conditions sont une homogénéité

THÉORIE ET TEST DE L. SZONDI

69

statistique des différentes photographies, une homogénéité interne des huit séries, un minimum de constance dans le temps.

I. — Homogénéité des photographies :

Nous avons utilisé 50 étudiants,
50 étudiantes,
50 adultes normaux,

et consigné, photographie par photographie le pourcentage des choix recueillis (tableau n° 1); 12 photographies sur 40 reçoivent à elles seules la moitié des choix sympathiques et parmi celles-ci, 6 reçoivent près de 1/3 du total; il en est de même pour le choix des antipathiques. Mais cette irrégularité a des conséquences encore plus graves; par exemple étant données les fréquences de choix des photographies des malades hystériques, la moitié des sujets qui ont reçu un score négatif dans ce vecteur ont rejeté la photographie de la 3^e série et auraient eu un score zéro s'ils n'avaient pas désigné cette photographie.

Ainsi puisque 60 % de la population totale est « hy », c'est donc 30 % des diagnostics qui dépendent en définitive du seul fait que L. Szondi ait choisi dans la famille des hystériques cette photographie si généralement antipathique, à l'inverse des autres relevant de la même maladie. De même, 75 % des sujets choisissent comme sympathique l'homosexuel de la 5^e série, la signification de ce choix est parfaitement incompatible avec la théorie szondienne.

En effet, la seule interprétation de cette désignation massive serait que cette photographie permet une détection très sensible des plus faibles pulsions homosexuelles conscientes. Ainsi donc la minorité qui considère cette photographie comme antipathique devrait rejeter avec force les autres photographies de la série « h ». Un calcul rapide montre, au contraire, que cette minorité ne diffère pas sensiblement de l'ensemble de la population en ce qui concerne son attitude vis-à-vis des autres photographies d'homosexuels.

II. — Homogénéité des séries :

Mais il y a plus grave. Si réellement à une passation donnée, il existait une tendance de sujets à désigner comme « sympathiques » ou « antipathiques » les malades relevant d'une même maladie pulsionnelle, cette tendance devrait s'expliquer plus ou moins nettement dans toutes les séries du test, puisque rien à priori ne fixait à six le nombre de ces séries. Il est logique en effet de supposer qu'un test réduit à trois séries donnerait plus grossièrement sans doute, mais de manière statistiquement significative, un diagnostic analogue à celui fourni par trois autres séries. C'est là l'argument de la cohérence interne, valable et utilisé pour ou contre tous les autres tests mentaux et donc sans appel puisque la non-homogénéité des parties prouverait la non-existence de la faculté (ici le besoin pulsionnel) qu'il prétend mesurer. Nous avons donc sur cinquante sujets adultes, mâles, normaux, corrélé le

THÉORIE ET TEST DE L. SZONDI

69

statistique des différentes photographies, une homogénéité interne des huit séries, un minimum de constance dans le temps.

I. — Homogénéité des photographies :

Nous avons utilisé 50 étudiants,
50 étudiantes,
50 adultes normaux,

et consigné, photographie par photographie le pourcentage des choix recueillis (tableau n° 1); 12 photographies sur 40 reçoivent à elles seules la moitié des choix sympathiques et parmi celles-ci, 6 reçoivent près de 1/3 du total; il en est de même pour le choix des antipathiques. Mais cette irrégularité a des conséquences encore plus graves; par exemple étant données les fréquences de choix des photographies des malades hystériques, la moitié des sujets qui ont reçu un score négatif dans ce vecteur ont rejeté la photographie de la 3^e série et auraient eu un score zéro s'ils n'avaient pas désigné cette photographie.

Ainsi puisque 60 % de la population totale est « hy », c'est donc 30 % des diagnostics qui dépendent en définitive du seul fait que L. Szondi ait choisi dans la famille des hystériques cette photographie si généralement antipathique, à l'inverse des autres relevant de la même maladie. De même, 75 % des sujets choisissent comme sympathique l'homosexuel de la 5^e série, la signification de ce choix est parfaitement incompatible avec la théorie szondienne.

En effet, la seule interprétation de cette désignation massive serait que cette photographie permet une détection très sensible des plus faibles pulsions homosexuelles conscientes. Ainsi donc la minorité qui considère cette photographie comme antipathique devrait rejeter avec force les autres photographies de la série « h ». Un calcul rapide montre, au contraire, que cette minorité ne diffère pas sensiblement de l'ensemble de la population en ce qui concerne son attitude vis-à-vis des autres photographies d'homosexuels.

II. — Homogénéité des séries :

Mais il y a plus grave. Si réellement à une passation donnée, il existait une tendance de sujets à désigner comme « sympathiques » ou « antipathiques » les malades relevant d'une même maladie pulsionnelle, cette tendance devrait s'expliquer plus ou moins nettement dans toutes les séries du test, puisque rien à priori ne fixait à six le nombre de ces séries. Il est logique en effet de supposer qu'un test réduit à trois séries donnerait plus grossièrement sans doute, mais de manière statistiquement significative, un diagnostic analogue à celui fourni par trois autres séries. C'est là l'argument de la cohérence interne, valable et utilisé pour ou contre tous les autres tests mentaux et donc sans appel puisque la non-homogénéité des parties prouverait la non-existence de la faculté (ici le besoin pulsionnel) qu'il prétend mesurer. Nous avons donc sur cinquante sujets adultes, mâles, normaux, corrélé le

70 M^{lle} ANCELIN, D^{rs} DUCHÊNE ET SCHUTZENBERGER

nombre de choix reçus dans chaque facteur pour les trois premières et les trois dernières séries du test dans quatre passations successives : aucune des huit corrélations n'est significativement « non nulle » au niveau de 1 %. Il n'existe pas d'homogénéité appréciable entre photos d'une même maladie.

Cette épreuve réellement cruciale pour le test a d'ailleurs été effectuée concurremment au *Maudsley's hospital* de Londres par M. A. Lubin dans le service du D^r Eysenk, avec le même résultat. Elle nous permet de conclure :

1^o A la non-concordance de la théorie de L. Szondi et des résultats expérimentaux;

2^o A l'absence de signification qui pourrait être accordée au nombre total de choix par catégorie nosologique du test, même si l'on essayait une interprétation « naïve ».

Bien au contraire, l'étude, un tant soit peu minutieuse des choix, révèle que des facteurs de sympathie jouent, qui ressortent de catégories bien étrangères à la nosologie de L. Szondi. Donnons-en quelques exemples :

Statistiquement, notre groupe de 50 étudiantes diffère du groupe mâle correspondant du point de vue de son attitude vis-à-vis des photographies de femmes; ces 17 photographies reçoivent au total 216 antipathies dans les 2 échantillons mais 184 sympathies chez les étudiantes contre 140 seulement chez les étudiants ($\chi^2 = 8,026$ pour deux degrés de liberté, donc la différence est significative et ne peut être attribuée au hasard). La différence provient surtout de la catatonique de la 5^e série et de l'hystérique de la 6^e série. Nous avons donc sur un troisième groupe (50 adultes normaux mâles) cherché la corrélation entre ces deux photographies; elle est de 0,398, donc très significative. Ceci veut dire que ces deux photographies ont un « quelque chose » en commun qui pousse les sujets à les apprécier ou à les déprécier simultanément (d'une façon statistique s'entend) beaucoup plus que ne le voudrait le hasard pur. Il n'est pas besoin d'insister sur ce que ce fait a à la fois et de contraire à la théorie de L. Szondi (les deux photographies appartiennent à deux groupes nosologiques différents) et d'éminemment perturbateur dans le dispositif de scoring adopté puisque ces deux photographies vont de pair en quelque sorte.

Autre exemple : il y a deux « barbus » manifestes (p de la 2^e série et e de la 4^e). Sur le même échantillon, nous avons trouvé une corrélation de 0,430. Ceci revient à dire que 70 % des sujets qui « aiment » la première de ces deux photos aiment aussi la deuxième. Alors que 30 % seulement de ceux qui rejettent la première choisissent la deuxième.

Autre exemple : il semble — quoique nos échantillons soient un peu faibles — que les étudiants et les apprentis diffèrent dans leur attitude vis-à-vis de l'hystérique de la 1^{re} série (qui ne recueille de sympathies presque exclusivement que chez les étudiants) et du sadique de la 2^e série (qui recueille beaucoup moins d'antipathie chez les apprentis).

THÉORIE ET TEST DE L. SZONDI

71

Sur cent autres sujets adultes, mâles, on trouve une corrélation de — 0,195 (significative à 5 %) et négative comme on le prévoyait *a priori*, d'après la discrimination qu'elle effectue entre ces deux groupes.

Là encore, comme dans les exemples précédents, l'étude des photographies du test montre que les facteurs responsables de ces choix sont des facteurs de la psychologie quotidienne la plus naïve et n'ont rien à voir avec de mystérieux gènes et de troublants engrammes : l'un aime les barbus, l'autre non; à certains est sympathique un type de visage de femme soucieuse, ceux qui apprécient la vulgarité souriante du sadique de la 2^e série dédaignent l'allure vaguement ascétique et méditative de l'hystérique de la 1^{re} série.

Il est certain qu'une analyse factorielle des choix des sujets révélerait des facteurs intéressants guidant les sympathies et les antipathies.

En tout cas, nous pensons l'avoir prouvé; ces facteurs réels n'ont rien à voir avec ceux qu'à fixés *a priori* L. Szondi; et rien ne suggère non plus que ces facteurs seraient liés de manière utilisable à ces caractères psychiatriques.

Non seulement les exemples, que nous avons donnés, démontrent l'inanité de la théorie de L. Szondi, mais encore ils interdisent, semble-t-il, d'attacher la moindre valeur à tout le test à moins d'une longue étude expérimentale qui reste entièrement à faire.

LA FIDÉLITÉ DU TEST

Il semblerait donc superflu de mettre en valeur de nouvelles contradictions entre la théorie de L. Szondi et les résultats expérimentaux; nous ne voulons ici que fournir quelques observations relatives à la fidélité du test qui ajouteront une preuve de plus au caractère artificiel de tout l'édifice.

Chez 100 sujets, adultes, normaux mâles, ayant subi deux fois l'épreuve à vingt-quatre heures d'intervalle, les psychodiagnostic vectoriels pour lesquels L. Szondi donne des tables ont évolué de la façon suivante : chez 3 sujets seulement, les 4 psychodiagnostic concordent d'une fois à l'autre :

Chez 7 sujets	3 psychodiagnostic concordants,
Chez 35 —	2 — — —
Chez 38 —	1 — — —

Enfin 17 sujets ont dans l'espace d'une nuit changé leurs quatre psychodiagnostic vectoriels.

Même si l'on admet qu'il y ait possibilité de « charge » et de « décharge » du besoin pulsionnel, il y a là une labilité inquiétante :

Sur les 12 *rein Abel* que nous avons un jour, 2 seulement l'étaient encore le lendemain.

72 M^{lle} ANCELIN, D^{rs} DUCHÊNE ET SCHUTZENBERGER

- 1 était devenu : *Anfallsartig auftretende Angst mit Aggression*,
 2 étaient devenus : *Panik Totstell reflex*,
 3 — — *hystéricforme Beklemmung*,
 1 était devenu : *Angst vor bewussten Elementen*,
 3 étaient devenus : *paranoid Angst*.

Parmi les 3 *rein Caïn* initiaux :

- 1 s'était converti pendant la nuit en *rein Abel*,
 1 — — — — *Angst vor bewussten Elementen*,
 1 — — — — *Beklemmung mit Jammern*.

Insister plus serait cruel.

Signalons cependant pour ceux qui voudraient étudier à nouveau les tests qu'à vingt-quatre heures d'intervalle, qu'il n'y a à peu près que 50 % des choix qui restent les mêmes avec cependant un peu plus de fixité pour les sympathiques que pour les antipathiques. Cette constance médiocre, propre au matériel utilisé, laisse peu d'espoir même à un remaniement complet de l'épreuve.

CONCLUSIONS

Les recherches expérimentales que nous avons effectuées sur plus de 500 sujets et dont nous n'avons donné ici que certains des résultats les plus saillants soulèveront certainement des protestations : comment, nous dira-t-on, expliquez-vous les résultats remarquables obtenus par L. Szondi et certains de ses élèves? Pourquoi n'avez-vous pas appliqué le test dans la population d'aliénés auquel il est destiné? A cette dernière question la réponse est facile : tout d'abord parce que partis de la psychiatrie, test et théorie de L. Szondi se lancent à la conquête de domaines sans cesse nouveaux et sévissent largement dans l'orientation et la sélection professionnelles; on veut les appliquer à l'eugénique et à la pédagogie, à la criminalologie, etc. Il était donc nécessaire de « tester » le test dans ce même milieu normal.

Mais il est un deuxième point : celui du caractère éminemment personnel de la compilation nosologique qui est à la base même de l'épreuve et qui laisse la porte ouverte à toutes les discussions sur la validité des diagnostics que nous aurions pu utiliser pour contrôler le test.

Puisque 70 % des adultes, mâles, normaux ne rentrent pas d'après L. Szondi et nos sondages statistiques dans la « sexualité normale » c'est que pour L. Szondi ce terme a un sens spécial. Quel contenu opérationnel attacher au *Drill Ich* qui caractérise 1/3 de nos sujets?

Notons aussi que L. Szondi et quelques-uns de ses meilleurs disciples emploient concurremment au test proprement dit, la technique de la libre analyse où le malade, amené à commenter oralement chacun de

THÉORIE ET TEST DE L. SZONDI

73

ses choix, subit une véritable épreuve projective, qui n'est qu'un canevas fourni à l'entretien clinique. Pour cette technique infiniment plus riche et plus vraie, L. Szondi ne fournit que quelques rares indications et pour cause puisque c'est là toute la science clinique et psychiatrique que l'on ne peut réduire en schéma.

Ceci nous paraît suffire à justifier le succès de L. Szondi et de certains psychiatres utilisateurs du test; pour les autres, le vague et l'originalité des catégories nosologiques fournissent un support verbal au service de leur « flair » éventuel que ne vient contrôler aucun critère opérationnel de validité.

C'est d'ailleurs, nous semble-t-il, le problème psychologique le plus passionnant que soulève le test de L. Szondi : celui de son succès malgré son manque complet de valeur.

h	s	e	hy	k	p	d	m	
28 82	53 41	101 13	77 14	4 131	24 50	36 50	77 7	I ^e série
69 46	85 34	17 68	5 106	29 41	50 50	39 41	106 14	II ^e série
68 36	69 22	35 22	3 157	13 91	49 23	35 30	128 19	III ^e série
68 43	120 22	47 31	13 51	27 81	79 27	29 78	17 67	IV ^e série
147 15	22 51	38 80	40 33	31 38	23 85	20 62	79 36	V ^e série
111 10	24 90	25 55	52 43	59 40	13 94	29 46	81 22	VI ^e série

Nombre de choix par photographies pour un échantillon de 200 Français adultes normaux (50 femmes et 150 hommes).

Chaque case correspond à une photographie, repérée par la maladie pulsionnel (*colonne*) et la série (*ligne*). Le chiffre supérieur indique le nombre de choix « sympathique ». Le chiffre inférieur indique le nombre de choix « antipathique ». Si toutes ces photographies avaient autant de chances d'être choisies ces nombres devraient être environ de 50 ± 6 .

Références : Szondi-test, *Experimentelle Triebdiagnostik* (Bern., 1947).
R. BÉJARANO. « Le Test du destin de Szondi ». *Psyché* (1948), n° 23-24.

Année 1950

1950-2. À propos du test de L. Szondi

L'INFORMATION

PSYCHIATRIQUE

Mensuel

N° 6

Juillet 1950

L'Information Psychiatrique

Livraisons mensuelles publiées par le Syndicat des Médecins des Hôpitaux psychiatriques

DOCTRINES - HISTOIRE - ACTUALITÉS
ETUDES TECHNIQUES

ADMINISTRATION JURISPRUDENCE
INFORMATIONS
DOCUMENTATION GÉNÉRALE

26^e Année - 4^e Série

N^o 6

Juillet 1950

SOMMAIRE

<i>Editorial</i>	214
Mlle PIQUENARD, D ^r GRENAUDIER et LE GUILLANT. — <i>Dépistage et traitement des déficiences mentales chez l'enfant</i>	215
H. DUCHÊNE et M. P. SCHUTZENBERGER. — <i>A propos du test de Szondi</i>	225
<i>Commission des Maladies mentales:</i> Séance du 21 mars 1950	227
<i>Documents administratifs</i>	231
<i>Jurisprudence:</i> Homicide par imprudence	234
<i>Correspondance</i>	237
<i>Informations et Variétés:</i> Naissance. — Médicat des H.P. — 49 ^e session du Congrès des Psychiatres et Neurologues de France. — Cinquantenaire des Colonies familiales. — 2 ^e Congrès de l'U.N.A.R.	239

Rédaction : D^r LAUZIER, Hôpital psychiatrique de la Chartreuse, Dijon.

Administration : D^r RÉGIS, Hôpital psychiatrique Montperrin, Aix-en-Provence.

Compte chèque postal: Paris 1256.97

Syndicat des Médecins des H. P., Docteur RÉGIS, Aix-en-Provence

Abonnement France: 800 francs — Le Numéro: 100 francs

Etranger : 1000 francs.

A propos du test de Szondi

par H. DUCHÊNE et M. P. SCHUTZENBERGER

Aveux

Nous ne voulons pas infliger aux lecteurs de *l'Information Psychiatrique* un nouvel article sur le test de SZONDI en réponse à celui de Mme BEJARANO et A. NGUYEN.

Nous estimons toutefois de notre devoir d'avouer que nous nous étions en effet laissés entraîner sur ce sujet très loin « du sérieux des publications scientifiques », comme le regrettent les auteurs sus-cités. Notre seule excuse est la difficulté de conserver ce sérieux à la lecture de certains passages et certaines thèses qui se trouvent dans les ouvrages du Docteur SZONDI.

Nous avouons également être convaincus que l'examen par le test de SZONDI que nous proposons très aimablement nos contradicteurs, révélerait pour eux « les mobiles profonds » de notre opposition. Aucun espoir thérapeutique ne semblant possible (l'un de nous terminant péniblement une psychanalyse qui ne l'a que trop persuadé de ses « résistances » et l'autre se refusant même à croire à une possibilité de guérison pour lui) nous ne nous sentons pas dévorés par la curiosité de notre formule géotropique. Nous n'estimons pas pourtant appartenir « à une caste privilégiée pour laquelle le géotropisme n'est pas valable » comme semblent le croire Mme BEJARANO et NGUYEN.

Nous étudions, l'un et l'autre, des problèmes de génétique et sommes donc confrontés quotidiennement avec des faits d'hérédité. Admettre l'influence de celle-ci, comme admettre cette vérité *statistiquement* démontrée (par les taux de mariages consanguins, par exemple) que le choix d'un conjoint ne se fait pas au hasard, est loin d'entraîner une adhésion à la doctrine et au test de SZONDI.

C'est justement pour attirer l'attention sur le danger de cette fausse alternative proposée par les disciples du Docteur SZONDI (ou bien vous niez hérédité et détermination inconsciente de certains choix, ou bien vous êtes d'accord avec la doctrine de SZONDI) que nous avons écrit cet article où nous nous étions laissés aller, nous le reconnaissons humblement, à sortir du sérieux scientifique.

Nous nous bornerons donc à signaler ici que, pris de remords, nous avons, en collaboration avec Mlle ANCELIN, étudié les résultats d'un examen par le test de SZONDI, de plus de deux cents sujets normaux (1). Nous espérons que Mme BEJARANO et A. NGUYEN trouveront dans ce travail assez d'application, de tableaux, de chiffres et même de caractère légèrement fastidieux, pour lui faire l'honneur de le ranger parmi les

(1) Mlle ANCELIN, H. DUCHÊNE et M. P. SCHUTZENBERGER : Recherches critiques sur la théorie et le test de L. SZONDI « Enfance », janvier-février 1950, p. 65 à 73.

publications « scientifiques ». Nous n'irons pas jusqu'à leur demander d'en accepter les conclusions qui ne nous paraissent pas permettre d'accorder au test de SZONDI la signification que lui assigne son auteur. Aucune autre signification ne se dégage d'ailleurs par le traitement statistique des résultats expérimentaux.

Cette conclusion se retrouve aussi dans une étude effectuée par M. A. LUBIN, au Maudsley Hospital de Londres, sur cent malades mentaux et dont l'auteur a bien voulu nous communiquer le résumé de la communication qu'il en fit à la Société Britannique de Psychologie (2), ce dont nous le remercions vivement, puisqu'il s'agit d'un travail incontestablement scientifique qui vient donner du sérieux à la thèse que nous avons soutenue.



(2) A. LUBIN: Un contrôle de l'équivalence des photographies dans le test de SZONDI. Communication à la société britannique de Psychologie. Encore inédite.



Année 1950 1950-3. Rapport entre le sexe des nouveaux nés et l'intervalle...

1950

PREMIER SEMESTRE

COMPTES RENDUS

HEBDOMADAIRES

DES SÉANCES

DE L'ACADÉMIE DES SCIENCES

PUBLIÉS

AVEC LE CONCOURS DU CENTRE NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE

PAR MM. LES SECRÉTAIRES PERPÉTUELS

TOME 250

N° 3 (16 Janvier 1950)

PARIS,

GAUTHIER-VILLARS, IMPRIMEUR-LIBRAIRE

DES COMPTES RENDUS DES SEANCES DE L'ACADÉMIE DES SCIENCES

Quai des Grands-Augustins, 55

—
1950

ACADÉMIE DES SCIENCES.

GÉNÉTIQUE MÉDICALE. — *Rapports entre le sexe des nouveau-nés et l'intervalle séparant leurs naissances*. Note (*) de M. **RAYMOND TURPIN**, M^{me} **DENISE DEROCHE** et M. **MARCEL-PAUL SCHÜTZENBERGER**, présentée par M. Léon Binet.

Nous avons considéré l'intervalle séparant deux naissances consécutives dans 826 familles françaises contemporaines de 7 à 13 enfants, renseignements recueillis par nous au Service de la Médaille des Familles auprès du Ministère de la Santé publique et de la Population.

Ces intervalles se répartissent en quatre groupes :

- (*gg*) : entre deux garçons ;
- (*gf*) : entre un garçon et une fille ;
- (*fg*) : entre une fille et un garçon ;
- (*ff*) : entre deux filles.

Les familles présentant une ou plusieurs naissances gémellaires ont été exclues de ce travail.

Notons d'abord une confirmation de nos travaux antérieurs (1) : nous avons observé 1778 intervalles (*gg*) ; 3362 intervalles (*gf*) ou (*fg*) et 1636 intervalles (*ff*) au lieu des valeurs 1759,7 ; 3386,7 et 1629,6 qu'aurait respectivement indiquées la loi binomiale. Bien que sur ce faible échantillon la différence ne

(*) Séance du 9 janvier 1950.

(1) R. TURPIN et M. P. SCHÜTZENBERGER, *Comptes rendus*, 226, 1948, p. 1845-1846.

336

ACADÉMIE DES SCIENCES.

soit pas statistiquement significative, elle est du même sens que celle que nous avons observée antérieurement (1), montrant une liaison positive entre le sexe des enfants successifs.

Si l'on considère maintenant l'intervalle de temps séparant les naissances successives en prenant le mois comme unité on arrive aux résultats suivants :

Durée moyenne des intervalles (gg).....	18,38
» » (gf).....	19,03
» » (fg).....	18,27
» » (ff).....	17,56

Plus précisément, les intervalles suivant un garçon sont plus longs que les intervalles suivant une fille de 0,776 mois et les intervalles séparant deux enfants de même sexe sont plus courts que les intervalles séparant deux enfants de sexes opposés de 0,658 mois. Par contre, la différence entre les intervalles se terminant par un garçon et ceux se terminant par une fille est infime : 0,023 mois.

Nous avons testé ces différences au moyen de l'analyse de variance, bien que les trois conditions : normalité, indépendance et orthogonalité ne soient pas rigoureusement remplies, tout spécialement en ce qui concerne la première de celles-ci. Éliminant de la somme totale des carrés, la part qui en revient aux différences systématiques entre intervalles de rang différent (il y a un allongement régulier des intervalles avec le rang de naissance), nous avons trouvé une variance résiduelle de 121.68 (estimée sur 6 710 degrés de liberté) et des variances de 1019,84 et 734,23 (soient des rapports de variance F de 9,03 et 6,03) pour les deux comparaisons [$(gg) + (gf) - (fg) - (ff)$] et [$(gg) + (ff) - (gf) - (fg)$], respectivement. Ces différences sont donc statistiquement différentes de zéro : *elles ne peuvent pas être attribuées à des fluctuations d'échantillonnage.*

Même si la diminution du temps moyen séparant deux grossesses consécutives quand le premier enfant de l'intervalle est une fille, évoque, à la rigueur, l'intervention des facteurs psychologiques et sociologiques (désir d'un héritier mâle?), il ne saurait évidemment en être de même de l'accroissement de l'intervalle entre enfants de sexes opposés qui traduit sans aucun doute un phénomène physiologique profond. Nous y voyons l'effet de ces périodes gynophiles et androphiles que nos recherches précédentes nous avaient amenés à faire intervenir dans le mécanisme de la détermination du sexe dans l'espèce humaine.

La séance est levée à 16^h5^m.

L. B.

BIOMÉTRIE. — *Sur une différence pondérale entre deux lignées consanguines de Mus musculus*. Note (*) de M. NICOLAS KOBOZIEFF, M^{me} NADINE POMRIASKINSKY-KOBOZIEFF et M. MARCEL-PAUL SCHÜTZENBERGER, transmise par M. Maurice Caullery.

Dans une Note antérieure (¹) nous avons décrit deux lignées consanguines de *Mus musculus* ne différant apparemment l'une de l'autre que par le poids. Nous avons montré que le poids à la naissance des souriceaux de la lignée *L* était régulièrement plus faible que celui des souriceaux de la lignée *P*. Nous avons effectué entre ces deux lignées les croisements suivants :

- 1° ♂ *L* × ♀ *P* (que nous désignerons par *LP*);
- 2° ♂ *P* × ♀ *L* (» » *PL*);
- 3° deuxième génération de *LP* (que nous désignerons par *LP*₂);
- 4° » » *PL* (» » *PL*₂);

et nous avons obtenu les résultats suivants sur un total de 293 portées, soit 1574 petits :

1. *Fécondité*. — On ne peut pas considérer que la fécondité de tous ces croisements soit la même : si on l'évalue par le nombre moyen de souriceaux par portée, l'hypothèse nulle est rejetée au niveau de 2 %, c'est-à-dire qu'il y a moins de deux chances pour cent pour que, dans l'ensemble, de semblables différences résultent seulement du hasard. Parmi les différences présentant un intérêt génétique, les différences suivantes sont significatives entre : *L* et *PL* (4,91-5,88); *LP* et *LP*₂ (4,96-6,09); *PL* et *LP* (5,88-4,96).

De cette dernière comparaison ressort nettement que la fécondité est plus liée à des facteurs génétiques qu'au volume de l'utérus de la mère, ce que confirme le calcul des différences *P* et *LP* (5,21-4,96) et *L* et *PL* (4,91-5,88).

2. *Poids à la naissance*. — Nous avons déjà montré que l'on ne pouvait valablement comparer les poids à la naissance des souriceaux qu'entre portées de même nombre de petits. Nous avons donc combiné les résultats des tests statistiques effectués sur les portées de 5, 6 et 7 petits, qui sont dans l'ensemble les plus fréquentes et nous avons obtenu les résultats suivants que nous ne feront qu'énoncer, sans entrer dans le détail des calculs qui les justifient :

(*) Séance du 2 janvier 1950.

(¹) *Comptes rendus*, 229, 1949, p. 1267.

Année 1950 1950-4. Sur une différence pondérale entre deux lignées...

(2)

Nombre de petits dans la portée..	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	
{ Nombre de portées.....	2	3	5	14	11	15	9	6	1	5,2
{ Poids moyen d'un petit..	2,40	1,68	2,12	1,75	1,46	1,74	1,68	1,62	1,78	1,74
{ Nombre de portées.....	1	4	9	17	15	12	6	3	3	4,9
{ Poids moyen d'un petit..	1,40	1,56	1,45	1,34	1,37	1,22	1,20	1,19	1,21	1,20
{ Nombre de portées.....	1	3	5	1	4	7	5	2	-	4,9
{ Poids moyen d'un petit..	1,85	1,34	1,79	1,58	1,82	1,83	1,58	1,45	-	1,70
{ Nombre de portées.....	-	-	1	4	7	10	7	2	1	5,8
{ Poids moyen d'un petit..	-	-	1,48	1,54	1,48	1,40	1,39	1,53	1,13	1,42
{ Nombre de portées.....	-	-	5	4	6	10	11	5	4	6,0
{ Poids moyen d'un petit..	-	-	1,60	1,62	1,55	1,61	1,44	1,54	1,46	1,52
{ Nombre de portées.....	-	1	4	6	14	15	9	3	-	5,4
{ Poids moyen d'un petit..	-	1,40	1,78	1,66	1,61	1,69	1,39	1,50	-	1,58

* Nombre moyen de petits par portée.

* * Poids moyen d'un petit.

1° Il existe une influence paternelle indiscutable dans le croisement *PL*, que met en valeur la comparaison entre *PL* et *L* (1⁵, 43-1⁵, 30).

2° Il existe une influence maternelle indiscutable que met particulièrement en valeur la comparaison entre *LP* et *PL* (1⁵, 71-1⁵, 42).

3° On peut supposer que l'état *lourd* domine l'état *léger*, d'après les deux comparaisons *P* et *LP* (1⁵, 76-1⁵, 71) et *L* et *PL* (1⁵, 30-1⁵, 42).

4° Enfin, il ne semble pas y avoir de ségrégation nette à la deuxième génération, car la variance du poids à l'intérieur d'une seule portée a les valeurs suivantes : *LP* : 0,46; *PL* : 0,19; *LP*₂ : 0,39; *PL*₂ : 0,41.

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 230, p. 240-241, séance du 9 janvier 1950.)

BIOMÉTRIE. — Sur une différence pondérale à l'âge adulte entre deux lignées consanguines de *Mus musculus*. Note (*) de M. NICOLAS KOBOZIEFF, M^{me} NATHALIE POMRIASKINSKY-KOBOZIEFF et M. MARCEL-PAUL SCHÜTZENBERGER, présentée par M. Maurice Caullery.

Dans deux Notes précédentes (¹) nous avons étudié le poids à la naissance dans deux lignées consanguines : *P* (lourdes) dans laquelle aucune mutation n'a jamais été observée et *L* (légères) provenant d'un stock mutant, mais ne présentant actuellement plus d'anomalies.

Nous avons comparé le poids à la naissance dans chaque lignée et dans les croisements suivants : *LP* ($\sigma L \times \varphi P$), *PL* ($\sigma P \times \varphi L$), *LP*₂ (deuxième génération de $\sigma L \times \varphi P$) et *PL*₂ (deuxième génération de $\sigma P \times \varphi L$). Nous avons constaté qu'il n'existe pas de différence notable de fécondité entre les deux lignées. Tenant compte de l'influence importante qu'exerce, sur le poids à la naissance, le nombre de petits dans la portée, nous avons montré que les souriceaux de la lignée *L* sont régulièrement plus légers que ceux de la lignée *P*. Les deux lignées sont donc génétiquement différentes. Dans l'étude des croisements, nous avons relevé une influence paternelle et une influence maternelle, cette dernière étant d'ailleurs beaucoup plus marquée. Nous continuons ici ce travail, en comparant cette fois le poids des souris adultes sur un échantillon de 508 animaux pesés à un âge compris entre 6 et 9 mois.

1° *Influence du nombre de souriceaux dans la portée sur le poids à l'âge adulte.* — Il y a une corrélation négative entre le poids de la souris adulte et le nombre des petits constituant la portée où elle est née (lignée *P* : $r_{\sigma} = -0,28$; $r_{\varphi} = -0,26$; lignée *L* : $r_{\sigma} = -0,23$; $r_{\varphi} = -0,06$, sur 59, 85, 59 et 113 animaux respectivement). Cependant les différences de fécondité entre les différents croisements étant relativement faibles, nous n'avons pas tenu compte de cet élément dans les calculs ultérieurs.

2° *Influence du sexe sur le poids adulte.* — Les femelles sont significativement plus légères que les souris mâles. Au total, la différence est de 1^g,3 et se présente régulièrement dans les divers croisements. Les sexes étant à peu près également représentés dans nos échantillons, nous avons basé nos comparaisons sur la moyenne des poids moyens des mâles et des femelles.

(*) Séance du 16 janvier 1950.

(¹) *Comptes rendus*, 229, 1949, p. 1267; 230, 1950, p. 240.

Année 1950 1950-5. Sur une différence pondérale à l'âge adulte entre deux...

(2)

3° *Différence pondérale entre P et L.* — Cette différence est extrêmement nette : $10^{\text{e}},92 \pm 0^{\text{e}},27$ (soit 32,6 % du poids de P). De plus les poids dans la lignée P semblent plus variables que dans la lignée L : les coefficients de variation sont respectivement de 1,37 et 1,14 et cette différence est significative.

4° *Différence pondérale entre les croisements.* — Nous avons obtenu les résultats suivants :

Type du croisement.	Nombre total. d'animaux examinés.	Poids moyens.
P.....	60♂+ 99♀ = 159	31,88 ± 0,35
L.....	60♂+ 113♀ = 173	20,96 ± 0,18
LP.....	21♂+ 21♀ = 42	31,69 ± 0,56
PL.....	22♂+ 22♀ = 44	27,14 ± 0,31
LP ₂	28♂+ 21♀ = 49	28,11 ± 0,35
PL ₂	21♂+ 20♀ = 41	28,52 ± 0,60

Ici encore, comme pour le poids à la naissance, le résultat le plus net est l'augmentation de poids résultant du croisement avec la lignée P (différence entre L et PL : 6^e,18 soit 29,5 % du poids de L). Toutefois un effet maternel est certain, que met en valeur la comparaison entre LP et PL (la différence de 4^e,55 est significative). Enfin, nous n'avons pas pu démontrer statistiquement l'existence d'une ségrégation en F₂, car il n'existe pas d'augmentation notable de la variance de la distribution des poids dans les croisements LP₂ et PL₂.

Nous poursuivons ces expériences en étudiant les croisements de retour ♂P × (♂P × ♀L) et ♂L × (♂L × ♀P).

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 230, p. 413-414, séance du 23 janvier 1950).

PHARMACODYNAMIE CELLULAIRE. — *Le problème de la spécificité chimique dans les différences génétiques de sensibilité gustative.* Note de MM. **PIERRE GAVAUDAN** et **MARCEL-PAUL SCHÜTZENBERGER**, transmise par M. Robert Courrier.

On discute d'une erreur de méthode constatée dans l'étude du problème de la spécificité chimique en relation avec les différences génétiques de sensibilité gustative. La nécessité de l'expression des seuils sensoriels en activités thermodynamiques est démontrée par des exemples.

On sait, surtout depuis les recherches systématiques de Fox, Snyder, Blakeslee et Salmon (¹), qu'il existe chez certains individus un affaiblissement caractéristique de la sensibilité gustative à des substances telles que la phénylthiourée. Ce fait a été l'objet d'assez nombreux travaux statistiques et génétiques. La classification en individus relativement sensibles (S) et non sensibles (NS) (*tasters* et *non-tasters* des auteurs anglo-américains) correspond à une distribution bimodale des seuils sensoriels aux substances sapides.

Les chercheurs ont tenté de déterminer s'il existait une relation entre l'insensibilité relative à la phénylthiourée et à d'autres substances de constitutions analogues ou différentes et se sont livrés rapidement à des considérations sur le rôle des modifications structurales.

Sans discuter ici les résultats et les problèmes statistiques ou génétiques, nous nous bornerons à des remarques d'ordre méthodologique susceptibles d'amener une révision de quelques conclusions et en particulier de certaines de celles récemment tirées par Harris et Kalmus (¹).

Jusqu'à présent les auteurs ont toujours exprimé les seuils en concentrations, de façon incorrecte, en faisant abstraction des données énergétiques fondamentales que l'on doit connaître lorsque l'on cherche les relations entre l'intensité ou le mécanisme d'un phénomène toxique et la structure moléculaire.

Nous avons montré avec Poussel et Schützenberger (²) que l'on devait introduire la notion d'activité thermodynamique dans l'étude de la gustation comme dans celle de tout problème pharmacodynamique. Pour la sensation amère il paraît exister au moins deux classes d'excitants ou de mécanismes d'excitation : les substances *indifférentes* du type des narcotiques indifférents d'Overton agissent *physiquement* à des valeurs d'activité comprises entre environ 0,01 et l'unité; les substances du type *chimique* ou *spécifique* agissent à

(¹) Voir H. HARRIS et H. KALMUS, *Ann. of Eugenics*, 15, part. I, 1949, p. 32-45.

(²) P. GAVAUDAN, H. POUSSEL et M. P. SCHÜTZENBERGER, *Comptes rendus*, 224, 1947, p. 1525-1527; 226, 1948, p. 751-752.

(2)

des valeurs de l'ordre des millièmes ou inférieures. On ignore si cette distinction correspond à des mécanismes différents pour un même type de récepteur ou à des récepteurs différents.

En l'absence de données complètes sur les hydrosolubilités ⁽³⁾ nous ne pouvons transformer en activités thermodynamiques qu'une partie des résultats de Harris et Kalmus, mais les exemples cités suffisent à notre démonstration.

L'urée, sans phénomène bimodal, possède un seuil unique de 0,007. La thiourée possède deux seuils, de 0,002(S) et 0,04(NS) et de même la phénylthiourée avec 0,001(S) et 0,17(NS). Le seuil de l'urée est intermédiaire entre les seuils des substances spécifiques et indifférentes, mais toutefois plus voisin de celui de ces dernières. La thiourée et la phénylthiourée ont nettement deux seuils correspondant pour les non sensibles (NS) à un phénomène de type physique et pour les sensibles (S) à un phénomène de type spécifique. Il est évident qu'une même substance peut agir selon les deux mécanismes. Bien que ne pouvant calculer les activités pour toutes les substances étudiées par Harris et Kalmus, on peut penser, d'après la valeur des rapports NS/S exprimés en concentrations, que les mêmes remarques s'appliqueraient à l'acétylthiourée et à la thioglyoxaline (NS/N = 77 et 55). Enfin Harris et Kalmus ont conclu que l'introduction d'un groupe phényle dans la thiourée abaisse fortement le seuil à la fois pour les S et NS. Mais en réalité l'addition d'un phényle à la thiourée modifie à peine le seuil pour les S (de 0,002 à 0,001 et le relève pour les NS (de 0,04 à 0,17).

Ces faits pourraient s'expliquer ainsi :

- 1° la phénylthiourée agit aussi comme toxique spécifique ;
- 2° quand la toxicité physique est en jeu il est de règle que les substances les moins solubles agissent à l'activité la plus élevée, et c'est ce qui explique la montée de l'activité du seuil par addition d'un phényle donnant un composé moins soluble, conclusion opposée à celle de Harris et Kalmus.

Ces seuls exemples suffisent à montrer l'erreur de méthode dont sont actuellement entachées les recherches des généticiens et psycho-physiologistes préoccupés des relations entre la valeur des seuils sensoriels gustatifs et la constitution moléculaire.

(³) HODGMAN, *Handbuch of Chem. and Phys.*, 30^e édit., 1948.

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 230, p. 1622-1624, séance du 3 mai 1950.)

LA SEMAINE DES HOPITAUX

26^e ANNÉE
NUMÉRO 3
10 JANVIER 1950

ORGANE FONDÉ PAR L'ASSOCIATION
D'ENSEIGNEMENT MÉDICAL DES HOPITAUX DE PARIS

CONSIDÉRATIONS SUR L'ACCROISSEMENT DE LA POPULATION DES HOPITAUX PSYCHIATRIQUES

par H. DUCHÊNE et M. P. SCHÜTZENBERGER (*)
Section des Maladies mentales à l'Institut National d'Hygiène

Dans un précédent article (2), nous avons exposé les données statistiques des hôpitaux psychiatriques qui traduisent une augmentation constante de la population internée dans ces établissements de 1835 à 1940, à l'exception des périodes de guerre, celles-ci entraînant toujours une baisse notable du nombre des internés.

Cette augmentation est considérable puisqu'elle a pratiquement décuplé le taux des internés pour 100.000 habitants qui passe de 31,4 en 1835 à 299,3 en 1940.

Il nous a paru nécessaire d'essayer de définir la signification d'un tel phénomène dont l'importance est trop évidente aussi bien sur le plan théorique que pratique.

Nous nous limiterons à la période indiquée, les variations étant trop complexes et les données statistiques insuffisantes à partir de 1940.

La progression de l'effectif des hôpitaux psychiatriques a pu être rapportée à une ou plusieurs des causes suivantes que nous examinerons successivement :

- A. — Augmentation des admissions annuelles.
- B. — Effet cumulatif produit par la chronicité d'un pourcentage important de malades mentaux.
- C. — Accroissement de la durée de séjour.

*

**

A. — AUGMENTATION DES ADMISSIONS ANNUELLES

Celle-ci est incontestable puisque de 1900 à 1939 les taux

(*) Attaché de recherche à l'Institut National d'Hygiène.
(2) « Vers une démographie psychiatrique ». Numéro spécial de la *Semaine des Hôpitaux* du 18 novembre 1948.

pour 100.000 habitants des admissions annuelles sont passés de 50,1 à 84,1.

Reste à l'interpréter. L'amélioration du dépistage, souvent invoquée, joue un rôle certain, bien que moins important en psychiatrie qu'en d'autres domaines. Il est en outre, difficile d'en mesurer l'effet. Si nous nous référons au graphique publié précédemment et intitulé « influence des facteurs sociaux », le taux des internements pour des psychoses telles qu'arriération, démences séniles et paralysie générale, n'a pas varié pratiquement depuis 1900. C'est donc sur les autres psychoses qu'a joué l'augmentation des admissions.

Quatre facteurs peuvent être invoqués pour l'expliquer :

- 1° élévation du seuil de tolérance de la collectivité aux troubles mentaux ;
- 2° extension de l'internement à des catégories nouvelles de malades ;
- 3° apparition de psychoses provoquées par les perturbations sociales ;
- 4° augmentation du pourcentage des malades mentaux dans les autres catégories.

Ajoutons immédiatement que ces propositions se confondent en beaucoup de points. Chacune d'elles peut néanmoins donner lieu aux remarques suivantes :

1° L'élévation du seuil de tolérance de la collectivité a certainement joué un rôle entre 1835 et 1900. D'une société très stable, à structure patriarcale, à prédominance rurale et artisanale au début du XIX^e siècle on est passé progressivement à la Société contemporaine, avec ses migrations importantes, son instabilité familiale, ses énormes centres

SEM. HÔP. PARIS
10 JANVIER 1950

LA POPULATION DES HOPITAUX PSYCHIATRIQUES

— 106 —

urbains et industriels. Il est évident que, corrélativement on a dû interner des sujets (arriérés, épileptiques, etc.) qui trouvaient tant bien que mal à s'adapter au premier type de société mais qui ne parvenaient plus à vivre dans le second.

Cependant l'un des graphiques publiés semble montrer que ce facteur n'a plus joué un rôle notable depuis 1900. En effet, une élévation globale du seuil de tolérance de la collectivité devrait se manifester aussi bien pour les psychoses du type arriération, démences et paralysie générale que pour les autres. En fait nous avons vu que l'absence d'élévation des courbes de psychoses à prédominance organique de 1900 à 1939 rend peu probable une telle interprétation pendant cette période.

On peut admettre que la société française avait déjà atteint en 1900 une structure suffisamment proche de celle qu'elle présente actuellement pour que le seuil de tolérance n'ait pas varié depuis cette date.

2° L'extension de l'internement à de nouvelles catégories de malades représente un mécanisme distinct bien que très proche du précédent. Il est incontestable que l'on tend à considérer comme malades mentaux et à traiter comme tels nombre de déséquilibrés, de pervers, de toxicomanes pour lesquels la société du XIX^e siècle, sans les tolérer, prenait des mesures coercitives extra-psychiatriques.

Il y a donc là une source certaine d'augmentation du nombre de malades mentaux, sans que l'on puisse malheureusement en mesurer l'importance.

3° L'apparition de psychoses réactionnelles aux troubles sociaux est très nette pour la période de 1938-1940.

Elle est vraisemblable, bien que difficile à mettre en évidence dans les années antérieures.

Toutefois ce terme de psychoses « réactionnelles » est employé ici dans un sens beaucoup plus large que celui qu'on lui donne généralement en psychiatrie.

A côté du processus « réactionnel » à des situations affectives, il englobe des mécanismes très divers (augmentation de l'alcoolisme, etc.).

Là encore il faudrait une analyse beaucoup plus précise que celle qui nous est permise pour apprécier sa valeur.

4° L'augmentation du nombre des malades mentaux apparaît incontestable si l'on se rapporte aux chiffres, et très discutable si l'on veut dire par là que la proportion des maladies mentales « classiques » est élevée.

Nous savons, en effet, que cet accroissement est nul ou minime pour les trois catégories importantes que représentent l'arriération, la démence sénile et la paralysie générale.

D'autre part, les trois mécanismes envisagés ci-dessus (élévation du seuil de tolérance, extension de l'internement à de nouvelles catégories et apparition de psychoses réactionnelles) ont eu un rôle certain dans l'augmentation du taux des malades mentaux, si bien qu'en définitive, il n'apparaît pas nécessaire de supposer une augmentation des psychoses maniaques-dépressives, schizophréniques, etc... dans la population des hôpitaux psychiatriques.

B. — EFFET CUMULATIF PRODUIT PAR LA CHRONICITÉ D'UN POURCENTAGE IMPORTANT DE MALADES MENTAUX

L'étude de l'augmentation de la population constatée par N. Dayton sur une statistique de 89.190 admissions dans les hôpitaux psychiatriques du Massachusetts de 1917 à 1937 conduit cet auteur à attribuer un rôle primordial à la

chronicité d'une fraction importante de malades mentaux admis chaque année.

Il présente son raisonnement de la façon suivante : sur 100 malades admis dans une année, on trouve :

	Sorties ou morts	Restants hospita- lisés
Au 31 décembre de la 1 ^{re} année...	67	67
» » » 2 ^e année...	7	26
» » » 3 ^e année...	3	23
» » » 4 ^e année...	2	21
» » » 5 ^e année...	2	19
» » » 6 ^e année...	1	18

Si l'on prend l'année des 100 premières admissions pour origine, et si l'on suppose constants les taux d'admissions annuelles, des sorties et des décès, la population de l'hôpital considéré s'accroît suivant la progression :

Admis dans la	POPULATION HOSPITALISÉE					
	Année 1	Année 2	Année 3	Année 4	Année 5	Année 6
1 ^{re} année...	100	33	26	23	21	19
2 ^e année...		100	33	26	23	21
3 ^e année...			100	33	26	23
4 ^e année...				100	33	26
5 ^e année...					100	33
6 ^e année...						100
Total	100	133	159	182	203	222

N. Dayton en vient par une généralisation de ce raisonnement à décomposer de la façon suivante le passage de la population des hôpitaux psychiatriques du Massachusetts de 15.644 en 1917 à 22.704 en 1934 :

- 12,7 % de cette augmentation sont dus à l'accroissement des admissions pour la première fois ;
- 4,3 % aux réadmissions ;
- 82,9 % aux deux faits suivants dont l'auteur ne donne pas l'importance respective :

1° L'effet cumulatif dû à la persistance chaque année de chroniques admis dans les années précédentes.

2° L'accroissement de la durée moyenne de séjour.

Nous discuterons plus loin ce dernier phénomène. Il est nécessaire, auparavant, de montrer que l'effet cumulatif ne peut être retenu comme une cause permanente d'augmentation de la population. En effet l'hypothèse de N. Dayton ne serait valable (si l'on se place dans les conditions artificielles de constance des taux d'admissions, de sorties, de décès et de durée moyenne de séjour qu'il suppose) que pour un hôpital nouvellement créé dans une collectivité qui en était dépourvue, et ceci, *pour une durée limitée seulement*.

Un raisonnement par l'absurde montre très simplement la nécessité de cette limitation. Dans une population isolée, le taux annuel des admissions étant constant et montrant ainsi que les affections psychiatriques n'augmentent pas, l'hypothèse de N. Dayton conduirait à une augmentation illimitée des malades de l'hôpital psychiatrique qui tendrait ainsi à englober toute la population.

Il nous a paru néanmoins nécessaire d'appuyer cette critique sur une base mathématique :

Soit P (t) la population des hôpitaux psychiatriques à

(1) Noil A. DAYTON. — « New facts on mental disorders, study of 89,190 cases ». Ch. C. Thomas-Springfield, 1940.

Année 1950 1950-7. Considérations sur l'accroissement de la population des...

26 ANNÉE
N° 3

LA POPULATION DES HOPITAUX PSYCHIATRIQUES

— 107 —

l'instant t , soit $A(t)$ les admissions à l'instant t , et $S(t)$ les sorties.

Assimilant les phénomènes à des processus régis par des lois continues (hypothèse valable puisque les chiffres considérés sont grands) on a, par définition :

$$(I) \quad \frac{\delta P(t)}{\delta t} = A(t) - S(t)$$

soit explicitement : l'accroissement instantané de la population est égal à la différence entre les valeurs instantanées de la fonction d'admission et de la fonction de sortie.

D'ores et déjà diverses remarques peuvent être faites si l'on utilise les hypothèses suivantes, approximativement vraies jusqu'en 1910 :

H_p = la population est fonction linéaire croissante du temps.

$$H_p = (P = Ct + b)$$

H_a = la valeur instantanée du taux d'admission est fonction linéaire du temps.

$$H_a = (A(t) = at + b)$$

On peut écrire :

$$c = at + b - S(t) \\ S(t) = at + b - c$$

D'après (I) la condition nécessaire et suffisante pour que $P(t)$ et $A(t)$ s'accroissent linéairement est que le taux instantané de sortie s'accroisse aussi linéairement et à la même vitesse que $A(t)$.

Ceci n'implique nullement que le taux d'accroissement de P soit le même que celui de A .

Mais ce renseignement peut être précisé en introduisant la fonction

$$\sigma(t) \text{ définie par} \\ \sigma(t) P(t) = s(t)$$

et qui n'est autre que la proportion de sortants à l'instant t par rapport à la population à ce même instant :

$$(I') \quad \sigma(t) = \frac{P(t) + a(t)}{P(t)}$$

(I') permet d'apprécier quand H_p et H_a sont supposés valides :

$$\sigma(t) = \frac{at + b - c}{ct + d} = \frac{a}{c} + \frac{(b-c) - at}{ct + d}$$

Ce qui revient à dire que la fraction de la population sortant à chaque instant tend (très vite d'ailleurs) vers une valeur fixe égale au rapport des accroissements de $a(t)$ et de $P(t)$.

En particulier si $a(t)$ était une constante ($a = 0$) il faudrait que $\sigma(t)$ soit égal à $\frac{b-c}{ct+d}$ donc, et très vite

extrêmement faible pour que P continue à croître linéairement.

Grossièrement disons, que la partie principale de l'accroissement de P réside dans l'accroissement de a .

Pour aller plus loin, on introduira deux fonctions (assez arbitraires à vrai dire) :

$$f(t, \lambda) = \text{proportion de sujets entrés en } t \text{ et sortant après un intervalle } \lambda.$$

On a :

$$\int_0^{\infty} f(t, \lambda) d\lambda = 1$$

ce qui revient à affirmer que tout entrant fini bien par sortir, ou par mourir à l'hôpital.

pratiquement, on suppose qu'il existe un t_0 tel que

$$\int_0^{t_0} f(t, \lambda) d\lambda - \varepsilon = 1 - \varepsilon$$

ε étant aussi petit que l'on veut.

I se transformera alors en

$$I_1 \quad \frac{\delta P}{\delta t} = A(t) - \int_0^{t_0} f(t-\lambda, \lambda) A(t-\lambda) d\lambda$$

Si H_a est vrai, I_1 donne

$$\frac{\delta P}{\delta t} = at - a \int_0^{t_0} f(t-\lambda, \lambda) d\lambda$$

Si $f(t, \lambda)$ était indépendante de t :

$H = f(t, \lambda)$ c'est-à-dire si le régime des sorties ne changeait pas au cours du temps on aurait pour $t > t_0$

$$\frac{\delta P}{\delta t} = (at + b) \varepsilon + a \gamma (1 - \varepsilon)$$

c'est-à-dire, à la limite si $\varepsilon \rightarrow 0$

$$\frac{\delta P}{\delta t} = a \lambda$$

L'accroissement de P est proportionnel à l'accroissement des entrées multipliées par la durée moyenne de séjour et h_a serait une conséquence de H_p et de H_f .

En particulier, si $A(t) = \text{constante}$, $a \rightarrow 0$ et

H_a serait une conséquence de H_p et de H_f , donc :

$$\frac{\delta P}{\delta t} = 0, \text{ soit } P \text{ constant.}$$

Ce qui revient à démontrer que dans les conditions choisies par N. Dayton (taux d'admission, de sortie et durée moyenne de séjour constants) l'effet cumulatif ne vaudrait qu'à l'ouverture d'un hôpital. Après un laps de temps équivalent à la durée moyenne de séjour, la population se stabiliserait à un taux constant.

Nous pouvons donc conclure que l'hypothèse de N. Dayton est fautive puisqu'il lui attribuait une action permanente, et qu'elle ne saurait s'appliquer à l'augmentation de la population des hôpitaux psychiatriques observée en France depuis 1835.

C. — ACCROISSEMENT DE LA DURÉE DE SÉJOUR

L'analyse mathématique précédente a montré que les deux facteurs conditionnant le chiffre de la population étaient le nombre des admissions et la durée moyenne de séjour.

Nous avons vu l'augmentation progressive du nombre des admissions de 1900 à 1939, et quelques-unes des causes que l'on peut supposer à cette augmentation.

Il est nécessaire maintenant d'examiner la possibilité d'un accroissement de la durée moyenne de séjour.

Malheureusement la Statistique Nationale des Institutions d'Assistance ne nous fournit aucune donnée sur ce point. En outre le calcul de la durée moyenne de séjour est faussé par la rubrique « sorties par transfert, éviction ou autres causes » qui concerne un nombre important de malades (10 à 20 %) dont la durée moyenne de séjour ne correspond à rien de significatif puisque le séjour a été interrompu pour une raison tout-à-fait contingente.

SEM. HÔP. PARIS
10 JANVIER 1950

LES MESURES SANITAIRES ET SOCIALES DEPUIS 1900

— 108 —

Éliminer cette catégorie n'est pas plus satisfaisant, puisqu'elle est formée en majorité de malades chroniques, transférés pour cette raison et qui alourdiraient singulièrement la moyenne.

De ce fait l'enquête sur la durée de séjour comparée en 1934 et en 1946, sur onze hôpitaux psychiatriques, publiée par l'Institut National d'Hygiène (*bulletin de l'I.N.H.* tome 3, n° 2, p. 216, avril-juin 1948) ne nous sera pas d'un grand secours.

Pourtant la répartition des malades sortis ou décédés dans ces années permet de constater :

1° Que le pourcentage des malades sortis par amélioration ou guérison en moins d'un an est passé de 34,3 % en 1934 à 42,5 % en 1946, avec un abaissement de la durée moyenne de séjour de 136 jours à 95 jours.

2° Que le pourcentage des décès a diminué considérablement (de 36 % en 1934 à 16,9 % en 1946) mais que la durée moyenne de séjour des décédés a augmenté notablement (de 1.793 jours en 1934 à 1.974 jours en 1946).

3° Que les sorties par amélioration ou guérison après plus d'un an sont un peu plus nombreuses (8,2 % en 1934 contre 9,5 % en 1946) et que leur durée moyenne de séjour a augmenté (de 1.387 jours à 1.725 jours).

4° Que les sorties par transfert, évasion ou autre cause passent de 21,6 % en 1934 à 31,1 % en 1946 avec un accroissement de la durée de séjour de 623 jours à 1.320.

Il semble se dégager de ces constatations l'impression que la durée moyenne de séjour a augmenté de 1934 à 1946, mais que l'élément primordial, à l'origine de cet accroissement est la baisse de la mortalité. Comme celle-ci atteignait plus les malades chroniques, il s'ensuit une augmentation du pourcentage de malades chroniques et donc une augmentation de la durée moyenne de séjour.

Cependant nous nous occupons ici de l'accroissement de la population de 1900 à 1939. Peut-on dire que la durée de séjour a augmenté entre ces deux dates ? Nous n'avons aucun chiffre sur cette durée moyenne en dehors de l'année 1934.

Mais nous possédons le chiffre des décès annuels, ceux-ci doivent être rapportés à la population globale (existants au 1^{er} janvier et admis dans l'année). On observe alors que la mortalité des hôpitaux psychiatriques n'a pratiquement pas varié entre 1900 et 1914, et qu'elle n'a diminué que très peu entre 1920 et 1929. Dans toute la période entre 1900 et 1929 la surmortalité masculine est très nette.

Par contre de 1929 à 1939 la surmortalité masculine devient négligeable et l'on remarque une baisse très nette de la mortalité générale qui passe de 8,4 en 1929 à 6 en 1936 et 1937 pour remonter légèrement en 1938 (6,3) et 1939 (6,5).

L'accroissement de population entraîné par une réduction de mortalité ne paraît donc pouvoir être retenu que pour la période comprise entre 1929 et 1939.

L'absence de données plus précises sur la durée de séjour ne permet pas de savoir si d'autres facteurs que la réduction de mortalité sont intervenus pour l'accroître. N. Dayton dans l'étude déjà citée donne une évolution annuelle de la durée moyenne de séjour des malades présents le 30 septembre de 1929 à 1937 : il montre ainsi une augmentation de cette durée moyenne de séjour qui passe de 8 ans en 1929 à 9 ans 7 en 1937. Il explique la contradiction entre cet accroissement et le progrès thérapeutique non par une diminution de la mortalité, mais par les difficultés de sortie provoquées par une situation économique de plus en plus difficile. Le psychiatre, devant ces difficultés serait amené à garder plus longtemps des malades qu'il ferait sortir dans des conditions économiques plus favorables. Cette hypothèse ne se fonde sur aucune donnée précise concernant les difficultés économiques alléguées. En ce qui concerne notre pays les courbes du rapport

$$\frac{\text{ Salaire moyen } + \text{ du rapport } + \text{ coût de la vie } + \text{ moyenne de l'indice de salaire } + \text{ moyenne du prix de pension }}{\text{ établies pour le département de la Seine de 1900 à 1942 par le Professeur agrégé Dérobert (1) témoignent d'un accroissement notable des difficultés économiques de 1929 à 1938. L'hypothèse de N. Dayton pourrait donc être retenue, si des études plus poussées démontraient la réalité de l'incidence de ces difficultés économiques sur la sortie des malades des hôpitaux psychiatriques.}}$$

De 1941 à 1944 la mortalité a notablement baissé mais ce n'est pas avant 1945 que l'on retrouvera des chiffres de mortalité du même ordre qu'en 1938.

**

Il semble donc, en conclusion, que les seuls facteurs à retenir dans l'accroissement de la population des hôpitaux psychiatriques depuis 1900 soient :

— L'augmentation des admissions annuelles, provenant de l'extension de l'internement à des catégories de plus en plus larges et de l'apparition de psychoses réactionnelles en premier lieu. Les autres causes (amélioration du dépistage, etc.) semblant jouer un rôle secondaire.

— L'allongement de la durée de séjour, moins importante, découle d'une diminution de la mortalité depuis 1929 et peut-être aussi de conditions économiques défavorables à la sortie.

Année 1950 1950-8. Sur la masculinité à la naissance dans les grossesses multiples

GÉNÉTIQUE. — *Sur la masculinité à la naissance dans les grossesses multiples.*
 Note de MM. **RAYMOND TURPIN** et **MARCEL PAUL SCHÜTZENBERGER**, présentée
 par M. Léon Binet.

Les auteurs développant des recherches personnelles antérieures confirment la décroissance du taux de masculinité à la naissance avec le degré de multiplicité de la grossesse.

En 1937, l'un de nous (R. Turpin) signalait ⁽¹⁾ que la proportion des garçons dans les naissances gémellaires dizygotés était sensiblement plus basse que dans les naissances simples.

Dans un travail datant de 1946 ⁽²⁾, Strandskov, H. Herluf et G. J. Siemens ont repris cette question pour l'ensemble de la population des U. S. A. et pour toutes les naissances multiples, aboutissant d'ailleurs aux mêmes conclusions que nous. Il nous a paru intéressant d'étendre nos calculs initiaux afin de les comparer à ceux de ces auteurs en y adjoignant l'examen des taux de masculinité en Allemagne pendant à peu près la même période. Ces résultats sont consignés dans le tableau ci-dessous.

	France (1899-1945).	Allemagne (1907-1938).	U. S. A. (1922-1936).
Nombre total de naissances.....	33 128 557	45 834 810	31 117 925
Proportion des ♂.....	0,51299±0,00009 (**)	0,51572±0,00007	0,51587±0,00009
Nombre de naissances doubles.....	361 490	361 271	365 680
Proportion des ♂.....	0,50789±0,00067 (**)	0,51098±0,00054	0,50849±0,00067
Nombre de naissances triples.....	3 558 (*)	5 639	3 744
Proportion des ♂.....	0,48913±0,00643	0,49097±0,00503	0,49537±0,00831
Nombre de naissance quadruples....	55 (*)	78	64
Proportion des ♂.....	0,63182±0,04560	0,41987±0,03918	0,46484±0,04354

(*) Calculé sur la période 1899-1949.

(**) Les erreurs standard sont partout calculées en supposant équiprobables les divers types possibles de grossesse de même degré de multiplicité.

(1) R. TURPIN et M. A. CARATZALI, *Comptes rendus*, 204, 1937, p. 159-171.

(2) *J. of Phys. Anth. N. S.* (4), p. 491-501.

(2)

Il semble donc largement confirmé que le taux de masculinité à la naissance décroît avec le degré de multiplicité de la grossesse. Cependant il convient de discuter la proportion aberrante des garçons dans les naissances quadruples françaises qui diffère très significativement des valeurs obtenues pour les autres pays, et pour laquelle il semble qu'il faille invoquer soit des facteurs génétiques, soit des erreurs systématiques dans l'enregistrement des naissances dans les cas où la mortalité a été particulièrement sévère. La différence provient, semble-t-il, de l'excès en France de naissances quadruplement masculines.

Il faut signaler également que la comparaison des naissances doubles classées d'après leurs trois modalités possibles (2σ , σ et φ , 2φ) révèle une différence hautement significative entre la France et l'Allemagne : la proportion des naissances constituées par deux enfants de sexe opposé est plus basse en France et y a d'ailleurs décru assez régulièrement depuis 50 ans : nous y verrions volontiers l'effet d'une faible fécondité des femmes relativement âgées, qui sont particulièrement responsables des gémellités multizygotiques. Il n'existe par contre aucune différence significative en ce qui concerne les triplets, mais nos chiffres sont plus restreints pour la France (1899-1925 seulement).

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 231, p. 1098-1099, séance du 13 novembre 1950.)

NOUVELLES RECHERCHES SUR LA DISTRIBUTION DU SEXE A LA NAISSANCE

par Marcel Paul SCHUTZENBERGER,

Attaché de recherche à l'Institut National d'Hygiène

DANS un article publié l'année dernière sous le titre de « Résultats d'une enquête sur la distribution du sexe dans les familles nombreuses », nous exposions les conclusions auxquelles nous avait conduit l'étude statistique de 14.230 familles françaises contemporaines de 5 enfants et plus, poursuivie au centre de génétique médicale de l'Hôpital Saint-Louis sous la direction de notre maître M. le Professeur R. Turpin et grâce à l'appui du fonds d'études de la Société Médicale des Hôpitaux de Paris. Par la considération des séquences d'enfants de même sexe nous montrions qu'il existe une liaison entre le sexe des enfants consécutifs dans une famille. Cette liaison, cette solidarité entre sexes successifs, nous pouvions démontrer qu'elle était indépendante dans une très large mesure de facteurs héréditaires éventuels favorisant dans un couple de progéniteurs telle ou telle déviation de la *sex ratio* par rapport à sa valeur moyenne dans l'ensemble de la population.

En même temps que nous mettions en valeur ce phénomène, nous établissions que dans les limites de précision que permettait notre échantillon aucune variation systématique de la fréquence des naissances masculines ne se manifestait en fonction du rang de naissance ou de l'importance de la famille.

Ces résultats avaient amené notre maître M. le Professeur Turpin et nous-même à conclure à l'existence de périodes gynophiles et androphiles, s'étendant sur l'inter-

valle de plusieurs gestations et favorisant par un mécanisme encore à préciser la naissance de filles ou de garçons.

Pour pousser plus loin cette étude attachante, nous indiquions qu'il était nécessaire non pas tant d'augmenter le volume de l'échantillon examiné, chose assez malaisée d'ailleurs, que surtout d'obtenir une information plus riche sur ces naissances. C'est ce travail que M. le Professeur Turpin a confié à deux de ses élèves : Mme Denise Derroche et Mme Jacqueline Leviné, dont il a bien voulu nous charger d'aider la préparation des thèses de doctorat en médecine et dont nous exposerons ici les conclusions statistiques les plus frappantes. Conclusions parfois provisoires d'ailleurs car, comme nous l'expliquerons plus loin, divers problèmes se sont posés en cours de dépouillement et ont nécessité la collecte d'un matériel plus abondant qui se poursuit encore actuellement.

On ne sera donc pas surpris que ce compte rendu soit volontairement limité à l'exposé de nos seuls résultats et que nous ayons réservé pour une publication ultérieure toute la discussion des nombreux travaux français et étrangers consacrés aux problèmes de la détermination du sexe chez l'homme.

Les documents.

De même que dans notre précédente enquête les matériaux proviennent du service de la « Médaille d'honneur

1950-9. Nouvelles recherches sur la distribution du sexe à la naissance Année 1950

26^e ANNÉE
N° 86

SUR LA DISTRIBUTION DU SEXE A LA NAISSANCE

— 4459 —

aux mères » dépendant du Ministère de la Santé Publique et de la Population. Il s'agit donc encore de familles nombreuses françaises contemporaines représentant un échantillon réparti assez régulièrement sur l'ensemble du territoire français. Nous ne reprendrons pas l'exposé des raisons qui nous incitent à une très grande confiance dans l'exactitude et dans le caractère représentatif de cet échantillon et nous nous bornerons à rappeler toutefois que des causes d'ordre administratif (médailles d'or, d'argent, de bronze, attribuées en fonction du nombre des enfants) privent de signification démographique précise les fréquences relatives des familles de $n, n + 1, n + 2...$ enfants pour n plus petit que 10.

Nous signalerons en outre que pour une fraction difficile à préciser il s'agit de familles « en cours » dont l'accroissement n'est peut-être pas encore terminée et qu'ainsi « une famille de 8 enfants » par exemple, signifie une famille dans laquelle 8 naissances avaient déjà eu lieu en 1948, année de la constitution des dossiers que nous avons utilisés. La distinction entre famille de 7, 8... enfants est donc un peu formelle quoiqu'à mesure qu'augmente la taille de la famille elle corresponde de plus en plus à une différence réelle.

Deux échantillons ont été collectés initialement l'un de 502 familles de 5 enfants et plus comprenant au moins une paire gemellaire, l'autre de 826 familles de 7 enfants et plus, mais sans naissance multiple. L'information recueillie est constituée par le sexe des enfants successifs et l'âge de la mère à chaque naissance.

A la suite de ce premier travail que nous discuterons ici, il est apparu nécessaire d'augmenter le volume de nos échantillons, afin de porter à environ un millier le nombre des familles à naissances gémeillaires et à 1.500 le nombre des familles de plus de 7 enfants.

Cette extension de l'enquête étant actuellement en cours, avec la participation de Mme Pouzole nous nous baserons le plus fréquemment sur les chiffres obtenus à partir des seuls échantillons initiaux.

II. — LES INTERVALLES ENTRE NAISSANCES SUCCESSIVES DANS LES FAMILLES DE PLUS DE 7 ENFANTS.

1° Il semble bien qu'à ce niveau, des facteurs psychologiques si souvent évoqués, tels par exemple que le désir des parents d'avoir des garçons (ou des filles) ne jouent qu'un rôle des plus minimes et que l'on se trouve en présence de phénomènes biologiques relativement peu perturbés. C'est cette considération qui nous a conduit à n'utiliser ici que ces familles malgré leur rareté relative. Le total de nos 826 familles se décompose comme suit :

7 enfants	: 180 familles
8 »	: 127 »
9 »	: 166 »
10 »	: 159 »
11 »	: 117 »
12 »	: 46 »
13 »	: 31 »

soit au total 7.602 naissances dont 3.875 garçons. La proportion des naissances masculines est donc de 0,5097 ± 0,0057 ; cette valeur ne diffère pas significativement

de celle que nous avons observée dans notre précédente enquête (0,5066 ± 0,0016 sur 95.725 naissances).

Bien qu'évidemment les chiffres de notre échantillon soient quelque 5 fois trop faibles pour que le phénomène apparaisse comme statistiquement prouvé sur ce seul matériel nous retrouvons cependant ici encore une liaison entre le sexe des enfants consécutifs, qui confirme nos observations antérieures.

Appelons (gg) les intervalles entre deux garçons consécutifs.
» (gf) » » un garçon et une fille.
» (fg) » » une fille et un garçon.
» (ff) » » deux filles.

Nos 6.776 intervalles se répartissent ainsi :

Intervalle	Nombre observé effectivement	Nombre attendu dans l'hypothèse où les naissances seraient indépendantes.	Différence
(gg)	1.778	1.759,7	+ 18,3
(gf) ou (fg)	3.362	3.386,7	- 24,7
(ff)	1.636	1.629,6	+ 6,4
Total	6.776	6.776,0	0,0

ce qui montre bien l'excès des paires d'enfants consécutifs de même sexe par rapport aux valeurs qu'aurait prévues une théorie ne tenant pas compte de la liaison, même si un test par chi-carré ne parvient pas à établir le degré de signification statistique de ces écarts.

Nous avons calculé l'intervalle séparant chaque naissance de la naissance qui la suit pour toutes nos familles. Voici par exemple, pour un échantillon de 337 familles de 7 enfants, et un autre de 258 familles de 8 enfants la répartition de la durée des intervalles, l'unité employée

8, 9, 10 mois	11, 13 mois	12, 16 mois	14, 19 mois	15, 22 mois	17, 25 mois	18, 28 mois	20, 25 mois	21, 28 mois	23, 28 mois	24, 28 mois	26, 28 mois
14 familles de 7 enfants ...	157	263	236	226	201	167					
5 familles de 8 enfants ...	137	263	257	234	197	159					
29, 30, 31 mois	32, 34 mois	33, 37 mois	35, 40 mois	36, 43 mois	38, 46 mois	39, 49 mois	41, 43 mois	42, 46 mois	44, 49 mois	45, 49 mois	48, 49 mois
141 familles de 7 enfants ...	118	89	76	47	45	39					
96 familles de 8 enfants ...	74	56	64	53	29	33					
50, 51, 52 mois	53, 55 mois	54, 58 mois	56, 61 mois	57, 61 mois	59, 62 plus	60, 62 plus					
26 familles de 7 enfants ...	22	21	23	111							
15 familles de 8 enfants ...	27	19	11	77							

Année 1950 1950-9. Nouvelles recherches sur la distribution du sexe à la naissance

SEM. HÔP. PARIS
22 NOVEMBRE 1950

SUR LA DISTRIBUTION DU SEXE A LA NAISSANCE

— 4460 —

TABLEAU I

	Familles de 7 enfants	Familles de 8 enfants	Familles de 9 enfants	Familles de 10 enfants	Familles de 11 enfants
1 ^o intervalle	23,67 m. \pm 0,74	20,56 m. \pm 0,82	22,03 m. \pm 0,95	20,28 m. \pm 1,17	20,41 m. \pm 0,85
2 ^o »	23,88 »	23,40 »	22,17 »	21,15 »	19,62 »
3 ^o »	26,47 »	25,95 »	25,30 »	21,28 »	19,56 »
4 ^o »	28,61 »	25,41 »	24,04 »	19,92 »	20,60 »
5 ^o »	30,83 »	27,40 »	26,06 »	22,32 »	21,43 »
6 ^o »	34,28 »	30,18 »	26,86 »	23,49 »	20,28 »
7 ^o »		33,10 »	27,87 »	23,00 »	21,67 »
8 ^o »			32,78 »	24,49 »	23,72 »
9 ^o »				27,40 »	26,23 »
10 ^o »					27,00 »

étant le trimestre (les calculs initiaux effectués en mois ont été regroupés).

Nous avons aussi regroupé en une seule classe les intervalles dépassant 62 mois (5 ans) : il semble difficile d'admettre qu'il s'agisse pour ces longs arrêts de la procréation d'un phénomène biologique intéressant de notre point de vue et l'introduction dans les calculs de valeurs parfois 5 ou 6 fois plus grandes que la moyenne (certains intervalles atteignent 12 ans) aurait risqué de fausser complètement le sens de ceux-ci. D'autre part l'utilisation d'autres caractéristiques de ces distributions, moins sensibles aux valeurs extrêmes, telles que le médian par exemple (durée de l'intervalle, telle que 50 % de ceux-ci soient plus courts qu'elle-même) nous aurait contraint de faire appel à des échantillons beaucoup plus nombreux. Par exemple : les valeurs médianes pour les familles de 7 et 8 enfants sont respectivement de 25,71 et 24,20 ; cette différence ne serait pas significative et pourtant la différence des durées moyennes (respectivement 27,96 et 26,56 mois) est indiscutable. Il en serait encore de même si l'on éliminait purement et simplement les intervalles supérieurs à 62 mois (valeurs moyennes : 25,92 et 24,93) ce qui justifie le groupement utilisé. Enfin comme il s'agira presque toujours ici de calculs portant sur les moyennes d'un grand nombre de valeurs individuelles, il a semblé préférable de ne pas effectuer de transformation de l'échelle des temps (telle que logarithmique ou par l'opération « racine carrée de ») faisant disparaître l'asymétrie marquée de la distribution mais faisant perdre en même temps tout caractère concret aux

opérations numériques ultérieures. D'ailleurs, et c'est la base d'une bonne partie de la statistique moderne, l'asymétrie et même la bimodalité disparaissent progressivement sous certaines conditions (ici remplies) avec le nombre des observations quand on effectue la moyenne de celle-ci.

2^o Variations de la valeur moyenne des intervalles avec le nombre d'enfants dans la famille.

Nous avons calculé pour les familles de 7, 8, 9... 13 enfants la valeur moyenne de l'intervalle entre deux naissances consécutives : comme il était bien prévisible *a priori* ceux-ci décroissent assez régulièrement avec la taille de la famille :

Nombre d'enfants dans la famille	Nombre d'intervalles utilisés	Valeurs moyennes en mois
7	2022	27,96 \pm 0,30
8	1806	26,56 \pm 0,31
9	1328	25,91 \pm 0,32
10	1431	22,59 \pm 0,39
11	1170	22,06 \pm 0,27
12	506	21,31 \pm 0,41
13	372	19,08 \pm 0,40

Remarquons que notre groupement de tous les intervalles supérieurs à 62 mois a pour résultat une réduction apparente probablement assez sensible de ces différences : dans les familles de 12 enfants par exemple, les intervalles supérieurs à 62 mois ne représentent que 1 % de l'ensemble des intervalles (il n'en existe pas pour les

TABLEAU II

7 enfants	1 ^{er} intervalle	2 ^e intervalle	3 ^e intervalle	4 ^e intervalle	5 ^e intervalle	6 ^e intervalle
Valeur calculée..	22,53 mois	24,70 mois	26,87 mois	29,04 mois	31,21 mois	33,38 mois
Valeur observée..	20,56 »	23,88 »	26,47 »	28,61 »	30,83 »	34,28 »

8 enfants	1 ^{er} interv.	2 ^e interv.	3 ^e interv.	4 ^e interv.	5 ^e interv.	6 ^e interv.	7 ^e interv.
Valeur observée..	19,94 mois	22,43 mois	24,02 mois	27,40 mois	29,84 mois	32,38 mois	34,87 mois
Valeur calculée..	19,41 »	23,19 »	26,64 »	25,88 »	28,53 »	32,23 »	36,14 »

familles de 13 enfants de cet échantillon) alors que leur fréquence atteint 5 % pour les familles de 7 enfants. Il est inutile d'insister sur la signification (au sens statistique) de ces différences bien apparentes d'après les valeurs de la déviation standard. Notons enfin l'intérêt de ce calcul qui légitime, en partie tout au moins, les divisions un peu formelles que nous avons adoptées entre familles de 7, 8, 9... enfants.

3° *Variation avec le rang de naissance de la valeur moyenne des intervalles :*

Ici aussi, ce facteur pouvait être prévu à l'avance : l'intervalle moyen séparant deux naissances est d'autant plus long que les rangs de celles-ci sont plus élevés, ou, ce qui revient à peu près au même statistiquement dans l'ensemble, que les progéniteurs sont plus âgés puisqu'il existe une corrélation élevée entre âge de la mère et rang de naissance et ceci d'autant plus que le nombre élevé des enfants limite l'échantillon aux femmes présentant une vie obstétricale plus régulière : voici les résultats de ces calculs dans tous les cas où le nombre des familles est suffisant pour obtenir une précision raisonnable : (voir Tableau I).

La comparaison de ces chiffres à leur déviation standard montre que les quelques irrégularités qui se présentent peuvent être légitimement attribuées à des fluctuations d'échantillonnage. Plus rigoureusement une analyse de variance de type classique ne révèle sur cet échantillon aucune discordance systématique réellement importante de ces chiffres d'avec un schéma de régression linéaire en fonction du rang de l'intervalle. Par exemple, pour 7 enfants et 8 enfants, respectivement on obtient les droites de régression :

$$Y_n = 20,36 + 2,17 n \text{ et } Y_n = 17,45 + 2,49 n$$

où Y_n est la valeur moyenne du n ème intervalle, les équations conduisent aux valeurs suivantes : (voir Tableau II).

L'accord est pratiquement assez satisfaisant et le calcul donne (l'unité employée est le trimestre) :

	Somme des carrés		Nombre de degrés de liberté		Carré moyen	
	7 enfants	8 enfants	7 enfants	8 enfants	7 enfants	8 enfants
Total	43.309	34.592	2.021	1.085		
Déviati on intra-cl.	40.028	33.645	2.016	1.799	19,9	18,7
Déviati on inter-classe	3.281	2.947	5	6	656,2	491,2
Terme linéaire	3.095	2.797	1	1		2.797
» quadratique	97	12	1	1	97	12
» cubique	67	86	1	1	67	86
Résidu	22	42	2	3	11,0	14,0

Toutefois à l'examen des chiffres on est surpris de l'excès général pour presque tous les types de familles de l'accroissement du dernier intervalle par rapport aux autres. Ceci peut naturellement s'expliquer par une régression non linéaire, mais l'on pourrait aussi peut-être

penser à une période d'infécondité relative précédant le dernier né. Nos documents sont encore trop incomplets pour que nous puissions voir là autre chose qu'une indication pour une étude plus poussée.

4° *Variation de la durée moyenne des intervalles avec le sexe des enfants :*

Nous avons regroupé dans notre échantillon de 876 familles les intervalles en intervalles (gg), (gf), (fg), ou (ff) d'après le sexe des enfants qui les limitent et au total nous avons obtenu les valeurs moyennes suivantes :

Intervalles (gg)	24,38	mois
» (gf)	25,03	»
» (fg)	24,27	»
» (ff)	23,56	»

Pour mieux apprécier ces chiffres il semble préférable de faire les 3 comparaisons suivantes :

a) intervalles commençant par un garçon/intervalles commençant par une fille [(soit : (gg) + (gf) — (fg) — (ff)] cette comparaison montre un excès de 0,776 mois en faveur des intervalles suivant une naissance masculine. On peut ici évoquer, quoique nous le croyons pas en raison de la régularité de phénomène, l'influence de causes d'ordre psychosociologique (désir d'un héritier mâle ?).

b) intervalles se terminant par un garçon/intervalles se terminant par une fille [(soit : (gg) + (fg) — (gf) — (ff)] la différence est infime : 0,023 mois.

c) intervalles séparant 2 enfants de même sexe/intervalles séparant deux enfants de sexe opposé [(soit (gg) + (ff) — (fg) — (gf)] les intervalles entre enfants de même sexe sont plus courts que les autres de 0,658 mois, soit environ de 3 % de la durée moyenne.

Pour établir la réalité de ces différences, pour prouver qu'elles ne résultent pas seulement d'une fluctuation d'échantillonnage, nous avons eu recours à l'analyse de variance malgré que les 3 conditions classiques (normalité, indépendance, orthogonalité) ne soient pas rigoureusement remplies. Nous nous sommes déjà expliqué sur la normalité des distributions. En ce qui concerne le deuxième point (non indépendance des fluctuations aléatoires des intervalles successifs dans une même famille) son influence, difficile à estimer correctement, paraît toutefois s'exercer dans un sens qui rend le test plus rigoureux en réalité qu'il ne paraît. Enfin, si les 4 types d'intervalles ne sont pas exactement représentés par le même nombre de cas, il semble cependant que les écarts soient faibles par rapport aux valeurs idéales. Nous indiquerons d'ailleurs plus loin un autre test moins puissant mais indiscutable de ce résultat essentiel : l'allongement des intervalles entre enfants de sexes opposés.

Voici les résultats de cette analyse. L'unité ici est le trimestre et l'échantillon utilisé est l'échantillon initial de 826 familles (voir tableau ci-dessous).

Quelques explications sont nécessaires. La mention « ligne » se rapporte aux valeurs moyennes des intervalles de n ème rang dans les familles de m enfants, et l'on a donné dans le bas du tableau la décomposition de cette partie de la variance ; la mention « colonne » se

Année 1950 1950-9. Nouvelles recherches sur la distribution du sexe à la naissance

SEM. HÔP. PARIS
22 NOVEMBRE 1950

SUR LA DISTRIBUTION DU SEXE A LA NAISSANCE

— 4462 —

Source de variation	Somme des carrés	Carrés moyens	Nombre de degrés de liberté
Total	103,397	15,26	6,775
Lignes	12,611		62
Colonnes	199	66,33	3
Interactions	9,595	51,59	186
Résidu	80,992	12,41	6,524
gg + gf — fg — ff	113	113	1
gg + fg — gf — ff	0	0	1
gg + ff — gf — fg	82	82	1
Familles	5,583	930,50	6
Lignes-familles	7,028	125,50	56

Valeur moyenne des différences 0,507
 Variance des différences 0,472
 t de Student 2,30
 Probabilité : $\leq 3 \%$

Pour mieux apprécier la différence entre les intervalles commençant par un garçon et ceux commençant par une fille nous donnerons le tableau suivant :

	Durée moyenne des intervalles		Différence
	commençant par un garçon	commençant par une fille	
	mois	mois	
Familles de 7 enfants	28,58	27,76	+ 0,82
» 8 »	27,46	26,16	+ 1,30
» 9 »	26,52	25,36	+ 1,16
» 10 »	22,50	22,69	— 0,19
» 11 »	22,47	21,61	+ 0,86
» 12 »	22,02	20,54	+ 1,48
» 13 »	19,22	18,95	+ 0,27

rapporte aux valeurs moyennes des quatre types d'intervalles : (gg), (gf), (fg) et (ff). L'interaction est relative aux différences possibles entre les effets des types d'intervalles aux différents rangs et dans les familles de dimension diverse.

La comparaison de la variance résiduelle aux autres variances nous permet alors d'aboutir aux conclusions suivantes :

1° l'accroissement de la durée moyenne des intervalles commençant par un garçon ne peut être due au hasard (F. de Snedecor, 9,03) probabilité inférieure à 1 % ;

2° l'accroissement de la durée moyenne des intervalles entre enfants de sexe opposé ne peut être due au hasard (F. de Snedecor : 6,03 ; probabilité : 2 %) ;

3° il existe vraisemblablement une interaction entre ces causes de variation et le rang et la taille des familles (F. de Snedecor : 4,16 ; probabilité : 1 0/00). Observons cependant que cette conclusion est sans doute assez discutable car c'est pour cette rubrique que jouent de la manière la plus grave les défauts d'orthogonalité, c'est-à-dire de non proportionnalité parfaite du nombre d'intervalles de chaque type à chaque rang de naissance ;

4° on retrouve évidemment ce résultat déjà mentionné que les intervalles varient significativement avec leur rang et l'importance des familles.

Nous évoquons plus haut les critiques qui pouvaient être adressées à notre application de l'analyse de variance, aussi il est peut-être plus convainquant de traiter directement le problème qui nous intéresse par une méthode plus grossière :

	Durée moyenne de l'intervalle		Différence
	entre 2 enfants de même sexe	entre 2 enfants de sexes opposés	
Familles de 7 enfants	27,73	29,64	+ 0,01
» 8 »	26,47	27,31	+ 0,81
» 9 »	25,58	26,24	+ 0,66
» 10 »	22,15	23,03	+ 0,88
» 11 »	21,74	22,43	+ 0,69
» 12 »	21,81	20,88	— 0,93
» 13 »	18,54	19,63	+ 1,09

Valeur moyenne des différences 0,814
 Variance des différences 0,351
 t de Student 3,62
 Probabilité : 1,5 %

De même que pour le tableau précédent, la comparaison de ces différences entre elles et à leur déviation standard (calculée sur l'ensemble des intervalles dans les familles de même nombre d'enfants) ne révèle aucune discordance intéressante ; aucun des deux phénomènes ne semble s'intensifier régulièrement dans les familles les plus ou les moins nombreuses.

En ce qui concerne la comparaison [(gg) + (ff) — (gf) — (fg)] en fonction du rang de naissance, son étude sur un total de 337 familles de 7 enfants et 258 familles de 8 enfants, conduit aux chiffres suivants :

	Excès moyen des intervalles séparant les enfants de sexes opposés sur les intervalles séparant les enfants de même sexe.	
	Familles de 7 enfants	Familles de 8 enfants
1 ^{er} intervalle	+ 5,86 mois ± 0,74	— 0,20 mois ± 0,82
2 ^e »	— 0,64 »	+ 0,70 »
3 ^e »	+ 0,90 »	+ 0,70 »
4 ^e »	+ 1,25 »	+ 1,58 »
5 ^e »	+ 1,01 »	+ 0,37 »
6 ^e »	+ 0,50 »	— 1,93 »
7 ^e »	...	+ 5,33 »

Nous n'avons encore aucune interprétation satisfaisante de l'irrégularité extrême de ces chiffres : l'excès des variances des différences ainsi calculées (celles-ci sont de 5,05 et 4,99 pour les familles de 7 et 8 enfants respectivement) pose un problème que nous espérons pouvoir résoudre grâce à l'emploi d'un échantillon plus étendu. Notons toutefois qu'il ne semble y avoir aucune variation systématique régulière avec le rang de naissance, de l'allongement des intervalles entre enfants de sexes opposés.

III. — CAS DE NAISSANCES GÉMELLAIRES.

1° Notre échantillon initial comportait 502 familles se répartissant de la manière suivante :

72 fam. de 5 enf.	57 fam. de 10 enf.	2 fam. de 15 enf.
89 » 6 » 41 »	11 » 1 »	16 »
61 » 7 » 26 »	12 » 1 »	18 »
81 » 8 » 18 »	13 »	
49 » 9 » 4 »	14 »	
455 familles comprennent une seule paire gémellaire.		
40 » » 2 »	» »	» »
5 » » 3 »	» »	» »

Enfin dans une famille des jumeaux sont nés 4 fois et 5 fois dans une autre. Au moment où nous rédigeons cet article, la collecte des matériaux se poursuit et nous ne pouvons encore utiliser les nouveaux documents à notre disposition que pour préciser quelques points très particuliers.

2° Distribution du sexe dans les paires gémellaires :

268 paires (garçons, garçons).
282 paires (garçon, fille).
282 paires (fille, fille).

L'on sait que si le phénomène de monozygotie n'intervenait pas pour élever la proportion des paires gémellaires constituées par deux enfants du même sexe les fréquences des trois types devraient être proportionnelles à p^2 , $2pq$, et q^2 respectivement (avec $p = 1 - q =$ proportion des naissances masculines). De fait les proportions observés sont beaucoup plus voisines de $1/3$, $1/3$, $1/3$ comme l'ont déjà signalé tous les auteurs. Il en est à peu près de même pour les triplets : dans un échantillon de triplets né en 1947, 1948, 1949 dont nous devons la plus grande partie à l'obligeance du service médical du lait Gloria, on relève :

3 garçons	12 cas
2 » 1 fille	17 »
1 » 2 »	18 »
0 » 3 »	13 »
Total	60 cas

Et de même G.W.D. Hamlett ayant recherché toutes les naissances quadruples survenues aux Etats-Unis entre 1915 et 1930 donne les chiffres suivants :

4 garçons	13 naissances
3 » 1 fille	6 »
2 » 2 »	12 »
1 » 3 »	7 »
0 » 4 »	10 »
Total	48 naissances

Dans aucun de ces cas il n'est possible d'écarter par un test statistique l'hypothèse d'une équiprobabilité des diverses compositions, et il est assez amusant que les deux mécanismes de la polyembryonnie et de la polyovulation se balancent assez exactement pour remplacer apparemment une répartition du type Gibbs par une répartition du type Bose-Einstein !

Il faut remarquer toutefois le léger excès des naissances féminines (non significatif statistiquement sur ces faibles échantillons) dans les naissances doubles et triples, ce qui confirme un travail antérieur de notre maître M. le Professeur R. Turpin sur l'ensemble des naissances gémellaires en France.

Cette opposition entre la sex-ratio générale et la sex-ratio dans les naissances gémellaires est encore plus nette si l'on compare les trois cas suivants :

1° Proportion des garçons dans les familles françaises contemporaines de plus de 5 enfants (1) sans naissances gémellaires : $48.495/95.725 = 0,5066 \pm 0,0016$.

2° Proportion des garçons parmi les naissances simples dans les familles ayant présenté au moins une paire gémellaire : $2.570/4.887 = 0,5259 \pm 0,0071$.

3° Proportion des garçons à l'intérieur des paires gémellaires : $818/1.664 = 0,4916 \pm 0,0123$.

Un test par chi-carré conduit à une valeur de 8,58 pour deux degrés de liberté (soit une probabilité inférieure à 2 %) et permet de conclure à l'hétérogénéité de ces trois proportions, il semble qu'il y ait association entre la gémellité et l'excès des naissances masculines dans les familles.

Nous avons recherché si ce phénomène nouveau était plus marqué dans tel ou tel type de gémellité. En nous limitant à 776 familles n'ayant présenté qu'une seule naissance gémellaire nous avons obtenu :

236 familles avec une paire (garçon, garçon) : 1.500 enfants, dont 807 garçons.
258 familles avec une paire (garçon, fille) : 1.505 enfants, dont 783 garçons.
262 familles avec une paire (fille, fille) : 1.490 enfants, dont 775 garçons.

soient des proportions de 0,5380 ; 0,5380 ; 0,5201 respectivement

Aucune différence significative entre ces trois chiffres n'apparaît donc nettement dans notre échantillon.

Il peut être intéressant enfin d'étudier plus spécialement les familles où se sont produites plusieurs fois des naissances gémellaires : nous disposons aujourd'hui de 66 familles avec 2 paires de jumeaux qui se répartissent ainsi :

2 paires (garçon, garçon)	3 familles
1 » » 1 paire (garçon, fille) ..	13 »
1 » » 1 » (fille, fille)	18 »
2 » (garçon, fille)	9 »
1 » » 1 paire (fille, fille)	16 »
2 » (fille, fille)	7 »

En prenant en première approximation comme valeurs théoriques $22/3$, $44/3$, $44/3$, $22/3$, $44/3$ et $22/3$, on obtient un chi-carré de 4,14 (pour 5 degrés de liberté). Notre échantillon ne nous permet donc pas de mettre en évidence une éventuelle prédisposition de certaines familles à produire plus fréquemment tel ou tel type de jumeaux. Notons enfin que cette proportion élevée de familles présentant plusieurs naissances multiples (75 sur 851 au moment où nous écrivons cet article) est en réalité moins forte qu'elle ne paraît en raison de la sélection initiale de nos familles limitées à celles qui comprennent plus de 5 enfants.

3° Influence du rang de naissance et de l'âge de la mère sur la fréquence de la gémellité.

C'est un fait connu depuis longtemps que la fréquence de la gémellité (et tout spécialement de la gémellité dizygote) s'accroît avec l'âge de la mère. Etant donné la

(1) Ces chiffres proviennent de notre travail antérieur qui avait porté sur un matériel tout à fait comparable. On notera cependant la régularité de la faible valeur de la sex-ratio dans les familles sans naissances gémellaires.

Année 1950 1950-9. Nouvelles recherches sur la distribution du sexe à la naissance

SEM. HÔP. PARIS
22 NOVEMBRE 1950

SUR LA DISTRIBUTION DU SEXE A LA NAISSANCE

— 4464 —

corrélation très élevée qui existe entre ce paramètre et le nombre des grossesses antérieures il a été encore impossible de distinguer les effets relatifs de ces deux facteurs.

Nous avons retrouvé ce phénomène dans notre échantillon comme le montrent les chiffres ci-dessous calculés sur des familles n'ayant présenté qu'une seule naissance gémellaire :

	136 familles de 5 enfants	145 familles de 6 enfants	110 familles de 7 enfants
Age moyen de la mère au moment de la naissance de jumeaux	27,7	28,6 ans	32,7
Age moyen de la mère aux autres naissances	29,88	35,5 ans	29,6
Rang moyen des jumeaux	3,07	3,78	4,16
Rang moyen des autres enfants	2,31	2,81	3,57

De fait la discussion de la signification exacte de ces chiffres est assez difficile pour un ensemble de raisons qui tiennent tant à la nature de notre échantillonnage qu'à des causes psychosociologiques. Même lorsque nous savons qu'il s'agit d'une famille « achevée » (et ceci est rarement le cas pour les familles de 5 et 6 enfants, qui sont les plus fréquentes), nous ignorons encore si les naissances gémellaires survenant après 3 ou 4 autres grossesses n'ont pas arrêté l'activité reproductrice du couple : dans les familles de 5 et 6 enfants la proportion des naissances gémellaires survenant au dernier rang atteint 46 % et 41 % respectivement contre 28 % (familles de 7 enfants), 27 % (familles de 8 enfants), 11 % (familles de 9 enfants).

Quoiqu'il en soit de ce facteur, il n'a que vraisemblablement bien peu de raisons de jouer de manière différente pour les divers types de grossesse et nous pouvons considérer que la constatation régulière d'un rang moyen plus élevé pour les naissances de paires gémellaires formées de 2 enfants de sexe opposé (donc nécessairement dizygotes) traduit fidèlement un phénomène biologique constant.

4° Les intervalles séparant les naissances gémellaires des naissances voisines.

Pour notre échantillon initial de 502 familles, nous avons calculé les intervalles séparant les naissances gémellaires des naissances simples les précédant ou les suivant immédiatement, et nous avons obtenu les chiffres du tableau suivant.

Nous trouvons encore ici le phénomène déjà mis en valeur pour les intervalles entre naissances simples : l'allongement de l'intervalle entre naissance de sexes opposés, qui est ici de 1 mois 1/2 à peu près pour les intervalles pré-gémellaires et de 2 pour les intervalles post-gémellaires. Remarquons qu'il est par contre difficile de voir dans la durée anormalement longue des intervalles

où *g* désigne un garçon.
f > une fille.
x > un enfant de sexe quelconque.

Type de l'intervalle	Nomb ^{re} de cas	Durée moyenne
<i>g.</i> (<i>xx</i>)	254	31,45 mois
<i>f.</i> (<i>xx</i>)	224	32,40
<i>x.</i> (<i>gg</i>)	150	32,07
<i>x.</i> (<i>gf</i>)	158	32,53
<i>x.</i> (<i>ff</i>)	170	31,09
<i>g.</i> (<i>gg</i>) ou <i>f.</i> (<i>ff</i>)	163	30,84
<i>x.</i> (<i>fg</i>)	158	32,53
<i>f.</i> (<i>gg</i>) ou <i>g.</i> (<i>ff</i>)	157	32,35
Moyenne : <i>x.</i> (<i>xx</i>)	478	31,89 ± 0,92 mois
(<i>gg</i>) <i>x.</i>	108	30,27 mois
(<i>gf</i>) <i>x.</i>	123	33,80
(<i>ff</i>) <i>x.</i>	135	29,81
(<i>xx</i>) <i>g.</i>	191	31,48
(<i>xx</i>) <i>f.</i>	175	31,08
(<i>gg</i>) <i>g.</i> ou (<i>ff</i>) <i>f.</i>	124	29,09
(<i>gf</i>) <i>x.</i>	123	33,80
(<i>ff</i>) <i>g.</i> ou (<i>gg</i>) <i>f.</i>	119	31,08
Moyenne : (<i>xx</i>) <i>x.</i>	366	31,32 ± 1,07

du type *x.* (*gf*) autre chose que l'influence de cet accroissement considérable de l'intervalle précédant la dernière grossesse. C'est ceci qui explique en outre, nous semble-t-il, que les intervalles post-gémellaires (pourtant situés à des rangs plus élevés en moyenne) n'apparaissent pas plus longs que les intervalles pré-gémellaires : une fraction importante de ces derniers est en effet constituée par les intervalles finals dont nous avons déjà mis en valeur la durée particulièrement importante dans les familles ne présentant que des naissances simples.

Par contre, nous ne trouvons ici aucun signe bien net confirmant le fait que les intervalles débutant par un garçon soient plus longs que ceux débutant par une fille, puisque, si la différence (*gg*) *x* — (*ff*) *x* est positive, la différence *g* (*xx*) — *f* (*xx*) est négative. Ce point appelle de nouvelles recherches. Nous ne pouvons encore savoir s'il ne s'agit pas simplement d'une fluctuation d'échantillonnage : le nombre des intervalles considérés laisse encore au hasard une marge de variation importante, et c'est pourquoi nous nous sommes bornés au calcul des valeurs moyennes sans en faire encore un test statistique rigoureux.

CONCLUSION

L'étude de ce matériel relativement considérable n'est pas encore entièrement terminée, et même, dans certains cas, la collecte des documents doit encore se poursuivre. Cependant, nous avons pu arriver à des conclusions certaines en ce qui concerne les variations de la durée des intervalles en fonction :

- du nombre d'enfants dans la famille,
- du nombre de grossesses antérieures,
- du sexe des enfants limitant l'intervalle.

En ce qui concerne les naissances gémellaires, nous avons pu montrer :

- l'accroissement de leur fréquence avec l'âge de la mère,
- avec le nombre des grossesses antérieures,
- l'élévation remarquable de la sex-ratio dans les familles de jumeaux.

D'autres points n'ont encore pu être complètement élucidés :

— les interactions entre le rang de naissance et le sexe des enfants sur les variations des intervalles,
— l'accroissement excessif de l'intervalle précédant le dernier enfant,

— la sex-ratio des naissances multiples,
— la distribution des différents types de paires gémeillaires dans les familles en comportant plusieurs,
— les rôles respectifs de l'âge et du passé obstétrical de la mère dans les naissances gémeillaires.

Du point de vue biologique général, trois problèmes nous semblent particulièrement importants :

— la valeur anormalement haute de la sex-ratio dans les familles présentant des naissances gémeillaires ; il s'agit là d'un fait qui ne semble pas encore avoir été signalé et dont nous avouons ne pouvoir encore offrir aucune interprétation réellement satisfaisante,

— l'allongement de l'intervalle séparant deux naissances de sexes opposés,

— l'allongement des intervalles débutant par un garçon.

Ces faits apparaissent d'ores et déjà comme solidement établis avec notre premier échantillon et, s'il est possible, à la rigueur d'invoquer une cause psychologique pour le dernier, il n'en est évidemment pas de même pour le précédent qui traduit certainement un phénomène purement biologique. Ces faits apportent un complément et une précision nouvelle aux résultats que nous avons obtenus avec notre Maître, M. le Professeur R. Turpin : nous avons observé que, même après élimination de tout facteur propre au couple, et le prédisposant à donner naissance à des enfants de l'un ou l'autre sexe, il restait une corrélation entre le sexe des enfants immédiatement consécutifs. Nous proposons d'interpréter ce fait :

— soit par l'existence de périodes gynophiles ou androphiles distribuées de manière aléatoire dans la population et s'étendant sur la durée de plusieurs grossesses et imputables à des variations physiologiques de l'organisme maternel sans liaison avec le sexe des produits antérieurs à la conception,

— soit par une influence du sexe du dernier enfant inhibant partiellement la naissance ultérieure d'un enfant de sexe opposé et se traduisant également par une alternance de périodes gynophiles et androphiles.

Dans ces deux hypothèses, il restait bien entendu que cette action pouvait se faire soit au moment de la con-

ception par une action favorisant tel ou tel type de spermatozoïdes, soit dans les tout premiers temps de la grossesse par une augmentation de la létalité pour l'un des sexes.

A la lumière de nos derniers résultats, il nous semble que ce soit à la deuxième hypothèse qu'il nous faille plutôt nous rallier. Actuellement, si l'on admet que la présence *in utero* d'un embryon masculin provoque en quelque sorte une réaction adaptative de l'organisme maternel, différente de celle que provoque un embryon féminin, l'on s'explique que puissent être allongés et les intervalles consécutifs à un garçon, et les intervalles séparant des enfants de sexe opposé. On comprend, en outre, que cette action joue de moins en moins à mesure que s'allonge l'intervalle moyen séparant les naissances, ce qui s'accorde avec le fait avancé par C. Gini (et que nos documents antérieurs ne contredisent nullement bien qu'ils soient sans doute trop nombreux pour pouvoir être utilisés dans ce but) que les séquences d'enfants de même sexe soient surtout fréquentes au début des familles.

Il ne s'agit là pour nous encore que d'une hypothèse, que l'on considère peut-être comme trop audacieuse. Sa valeur, en tout cas, ne saurait mettre en cause celle du phénomène statistique qu'elle nous a amené à découvrir. Nous espérons pouvoir en apporter des preuves nouvelles dans les travaux que nous poursuivons actuellement.

Centre de Génétique de l'Hôpital Saint-Louis. (Service du Prof. R. TURPIN).

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

BIBLIOGRAPHIE

- CORRADO GINI. — Il Sesso dal Punto di vista Statistico (1908).
G. W. D. HAMLETT. — Human twinning in the U. S. A. (1935). *Genetics*, 20, pp. 250-258.
R. TURPIN et M. A. CARATZALLI. — De l'influence de la gémeillité et de l'âge maternel sur la proportion des sexes. *Académie des Sciences* (1937), 104, pp. 151-153.
R. TURPIN et M. P. SCHÜTZENBERGER. — Recherches statistiques sur la distribution des sexes à la naissance. *Académie des Sciences*, 1948, 226, pp. 1845-1846.
R. TURPIN et M. P. SCHÜTZENBERGER. — Sur la détermination du sexe chez l'homme. *La Semaine des Hôpitaux de Paris*, 25^e année, n° 60, pp. 2544-2545.
R. TURPIN, Mme D. DEROCHE et M. P. SCHÜTZENBERGER. — Rapports entre le sexe des nouveau-nés et l'intervalle séparant leur naissance. *Académie des Sciences*, 230, pp. 335-336, 1950.
M. P. SCHÜTZENBERGER. — Résultats d'une enquête sur la distribution du sexe dans les familles nombreuses. *Semaine des Hôpitaux*, 25^e année, n° 60, pp. 2579-2582.

Année 1950

1950-10. Étude de la détermination du sexe chez l'homme

R. TURPIN

Médecin des Hôpitaux: Service de Médecine Infantile Grancher - Paris

et **M. P. SCHÜTZENBERGER**

Étude de la détermination du sexe chez l'homme

RELAZIONE

*al Quinto Congresso Nazionale di Nipiologia
ed alle Prime Giornate Internazionali Nipiologiche*

Rapallo 14-16 Maggio 1949

Estratto dagli « *Atti del Quinto Congresso Nazionale di Nipiologia
e delle Prime Giornate Internazionali Nipiologiche* »

Arti Grafiche Valsesiane G. B. Capelli - Varallo Sesia, Ottobre 1950

Étude de la détermination du sexe chez l'homme

R. TURPIN

Médecin des Hôpitaux: Service de Médecine Infantile Grancher - Paris

et M. P. SCHÜTZENBERGER

La quasi égalité numérique des sexes à la naissance est un phénomène général et constant. Plus exactement, il est admis que le nombre des naissances masculines pour 100 naissances féminines est d'environ 106. Mais ce taux de masculinité est sujet à variations dans certaines limites selon les pays, les époques, les milieux. Ainsi, de manière significative, la sex-ratio en Angleterre a varié de 1910 à 1919 de 0,510 à 0,515. Pour cette raison nous avons jugé utile de reconsidérer le problème sur des bases assez étendues.

Matériel.

Nous avons recueilli notre matériel d'étude avec la préoccupation d'écartier toutes les causes capables de troubler le phénomène biologique que nous voulions analyser.

Il convenait tout d'abord d'écartier l'influence possible d'une restriction volontaire des naissances — restriction intervenant par exemple après la naissance souhaitée d'un héritier mâle; — restriction déterminée par une longue et décourageante succession de filles; — restriction décidée après la naissance d'un enfant en état d'infériorité physique ou psychique. Simples exemples de multiples raisons susceptibles d'influencer la reproductivité d'un couple.

Aussi pour écartier cette influence possible d'une restriction volontaire avons nous limité notre enquête à des familles assez nombreuses; familles de cinq enfants et plus. Au delà de ce chiffre le nombre des familles décroît si vite que notre échantillonnage eut été fatalement trop restreint. Enfin nous n'avons retenu que les familles pour lesquelles le sexe de tous les enfants né viables était connu et les familles qui ne comprenaient pas de grossesses multiples. La géméllité introduisait en effet un

— 4 —

élément étranger qui n'aurait pu être écarté que par des calculs compliqués.

Les documents proviennent de sources différentes et en particulier du Service de la Médaille des Familles au ministère de la Santé Publique et de la Population (9.893 familles). Ils n'ont pas été réunis en totalité par un seul chercheur: ceci a permis de vérifier que les deux lots recoltés par des personnes différentes conduisaient à des résultats statistiques équivalents. Cette vérification permet d'écartier l'influence qui aurait pu être suspectée d'une interprétation personnelle des documents: choix du matériel suspect à écartier, choix du sexe pour les enfants aux prénoms ambigus (CLAUDE, DOMINIQUE,...). Elle permet aussi d'écartier l'influence d'une accumulation d'erreurs d'enregistrement systématiques.

Dans ces conditions, bien que notre échantillonnage ne puisse prétendre à être représentatif de la composition actuelle de la population française, nous avons traité en bloc les 14.230 familles groupant 95.875 naissances. La sex-ratio calculée sur ce matériel est de $0,5066 \pm 0,0016$.

Il convenait en premier lieu de rechercher si le rang naissance influençait de façon significative le taux de masculinité. En effet:

Repartition des sexes selon le rang de naissance.

Il a été avancé: que la probabilité que le premier né soit un garçon est supérieure à la probabilité dans les autres grossesses.

Que la probabilité des naissances masculines augmente chez les mères d'âge avancé.

Si la première de ces opinions est fondée, la déviation, d'après nos documents ne saurait être que très faible. En effet la proportion des garçons parmi les premiers nés n'est que de 0,5097 contre 0,5062 aux autres rangs. Une simple fluctuation d'échantillonnage suffit à rendre compte de l'écart observé.

Quant à la seconde opinion, bien que nos documents ne se prêtent pas à son étude rigoureuse, nous n'avons pu confirmer son exactitude retrouvant ainsi les résultats d'une recherche antérieure de WICKSELL.

Ces contrôles préalables nous autorisent à considérer comme uniforme la probabilité a priori de naissance d'un garçon à un rang quelconque.

En second lieu nous avons cherché si la répartition par

— 5 —

nombre de garçons des familles de l'enfant se faisait selon une loi binomiale.

La théorie classique voudrait en effet que la répartition par nombre de garçons des familles des enfants se fasse selon un schéma de tirage indépendant dans une curbe à probabilité constante. Il nous est apparu que ce modèle probabiliste, s'il est bien suffisant dans la pratique est en réalité inacceptable.

Variances des ripartitions.

Opérant sur un matériel d'où les naissances gémellaires ont été éliminées, il est possible de vérifier si les familles à forte prédominance masculine ou féminine sont sensiblement plus nombreuses que le voudrait une répartition binomiale. Dans ce but, nous avons comparé la valeur des dispersions de ces distributions à leur valeur théorique dans le schéma classique.

Or dans 12 cas sur 15, la variance observée est supérieure à sa valeur théorique; et dans 10 cas sur ces 12 cette différence est significative à plus de 1%. Donc, et de manière fort appréciable les histogrammes sont plus étalés que ne le permettrait l'hypothèse d'une répartition binomiale .

Grace aux matériaux réunis par GEISSLER, R. A. FISHER a montré le même fait pour les familles de 8 enfants et nous avons ainsi confirmé que les familles où l'on trouve un fort excès de l'un des sexes sont proportionnellement plus nombreuses que ne le voudrait la théorie classique.

Les exemples suivants donnent une idée de ce phénomène:

65 familles de six enfants sans une seule fille ont été recueillies alors que 55 seule entauraient du être observées.

21 familles de sept enfants sans un seul garçon ont été trouvées alors que 13 seulement auraient du être observées.

Il reste entendu qu'une enquête ne portant que sur quelques milliers de familles n'aurait pu mettre en valeur ces faits.

Ce phénomène peut s'interpréter:

- a) soit par une liaison entre les sexes des enfants consécutifs;
- b) soit par une prédisposition (peut être héréditaire) de certains couples à engendrer préférentiellement des garçons ou des filles ce qui reviendrait à accepter le principe des travaux de TSCHERMAK-SEYSENEGG.

Nous nous sommes efforcés de tester ces hypothèses.

Sequences.

Les documents que nous avons recueillis nous indiquent le détail de la succession des sexes dans chaque famille. Nous sommes donc en mesure de tester l'hypothèse selon laquelle tous les arrangements possibles pour des valeurs données des garçons et des filles auraient la même fréquence d'apparition. Dans ce but, nous avons utilisé le concept de « séquences », c'est à dire de suites de naissances masculines (respectivement féminines) immédiatement consécutives. Nous avons ainsi calculé pour toutes les classes de familles des garçons et des filles représentées par plus de 20 familles, la déviation du nombre observé à sa valeur théorique. Et nous avons vu que sur les 48 classes le nombre des séquences avait été plus faibles dans 36 classes que la valeur que lui assignait a priori l'hypothèse d'équiprobabilité des arrangements. Cette hypothèse, par combinaison de l'ensemble des 48 tests doit être rejetée à un niveau extrêmement faible de l'ordre de $L/100.000$. Ainsi les diverses familles de même nombre de garçons et de filles n'ont pas la même fréquence et les familles où les enfants de même sexe se trouvent le plus groupés sont favorisées, faiblement mais indiscutablement. Remarquons que cette approche statistique prouve le caractère intrinsèque de cette liaison.

Cette liaison entre les naissances consécutives établie, nous avons cherché à préciser son importance. Il nous est apparu alors que l'amélioration de la prédiction permise par la connaissance du sex de l'enfant précédent pouvait être considérée comme égale pour les deux sexes et de l'ordre de 0,015. Alors que nous avons constaté que la sex-ratation s'élève à 0,5206 pour les naissances qui suivent immédiatement une naissance masculine (la sex ratio générale étant de 0,5066), quand il existe une naissance intermédiaire elle n'est plus que de 0,5114 et quand il existe deux naissances intermédiaires de 0,5089. Cette décroissance rapide de la liaison entre les sexes des naissances dans une même famille montre que l'on peut écarter l'hypothèse d'une prédisposition de certains couples à engendrer préférentiellement des garçons des filles, ou tout au moins que le rôle de semblables processus est très faible.

— 7 —

Interpretation.

Le résultat au quel nous venons d'aboutir et qui ne semble pas avoir été remarqué antérieurement, ne permet pas de préciser la nature de cette liaison. Mais il nous conduit à introduire pour remplacer le schéma binomial classique à construire un schéma en chaîne simple de MARKOFF. Ceci revient à supposer que la probabilité de naissance d'un garçon d'une grossesse à lieu de rester constante c'est accrue quand l'enfant précédent était un garçon, diminué dans le cas contraire.

Cet incrément que nous avons indiqué tout à l'heure, se calcule par la méthode du maximum de vraisemblance. Si l'hypothèse d'un schéma de MARKOFF est correcte, les chiffres calculés avec la valeur 0,015 de l'incrément doivent concorder significativement mieux avec la réalité que les chiffres donnés par le schéma binomial initial. C'est ce qui se vérifie pour les familles de 5, 6, 7 et 8 enfants, les familles ayant un nombre plus élevé d'enfants n'étant pas assez représentées dans notre échantillonnage pour que le calcul de concordance soit valable.

Le faits que nous avons individualisés sont susceptibles de deux interprétations:

La première est celle de l'influence masculinisante du sexe d'un enfant sur la destinée de l'embryon de la grossesse suivante. On peut penser qu'une sorte d'imprégnation, suffisamment durable de l'organisme maternel, pourrait augmenter électivement le nombre des avortements précoces des embryons de sexe opposé à celui de l'enfant précédent, ou bien agir sur le sexe de l'embryon nouvellement formé. Ces hypothèses ont déjà un précédent dans le free-martinisme.

La seconde est celle de l'existence de périodes plus ou moins androphiles ou gynophiles et qui du fait même de la nature de notre enquête ne pouvaient se manifester de façon significative que sur les naissances contiguës. Ces périodes pourraient varier en fonction des particularités de la mère (passé obstétrical, hérédité, genre de vie...) ou en fonction de particularités du couple (milieu, genre de vie, âge, génotype...).

L'un de nous a discuté ailleurs la possibilité d'accord de ces hypothèses avec les résultats de l'enquête.

— 8 —

CONCLUSION

Les faits suivant semblent acquis:

- 1) fréquence des naissances masculines ne varie pas de façon importante ni systématique selon le rang de naissance;
- 2) la détermination du sexe par un mécanisme constant d'une grossesse à l'autre et caractérisé par les mêmes paramètres pour tous les couples ne peut être conservé;
- 3) les familles où existe un fort excès de garçons ou de filles sont nettement plus nombreuses que ne le voudrait un schéma binomial;
- 4) l'hypothèse d'une liaison simple entre les sexes des naissances successives rend compte convenablement de l'ensemble des observations et s'interprète de façon satisfaisante par l'existence de périodes aléatoires gynophiles ou androphiles.

SUR LA DÉTERMINATION DU SEXE CHEZ L'HOMME

par R. TURPIN et M. P. SCHUTZENBERGER

Le complément que M. le Professeur Corrado Gini veut bien apporter à notre bref article : « Sur la détermination du sexe chez l'homme » (*Semaine des Hôpitaux de Paris*, 25^e année, n° 60, pp. 2544-2545) a le mérite de rappeler l'attention sur certains travaux de lui-même ou de ses élèves, parus souvent dans des publications d'accès difficile, et dont la valeur originale n'est contestée par personne. Mais il n'est pas d'usage à propos d'un article qui n'est qu'une étape dans un long travail de publier l'histoire des nombreuses études que peut déjà avoir suscité le sujet. Nous avons voulu seulement, et nous voulons encore, utiliser le riche matériel que réunit sur les familles nombreuses françaises contemporaines le service créé depuis quelques années par le Ministère de la Santé publique et qui, fort courtoisement, nous a laissé la libre disposition de ses documents.

Ceux-ci sont tels qu'en entreprenant cette enquête — toujours en cours d'ailleurs — nous pensions qu'elle devait apporter des éléments nouveaux dans ce domaine si controversé. Les résultats n'ont pas déçu notre attente en raison :

- de la valeur des indications démographiques : du fait de la structure même du fonctionnement administratif de ce service il n'y a que très peu de chances pour que des naissances soient omises, et le sexe des enfants est contrôlé par diverses pièces auxiliaires ;
- de la possibilité de disposer non seulement de la *composition globale* de la famille mais encore de l'*ordre de succession* des enfants et même de leur date de naissance ;
- du caractère représentatif de l'échantillon du double point de vue géographique et social ;
- de la valeur élevée du nombre moyen d'enfants par famille (6,7 environ).

Du point de vue de la technique statistique employée dans ce premier travail, nous avons voulu éliminer radicalement une éventuelle prédisposition de certains couples à donner naissance à des enfants de l'un ou de l'autre sexe : le fractionnement de l'ensemble de l'échantillon en classes correspondant à toutes les compositions globales en *g* garçons et *f* filles, et l'étude de la distribution des séquences d'enfants consécutifs de même sexe à

l'intérieur de chacune de ces classes, nous a permis de faire la preuve du caractère *intrinsèque* de la liaison entre le sexe des enfants consécutifs, et d'apporter en même temps de fortes présomptions en faveur d'un schéma probabilitaire selon lequel le processus envisagé serait un *processus de Markoff* en chaîne simple (la liaison entre le sexe d'un enfant et celui des autres enfants l'ayant précédé ne dépendant effectivement que du dernier de ceux-ci).

L'élimination préalable des familles ayant présenté une ou plusieurs naissances multiples renforce encore la valeur de nos conclusions.

Depuis l'article qui a attiré l'attention du Professeur Corrado Gini, l'exploitation sur un échantillon plus restreint de la totalité de l'information disponible nous a d'ailleurs permis d'aller plus loin puisque nous avons pu montrer récemment (1) que dans ces familles nombreuses la durée de l'intervalle séparant deux naissances immédiatement consécutives variait de façon significative avec le sexe des enfants. On constate en effet :

- 1° un allongement de la durée de cet intervalle après un garçon ;
- 2° un autre allongement (d'environ une vingtaine de jours) quand les deux enfants définissant l'intervalle sont de sexe différent.

Ce dernier phénomène dont, manifestement, ne peut rendre compte aucune interprétation psycho-sociologique est certainement corrélatif de l'accroissement du nombre des séquences d'enfants consécutifs de même sexe. Il nous paraît de nature à renforcer l'hypothèse que nous avons émise d'une réaction de l'organisme maternel au sexe du produit de la conception, réaction influençant en retour le sexe de l'enfant suivant par un mécanisme encore à préciser.

Année 1951

Bibliographie

- [1] Henri Duchêne and Marcel-Paul Schützenberger. Bilan de la génétique vis-à-vis des problèmes de la stérilisation. *La Raison, Cahiers de psychopathologie scientifique*, 3 :10–22, 1951.
- [2] Georges Darmois and Marcel-Paul Schützenberger. Étude statistique de diverses expériences radiesthésiques. In François Carac, Louis Barrabe, André Dognon, Georges Darmois, and Marcel-Paul Schützenberger, editors, *La radiesthésie : études critiques*, pages 71–106. Publications de l'Union rationaliste, Éditions Rationalistes, Paris, Juin 1951.
- [3] Raymond Turpin, Jacques Lefevre, Marcel-Paul Schützenberger, and Jean Lerique. Analyse statistique du tracé électromyographique dans la tétanie. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 232 :552–553, 1951.
- [4] Marcel-Paul Schützenberger. Sur les rapports entre la quantité d'information au sens de Fisher et au sens de Wiener. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 232 :925–927, 1951.
- [5] Marcel-Paul Schützenberger. Une généralisation de la notion de valuation pour les treillis quelconques et son application aux distributions de la statistique quantique. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 232 :1805–1807, 1951.
- [6] Marcel-Paul Schützenberger. An extension problem in the theory of incomplete block designs. *J. Roy. Statist. Soc. Ser. B.*, 13 :120–125, 1951.
- [7] Maxime Lamotte and Marcel-Paul Schützenberger. Sur certains problèmes d'estimation dans les cas de double échantillonnage. *Biometrics*, 7 :275–282, 1951.
- [8] Jean Ville and Marcel-Paul Schützenberger. Les problèmes de diagnostic séquentiel. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 232 :206–207, 1951.
- [9] P. F. Denoix, Marcel-Paul Schützenberger, and G. Viollet. Documents pour aider à l'étude des différentes causes du cancer du sein. *Bull. Assoc. Française Étude Cancer*, 38 :374–381, 1951.
- [10] P. F. Denoix, Marcel-Paul Schützenberger, and G. Viollet. Rapports entre l'âge au premier symptôme et certains aspects de la vie biologique de la

Bibliographie

Année 1951

femme dans une série de cancers de l'utérus et du sein. *Bull. Inst. Nat. Hyg.*, 6(4) :573-584, octobre-décembre 1951.

Année 1951 1951-1. Bilan de la génétique vis-à-vis des problèmes de la stérilisation

LA RAISON

CAHIERS

DE

PSYCHOPATHOLOGIE SCIENTIFIQUE



N° 3

Articles originaux

Bilan de la génétique vis-à-vis des problèmes de la stérilisation

La discussion des techniques eugéniques chez l'homme ne saurait être complète sans un examen des bases scientifiques qui prétendent les légitimer.

Il y a une trentaine d'années tout manuel d'eugénique se devait de débiter par un exposé aussi clair que définitif des règles de l'hérédité mendélienne chez les pois de senteur ; puis venaient quelques descriptions bucoliques ou financières des résultats obtenus par les éleveurs dans la sélection du bétail.

Le lecteur était ainsi préparé à accepter intellectuellement la nécessité de la stérilisation des « monstres », des « dégénérés » et, par extension, des « races inférieures ». Son adhésion affective était stimulée par la présentation de quelques photos particulièrement suggestives de dynasties ou proliféraient enfants à cinq membres ou à pinces de homard.

Quelques statistiques sur l'accroissement indéniable du nombre des aliénés couronnaient la démonstration — étant plus ou moins explicitement admis que les tares héréditaires, combinées avec les tendances vicieuses à la reproduction des sujets tarés, suffisaient à expliquer le phénomène.

Quand au lien logique permettant de passer des règles très simples de transmission des couleurs chez les pois de senteur à l'application des mesures de stérilisation préconisées pour des fractions considérables des populations, même « supérieures », il était le plus souvent laissé à la charge des savants présents et futurs, « dont les travaux ne manqueraient pas de préciser encore certains aspects mal connus, mais dont il apparaît déjà plus que probable... etc... »

Il était encore possible à cette époque qu'un eugéniste honnête et enthousiasmé par les premières applications expérimentales de la génétique se laisse entraîner à méconnaître les aspects humains qui

BILAN DE LA GÉNÉTIQUE

II

rendent insoutenable une transposition des règles d'élevage du bétail à nos contemporains.

Mais il est incompréhensible de voir que la propagande en faveur de la stérilisation et sa pratique même n'ont cessé de s'étendre à de nombreux pays, alors que l'évolution des recherches en génétique, loin de confirmer les perspectives précédentes, les a, bien au contraire, éloignées de plus en plus des possibilités purement techniques. Une conception strictement chromosomique de l'hérédité, démontrée inexacte dans de nombreux cas, ne peut plus être érigée en loi générale.

Des discussions doctrinales sévères ont rejeté certaines des bases les plus nécessaires aux applications de la génétique telle qu'on la concevait au début de ce siècle.

L'importance des facteurs « progénétiques » (c'est-à-dire de l'influence des conditions de milieu des procréateurs ou de la vie intra-utérine) se révèle de plus en plus grande dans les travaux récents.

Enfin, l'ensemble même des concepts employés par la génétique (gènes, récessivité, mutation, etc...) a été récusé par l'école mitchourinienne dans une série de publications provenant surtout des savants soviétiques.

Il est bien évident que nous ne saurions exposer des discussions aussi larges et aussi complexes — pas plus que nous ne désirons aborder les multiples perspectives sociales, morales, religieuses ou politiques nécessairement impliquées dans une législation eugénique.

Il suffit pour notre propos de démontrer combien les mesures de stérilisation sont dépourvues de fondement dans le cadre des conceptions génétiques mendéliennes qui constituent la seule conception scientifique de l'hérédité à laquelle elles puissent et se soient jamais référées. Leur application serait encore plus arbitraire dans toute autre théorie de l'hérédité qui ne s'enferme pas dans un déterminisme chromosomique imperméable à toute influence du milieu.

De même, les réserves et les refus qui peuvent légitimement être opposés aux mesures de stérilisation sur la base de ces considérations humaines que nous énumérons plus haut ne viennent qu'à fortiori lorsque la justification technique la plus élémentaire s'effondre.

C'est donc volontairement, et sans pour autant les considérer comme seules valables, que nous nous limiterons dans cet article aux conséquences des théories génétiques en matière d'eugénique.

Les bases mendéliennes de la stérilisation.

Dans le stade le plus primitif de son développement, la théorie mendélienne de l'hérédité reposait sur deux lois :

- loi de ségrégation des caractères;
- loi de dominance et récessivité.

Rappelons sommairement que chaque cellule d'un organisme vivant comprend $2n$ (chez l'homme 48) éléments figurés : les chromosomes. Seuls le spermatozoïde et l'ovule ne comptent qu'un seul

élément de chaque paire et l'œuf résultant de la fécondation se trouve ainsi de nouveau posséder $2n$ chromosomes, dont une moitié provient du père et l'autre de la mère.

Le mécanisme par lequel seulement un chromosome de chaque paire se trouve représenté dans les cellules sexuelles de chaque individu, est purement aléatoire, c'est-à-dire que cette distribution se fait absolument au hasard.

D'autre part, chaque chromosome porte un certain nombre (très élevé) d'éléments hypothétiques : « les gènes », véritables « atomes de l'hérédité », dont chacun commande une certaine phase du développement embryologique de l'œuf, et ultérieurement l'apparition de tel ou tel caractère héréditaire.

Et c'est du fait que chaque emplacement de chaque paire de chromosomes est occupé par telle ou telle « forme » (techniquement on dit « allèle ») d'un même gène que résultent les différences entre individus. Par exemple : les différents allèles du gène commandant les groupes sanguins classiques sont les suivants : O, A, B. Un individu peut donc posséder dans les deux lois correspondantes l'une des six combinaisons suivantes :

o et o ; o et a ; o et b ; a et a ; a et b ; b et b.

Prenons, par exemple, un sujet possédant la combinaison (techniquement le « génotype ») : o et a. S'il se marie avec un sujet de même génotype, on voit que les enfants pourront réaliser les cas suivants :

hériter o du père et o de la mère, soit oo,
 hériter o du père et a de la mère, soit oa,
 hériter a du père et o de la mère, soit ao,
 hériter a du père et a de la mère, soit aa.

Le calcul indique que chacun de ces événements a 25 chances pour 100 de se produire et que, en moyenne, il y aura donc un enfant sur quatre présentant le génotype oo, la même proportion de aa — et la moitié seulement des enfants (deux sur quatre) reproduiront le type oa des parents.

Les différents allèles, toujours dans le schéma théorique initial, peuvent appartenir à deux types :

dominants (c'est-à-dire qu'un *seul* gène a le même effet que deux gènes sur les deux chromosomes) ;

ou *récessifs* (c'est-à-dire ne se manifestant que si le sujet possède cet allèle sur ses deux chromosomes).

Ainsi o est récessif par rapport à A et B et ces deux derniers sont en quelque sorte dominants l'un par rapport à l'autre, c'est-à-dire, qu'au « génotype » oo seul correspond le groupe sérologique O ; que les deux génotypes oa et aa (et respectivement ob et bb) sont indistinguables l'un de l'autre par la sérologie puisqu'ils produisent

des sujets de groupe A (respectivement B). Enfin au génotype AB correspond le groupe sérologique AB.

L'on voit les conséquences théoriques et pratiques de ces deux types de gènes : si une tare est commandée par un allèle récessif n du gène normal dominant N , seuls apparaîtront comme tarés les individus possédant le génotype nn . Ceci permet d'expliquer la présence d'individus tarés à certaines générations séparées par d'autres apparemment normales; chez ces dernières le gène « n », n'existant que sur un seul chromosome, est resté à l'état latent sans manifester sa présence autrement que par son passage à la descendance. Inversement une tare commandée par un allèle dominant exclut par définition toute possibilité de voir apparaître un individu taré parmi les enfants d'un couple normal (par exemple quand les deux parents sont du groupe sérologique o leurs enfants ne sont jamais d'un autre groupe qu'eux). Mais cette théorie est loin d'être parfaitement applicable à tous les cas, comme les recherches des généticiens eux-mêmes l'ont démontré, puisqu'ils admettent aujourd'hui que les exemples de dominance ou de récessivité sont exceptionnels.

Pour en finir avec cet exposé très schématique de la génétique formelle, il nous faut encore rappeler que les sexes se distinguent cytologiquement par le fait que chez les mammifères (entre autres) l'une des paires chromosomiques diffère systématiquement; chez le mâle l'un des chromosomes est considérablement réduit, chez la femelle cette réduction n'existe pas. Ainsi pour les gènes situés sur les chromosomes sexuels la femelle pourra présenter trois états pour une paire donnée d'allèles (« nn », « nN », « NN ») alors que chez le mâle seuls existent les deux cas « n » et « N », l'absence d'allèle correspondant abolissant les différences entre dominance et récessivité.

La rigueur logique de ce schéma n'a pas résisté longtemps au progrès des techniques expérimentales et d'observations et nous signalerons quelques-uns des correctifs important le plus à notre sujet qui ont dû y être apportés :

1° *Les mutations :*

La nécessité de rendre compte de nombreuses observations qui ne se pliaient pas à ces règles, puis la possibilité expérimentale d'augmenter la fréquence du passage d'un gène à l'un de ces allèles, ont mis en premier plan la notion de « mutation ».

Contrairement aux thèses initiales de l'immutabilité des gènes, nous savons maintenant que de façon spontanée et avec une fréquence faible mais nullement négligeable un gène peut se transformer en l'un de ses allèles au passage d'une génération à une autre. Ainsi dans une population d'êtres humains du groupe O isolés sur une île pendant des millénaires on verrait sûrement réapparaître un certain pourcentage de sujets A et B jusqu'à l'obtention d'un certain équilibre entre les différents types. L'on voit donc que l'extirpation de telle ou telle tare ne saurait jamais être radicale et qu'il reviendrait

toujours à chaque génération de nouveaux sujets présentant le génotype indésirable, sans que nous puissions espérer diminuer le taux de ces mutations par aucune mesure eugénique.

2° La dépendance des gènes :

Ici encore la rigueur du mécanisme que nous avons exposé plus haut n'a pu être maintenue : même en faisant appel aux mutations, il a fallu admettre que les gènes n'avaient pas cette autonomie et cette netteté dont les avaient paré les premiers auteurs :

Pour expliquer certains phénomènes on a dû faire appel, non plus à une seule, mais à plusieurs paires d'allèles en interaction mutuelle complexe. Chez l'homme tout particulièrement où l'impossibilité de l'expérimentation, le petit nombre des générations accessibles à l'observation, la faible dimension des familles et les incertitudes de la paternité rendent la recherche incroyablement difficile, l'explication d'un arbre généalogique par deux ou trois paires de gènes est un exercice à peu près exclusivement formel : avec un peu de réflexion et d'astuce, il n'est pas de cas où l'on ne puisse fournir toute une série d'hypothèses toutes aussi plausibles les unes que les autres et toutes aussi invérifiables pour peu que l'on admette un système de causes génétiques de cette nature.

Plus généralement, on a été amené à supposer l'existence de gènes mineurs n'agissant que par leur nombre et modifiant, comme à volonté, les proportions mendéliennes : ainsi se trouve expliqué par l'action de ces causes en quelque sorte parasites, le fait que tel allèle bien que dominant théoriquement ne se soit pas manifesté chez tel sujet qui l'a pourtant transmis à ses descendants. De même on invoquera la complexité certaine des liens biochimiques qui rattachent l'influence embryogénique du gène aux manifestations chez l'adulte pour expliquer la pléiotropie, c'est-à-dire que le fait qu'un même « gène » détermine apparemment sans règle des symptômes variés et inconstants.

Enfin, pour interpréter les modes d'hérédité où n'apparaît aucunement la rigueur de la disjonction mendélienne, on a supposé que le caractère en cause ne dépendait que de ces gènes multiples et mineurs — et ceci est notamment le cas des théories génétiques de l'intelligence où seul ce mécanisme permet de rendre compte de la continuité de la distribution des Q.I.

A ces difficultés inhérentes à l'état actuel de la génétique mendélienne s'ajoutent les obstacles que nous avons déjà brièvement énumérés et qui rendent si pénible toute recherche héréditaire chez l'homme. Mais de nouvelles limitations surgissent quand il ne s'agit plus seulement d'étudier des tares bien caractérisées dès l'enfance comme les malformations physiques ou les particularités de la constitution biochimique, mais les phénomènes infiniment complexes de la psychiatrie.

Difficultés relevant du problème nosographique en psychiatrie.

Les termes utilisés par les nomenclatures psychiatriques correspondent aux entités les plus variables : certaines font une synthèse de perspectives cliniques et étiologiques, d'autres associent ou au contraire détachent de toutes les façons possibles les points de vue psychopathologique, biologique, évolutif, etc...

Les places qu'occuperait éventuellement des facteurs héréditaires seront donc déjà différentes suivant les diverses rubriques d'une même nomenclature.

On sait, de plus, quelle part doctrinale comporte inévitablement sinon toute rubrique, du moins la perspective dans laquelle on l'envisage.

Il ne peut être conduit de recherches sur l'hérédité comparables si l'une est faite par un psychiatre constitutionnaliste et l'autre par un représentant des conceptions dynamistes.

Ce n'est pas seulement sur le plan doctrinal mais aussi sur celui des critères pratiques qui vont servir à sélectionner les observations que l'on doit se demander la signification d'une catégorie dont on se propose d'étudier l'hérédité. Le terme d'arriération, par exemple, exige une référence à des distinctions entre les niveaux « normaux » et les niveaux « pathologiques » de développement intellectuel, distinction dont on connaît les difficultés. On imagine toutes les discussions qui pourront être opposées à telle définition ayant servi de base à une recherche sur des schizophrènes, des cyclothymiques, etc...

On aboutit de la sorte à l'un des problèmes les plus embarrassants en génétique psychiatrique : celui de savoir quels troubles admettre et quels troubles rejeter dans l'analyse d'une lignée.

Si l'on conserve le principe rigoureux de la génétique classique à un tableau clinique défini doit correspondre un gène responsable — et aucune forme aberrante de troubles mentaux ne devrait être admise.

Mais l'expérience, si fréquente et depuis longtemps établie, de la multiplicité des manifestations mentales morbides qui se rencontrent dans certaines familles, provoque une tendance très marquée du clinicien à rechercher un lien entre tous ces cas, voire même à y rattacher des malformations congénitales, des affections neurologiques, et, en définitive, toutes les anomalies qui frappent une lignée sans être réductibles à une action pathogène définie du milieu.

C'est là qu'il faut sans doute voir l'explication du succès prodigieux de cette notion de « dégénérescence » dans la psychiatrie du début de ce siècle. Malgré l'indigence des bases scientifiques et le peu d'intérêt pratique d'une telle notion, elle donnait satisfaction à cette interprétation commune des « tares » d'une famille.

Si nous sourions aujourd'hui à la lecture de certaines observations de l'époque, qui groupent le tabès, la chlorose, le délirium relevés dans la famille d'un malade mental à l'appui du diagnostic de « folie

des dégénérés », nous ne devons pas méconnaître qu'il y a toujours là un problème auquel nous ne pouvons donner aucune réponse satisfaisante.

Les discussions des rapports de génétique au Congrès Mondial de Psychiatrie de 1950 est bien traduit cette irritante oscillation entre l'interprétation génétique rigoureuse qui exclut tous les cas ne rentrant pas dans le tableau clinique étudié (ou qui les englobe en enlevant toute valeur de définition à l'entité clinique) et d'autre part les interprétations d'un verbalisme peu satisfaisant qui invoque des « gènes de prédispositions psychiatriques » ou bien l'influence d'un élément modificateur du gène en cause, pour rendre compte de manifestations très différentes des troubles mentaux dans une même famille.

Ayant ainsi passé en revue les difficultés inhérentes à la *connaissance* de l'hérédité chez l'homme, il nous faut maintenant étudier les possibilités qu'elles laissent aux techniques de stérilisation. Pour cela le plus simple sera sans doute de faire le bilan de l'acquis de la génétique mendélienne dans chacune des grandes catégories nosographiques. On voit très rapidement alors qu'il existe un contraste frappant entre quelques affections semblant suivre les règles génétiques, mais d'une rareté les rendant sans intérêt eugénique, et les catégories courantes de troubles mentaux, pour lesquels aucune règle n'a pu être établie.

I. — Les grandes tares à hérédité dominante :

Les cas les plus typiques et les plus fréquents sont la chorée de Huntington, l'épiloïa (la dystrophie myotonique, la neurofibromatose, l'acrocéphalie, l'arachno-dactylie).

Dans tous ces cas, le trait le plus frappant est le divorce qui existe entre le caractère social de la stérilisation envisagée et la rareté de ces maladies qui en font de véritables curiosités.

Mais, bien plus, si le caractère dominant du gène en cause semble être la garantie du succès d'une politique de stérilisation, il n'en demeure pas moins que ce succès est rendu bien contestable par les circonstances concrètes de la maladie.

Il ne s'agit presque jamais, en effet, de l'hérédité d'une tare visible dès la naissance, mais d'une prédisposition à une maladie qui se déclarera plus ou moins tard (5 à 10 ans pour la chorée, autour de 25-30 ans pour la myotonie), ce qui laisse un certain nombre de cas où le malade potentiel aura déjà pu transmettre la tare à des descendants avant d'avoir pu être reconnu, même par le dépistage le plus compétent.

D'autre part, l'association des manifestations mentales avec les manifestations somatiques est lâche et pour ces dernières mêmes les cas où le gène, quoique théoriquement dominant reste à l'état latent par manque de pénétrance, sont fréquents. Dans ces conditions, une extirpation radicale de la tare nécessite que l'on stérilise non seu-

lement ce porteur manifeste mais aussi ses frères et sœurs et tous les enfants qu'ils ont pu avoir. Et encore, les mutations créeront-elles de nouveaux porteurs, même si par une application systématique le danger avait pu paraître momentanément conjuré.

II. — Tares à hérédité récessive :

Plus inefficace encore sera la stérilisation dans le cas de ces raretés cliniques à hérédité de type récessif que sont l'oligophrénie phénylpyruvique, certaines microcéphalies, certaines diplégies, la maladie de Tay-Sachs, etc...

Il n'y a que dans le cas où les deux parents sont des vecteurs du gène pathologique qu'un quart des enfants risquent d'être atteints et corrélativement de révéler la tare latente de leurs parents. Il s'en suivra donc qu'une diminution sensible de fréquence ne peut être espérée qu'après des dizaines de générations soumises au contrôle eugénique.

En outre, si l'on admet que dans la plupart de ces cas l'individu taré est rendu automatiquement infécond de par sa tare même, le gain que réalise la politique eugénique est encore plus faible par rapport à celui que donne le seul jeu des lois naturelles.

Enfin il est impossible de négliger dans ce cas le rôle prédominant que joue la structure plus ou moins endo ou exogamique du système de mariage dans la population considérée et dont les variations à notre époque produisent des effets d'un ordre de grandeur bien supérieur.

Des remarques analogues valent pour les tares ou anomalies liées aux sexes toutes aussi rares que peu rigoureusement héréditaires.

III. — Les grandes catégories de troubles mentaux :

On ne peut considérer sans étonnement et accablement la disproportion extrême entre la masse des recherches qui ont tenté d'analyser, sur la base des données de la génétique, des milliers et des milliers d'observations dont la récolte, le dépouillement et l'élaboration statistique ont mobilisé des nuées de chercheurs qui consacrerent des années de travail pour aboutir à des résultats dont la précarité ou l'incertitude pouvaient, nous semble-t-il, être prévues dès le départ en raison des critiques et des obstacles que nous avons exposés dans tout ce qui précède.

Nous ne tenterons pas un exposé systématique, même succinct, des principaux travaux — qui portèrent pour la plupart sur ces catégories primordiales par leur fréquence et leur gravité que sont schizophrénie, cyclothymie, arriération et épilepsie.

Nous développerons surtout un exemple qui semblerait parmi les plus favorables à l'eugénique, celui de l'épilepsie, parce qu'il témoigne de l'impossibilité d'aboutir à des conclusions permettant une stérilisation susceptible d'être efficace.

On sait que les crises épileptiques qui participent de la neurologie et de la psychiatrie sont à peu près unanimement divisées en deux types d'après leur origine connue ou supposée :

- les épilepsies symptomatiques, consécutives à des lésions acquises (traumatiques, infectieuses, etc...) du système nerveux central.
- les épilepsies dites essentielles, dans lesquelles aucune étiologie du type précédent n'a pu être décelée, ni cliniquement ni par d'autres modes d'investigation.

La plupart des conceptions actuelles de l'épilepsie admettent, dans cette seconde catégorie, une ou des formes héréditaires, qui en formeraient la plus large part, sinon l'intégralité. Par contre, quelques auteurs refusent d'y voir autre chose que des épilepsies symptomatiques à cause méconnue ou encore inaccessible, et ceci constitue déjà une réserve préalable qui s'oppose à toute hypothèse eugénique indiscutable en matière d'épilepsie.

Même en se plaçant sur le terrain des auteurs qui accordent le maximum de crédit à la génétique, on se heurte aux difficultés suivantes :

1° — La possibilité qu'un même tableau clinique relève de déterminismes héréditaires ou de lésions acquises constitue le phénomène bien connu en génétique sous le nom de « phénocopie ».

Elle nécessite la discrimination des faits cliniquement les plus homogènes en fonction de ces causes très différentes.

Par exemple, W. G. Lennox (1), dans le plus récent travail sur ce sujet, constate une concordance d'épilepsie chez 7 % de jumeaux identiques et 8 % de fraternels lorsqu'on retrouve des lésions cérébrales antérieures aux crises comitiales. En l'absence de cette notion de lésions antérieures (c'est-à-dire dans les formes « essentielles »), ces chiffres passent à 84 % de concordance chez les jumeaux fraternels.

Mais si un tel écart implique une très importante influence de l'hérédité dans les épilepsies essentielles, il n'en laisse pas moins à la répartition des cas dans ce groupe un caractère négatif, puisque c'est par exclusion de toute étiologie connue qu'on y parvient.

De ce fait, les causes d'erreur (ignorance de lésions très caractérisées mais méconnues ou dissimulées, lésions encore inaccessibles aux connaissances médicales, etc...) ne joueront que dans le sens d'un excès de cas considérés comme « essentiels ».

Si l'on imposait des mesures eugéniques aux cas d'épilepsie supposées héréditaires, on engloberait donc des sujets qui n'en relèveraient aucunement, plutôt qu'on n'en laisserait échapper.

2° — Parmi les formes héréditaires d'épilepsie on doit tenir compte de la possibilité de déterminations génétiques diverses. Certaines seront faciles à distinguer du fait de leur cortège de symptômes caractéristiques ou de leur modalité de transmission.

(1) W. G. Lennox : « The Heredity of Epilepsy as told by relatives and Twins » — Journ. Améric. Medic. Assoc., juin 1951 — Tome 146, pp. 529 à 537.

C'est ainsi que les crises d'épilepsies peuvent relever d'une forme héréditaire bien spéciale, la sclérose tubéreuse de Bourneville, dans laquelle elles ne constituent qu'un élément accessoire et inconstant de perturbations intéressant tout le tissu conjonctif et nerveux. Le tableau clinique, et en particulier la présence d'adénomes de la face, permettent d'identifier cette affection, ou tout au moins de ne pas laisser croire à une épilepsie banale — mais il existe des cas moins typiques qui peuvent laisser dans le doute.

Parfois c'est la modalité dominante ou récessive qui donne une allure très différente aux pedigrees et conduit nécessairement à distinguer deux types héréditaires différents génétiquement mais sans aucune différence de symptomatologie ou trop minime pour être retenue en l'absence de la distinction génétique. Cependant, si le diagnostic clinique ne permet pas sur un individu de savoir s'il est atteint d'une forme récessive ou dominante, le pronostic pour la descendance est radicalement différent.

Il est encore possible que deux observations familiales ne se distinguent en rien, ni cliniquement ni dans le mode de transmission dominant ou récessif de troubles héréditaires, et qu'il s'agisse pourtant de deux déterminismes génétiques différents.

C'est le hasard d'un croisement entre deux sujets atteints d'une même tare clinique qui révèle seul leur hétérogénéité par l'absence complète des conséquences qu'impliquerait la combinaison génétique en cas d'identité. On peut voir, par exemple, deux sourds-muets qui se marient, malgré l'origine héréditaire incontestable chez l'un et l'autre de la surdité, n'avoir aucun sourd-muet dans leur descendance. Les généticiens invoquent alors deux altérations différentes des chromosomes ayant la même conséquence symptomatique.

Mais on conçoit que les multiples causes d'erreurs possibles chez l'homme d'une part, et l'incapacité de procéder à des contrôles par des croisements expérimentaux, rendent une hypothèse de ce genre très aléatoire, alors qu'elle a pu facilement être démontrée expérimentalement.

3° — Les caractéristiques à retenir dans une analyse génétique sont parfois très difficiles à définir.

Le domaine de l'épilepsie a enregistré des controverses et des variations extrêmement instructives sur ce point, bien qu'il paraisse à première vue très clairement délimité par les crises connues depuis l'Antiquité.

Aucune discussion ne s'est jamais élevée au sujet des grandes crises comitiales, mais les « équivalents » en suscitaient déjà, certains élargissant, d'autres restreignant leur liste. De proche en proche, les rapports entre épilepsie et migraine, épilepsie et énurésie, etc... ont divisé les auteurs sur le plan doctrinal et leur ont fait adopter des bases d'analyse ne permettant plus la moindre comparaison des résultats.

Finalement, la description de « l'épileptoïdie » par Mme Minkowaka achève de substituer aux définitions initiales recueillant apparemment l'adhésion unanime, une gamme extraordinairement complexe de positions sur les frontières de l'épilepsie : la crise comitiale apparaissant à certains auteurs comme non seulement contingente mais susceptible d'être observée en dehors de toute épileptoïdie, c'est-à-dire d'être dénuée des caractères proprement « épileptiques » au sens admis par ces auteurs.

4° — Pour tenter de tirer les conclusions de ces données sur l'hérédité dans l'épilepsie, on voit combien l'opposition classique et tranchée en formes accidentelles et acquises d'une part, formes familiales et héréditaires d'autre part, perd de sa rigueur. Les formes extraordinairement complexes que peuvent affecter cliniquement et génétiquement les épilepsies dites essentielles laissent rarement la possibilité d'affirmer le caractère héréditaire — et moins encore d'évaluer le risque couru par la descendance.

Par contre, W. G. Lennox, dans l'article cité précédemment, a donné des arguments très peu contestables à l'appui de facteurs héréditaires prédisposant aux épilepsies les plus certainement consécutives à une lésion cérébrale. Faudra-t-il donc stériliser jusqu'aux familles des épileptiques dont les crises ont été provoquées par un accident de la voie publique ou un traumatisme de guerre ?

W. Lennox, considéré comme l'un des spécialistes américains les plus compétents en matière d'épilepsie, se refuse finalement à envisager aucune prohibition de la procréation chez les épileptiques, si ce n'est à titre exceptionnel dans des cas hypothétiquement indiscutables dont il ne donne aucun exemple et qui ne sauraient être qu'une proportion infime dans l'état actuel de nos connaissances.

★
★

La schizophrénie a été attribuée par certains auteurs à un ou des facteurs héréditaires dont le mécanisme génétique a été d'ailleurs envisagé des façons les plus diverses et les plus contradictoires.

Il serait possible d'y retrouver les mêmes objections dues aux « phénocopies » et à toutes les réserves décrites pour l'épilepsie. L'influence des facteurs de milieu est encore plus évidente dans cette catégorie que l'on a vu, par exemple, diminuer très nettement au cours des guerres.

Enfin et surtout, l'incertitude de la définition même du terme « schizophrénie » et la variation des formes de troubles mentaux qu'il recouvre empêchent au départ de considérer qu'il s'agit d'un groupe homogène susceptible d'analyse valable, lorsqu'on se souvient des difficultés qui ont surgi pour cette forme beaucoup plus précise qu'était l'épilepsie.

Il n'est pas inutile de souligner qu'ici comme pour la cyclothymie le début de la maladie est tardif : même si nous connaissions

parfaitement les règles du déterminisme héréditaire, il serait le plus souvent impossible de « gagner » quoi que ce soit du point de vue eugénique, le début de la maladie se constatant très souvent chez des sujets ayant déjà eu des enfants. Une politique de stérilisation conséquente, pour être efficace, devrait donc s'étendre aux enfants, frères et sœurs du malade — voire même à ses cousins.

D'autre part, les accès d'excitation et de dépression qui constituent la *cyclothymie*, bien que moins contestés dans leur description clinique, n'en restent pas moins discutés quant à leur étiologie. À côté des formes supposées héréditaires, on admet une marge plus ou moins étendue de cas réactionnels ou liés à la sénescence qui ne permettent pas plus de voir dans « la cyclothymie » un groupe nettement tranché.

Il faut aussi souligner qu'en matière de cyclothymie les « concordances » de manifestations pathologiques chez les jumeaux identiques, qui atteignent les chiffres les plus élevés des enquêtes génétiques en psychiatrie, ne dépassent pourtant pas 90 % — et ceci, en tenant compte bien souvent d'excitations ou dépressions mineures ou atypiques. Il reste donc une proportion non négligeable de cas échappant à cette prétendue fatalité génétique et donc aussi aux stérilisations.

Quant à l'*arriération*, toutes les objections que nous avons déjà formulées à l'encontre des mesures de stérilisation se trouvent rassemblées ici et il n'en est que plus frappant de voir que c'est cette catégorie qui a été le plus largement victime des mesures eugéniques. En effet, hors les formes rarissimes d'arriération que nous avons déjà citées, aucune théorie génétique précise ne permet de mesurer l'influence des facteurs héréditaires. Aucune limite autre qu'arbitraire ne fixe dans l'absolu la démarcation entre le normal et le pathologique dans les niveaux d'intelligence; stériliserait-on les parents ayant une probabilité (laquelle ?) de donner le jour à des enfants; quelle balance établirait-on entre ce risque (si même on savait l'évaluer) et la probabilité sûrement non négligeable de leur voir engendrer des enfants de Q.I. relativement élevé ?

Enfin, nous ne pouvons pas, même si cet aspect déborde le cadre de notre article négliger l'influence manifestement capitale en matière d'arriération, des facteurs progénétiques et le milieu du développement individuel et social. L'obligation de plus en plus fondée scientifiquement de leur faire une très large place relègue à l'arrière-plan les perspectives les plus audacieuses d'une eugénique inhumaine.

CONCLUSIONS.

Il peut paraître surprenant, en présence des objections et des réserves fondamentales que l'on pouvait soulever aux principes initiaux de la génétique et qui se sont renforcées, comme nous l'avons vu, au fur et à mesure que l'on approfondissait la recherche expérimentale en ce domaine, que l'on ait pu parallèlement assister au développement et à la diffusion de doctrines prétendant appliquer à l'homme,

sous le couvert de lois scientifiques que l'on donnait comme assurées et de motifs médico-sociaux qui ne sauraient laisser indifférents, des méthodes allant de la stérilisation à l'extermination pure et simple de catégories aussi larges que mal définies d'une population.

En fait, il faut insister sur ce que les affections indiquées par la loi allemande introduisant la possibilité d'imposer la stérilisation aux sujets présentant des tares héréditaires, ne mentionne aucune de ces formes d'arriération que nous avons signalées comme d'origine héréditaire admise, mais vise des affections aussi vastes que « débilité mentale profonde » ou « alcoolisme grave ». Une telle disposition étend la stérilisation par contrainte à des fractions illimitées de la population et à des individus dont rien ne permet d'affirmer qu'ils constituent un danger héréditaire, dans l'interprétation la plus « eugénique » des connaissances médicales actuelles.

Il est encore moins compréhensible que des mesures analogues aient été adoptées et restent en vigueur dans de très nombreux autres pays qui se réclament de conceptions beaucoup plus soucieuses de préserver la liberté individuelle et qui ont apporté une contribution de valeur à la critique des schémas génétiques.

Comment le simple bon sens admettrait-il qu'une loi vienne imposer la stérilisation « des fous », des « faibles d'esprit » et « des épileptiques » sans même exiger qu'un caractère quelconque d'hérédité soit constaté pour appliquer une mesure aussi grave ?

Pourtant ce ne sont point des exemples isolés, mais bien au contraire une masse impressionnante de textes analogues que révèle l'étude récente de J. Sutter sur l'Eugénique.

La discussion de tels faits nous paraît sortir des limites techniques que nous nous sommes fixés puisqu'elle ne saurait y trouver de légitimation.

Ils n'en restent pas moins un danger que les psychiatres ont le devoir de connaître dans la mesure où ils se souvient de le combattre.

H. DUCHENE et P. SCHUTZENBERGER.

**F. CANAC - L. BARRABE - A. DOGNON
G. DARMOIS et P. SCHUTZENBERGER**

LA RADIESTHÉSIE

ÉTUDES CRITIQUES

Introduction par ERNEST KAHANE

PUBLICATIONS DE L'UNION RATIONALISTE
24, rue des Grands-Augustins, Paris 6^e

**ETUDE STATISTIQUE
DE DIVERSES EXPERIENCES
RADIESTHESIQUES**

par **Georges DARMOIS**,
*Membre de l'Académie des Sciences,
Professeur à la Faculté des Sciences de Paris,
Président de l'Institut International de Statistique*

et **Marcel-Paul SCHUTZENBERGER**,
Chargé de Recherches au C.N.R.S.

Les trucs qu'utilisent illusionnistes et magiciens de foire reposent le plus souvent sur des phénomènes de physique, de chimie ou de psychologie élémentaires ignorés du public : les glaces sans tain, le « virage » des indicatifs colorés, les illusions sensorielles, etc... sont ainsi mis à profit chaque soir par la magie blanche pour l'amusement des petits et des grands.

D'une façon analogue, mais plus subtile sans doute, les techniques d'exploitation de la crédulité humaine telles que la radiesthésie, l'astrologie, la chiromancie, la photo-robot, etc., se basent plus ou moins consciemment sur certains phénomènes très généraux :

72 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

d'une part sur l'anxiété de leur public, sur son attirance pour le mystère;

d'autre part sur la méconnaissance commune de certaines lois de la nature, notamment, et ceci nous concernera plus particulièrement ici, des lois du Calcul des Probabilités, qui, à elles seules, rendent compte, comme nous le verrons plus loin, des prétendues « coïncidences » inexplicables qu'invoquent les tenants des techniques susdites.

Par le jeu de ces deux facteurs, un phénomène réel, mais mal interprété, et une disposition psychologique à infléchir cette interprétation dans un sens donné, se constituent de pseudo théories dont le succès limité, mais certain, démontre l'incroyable aptitude de certains esprits à ne voir et à ne retenir dans ce qu'ils perçoivent que les aspects conformes à leurs opinions préconçues ou leurs pulsions névrotiques.

Le but de cette étude sera double : nous essayerons d'abord de montrer très simplement quels sont les plus frappants de ces phénomènes réels du Calcul des Probabilités. Ensuite nous passerons en revue les principales « expériences » dans lesquelles on a cherché à vérifier le bien fondé des prétentions des radiesthésistes et nous examinerons si les résultats obtenus s'expliquent par le seul jeu des lois du hasard ou s'il faut procéder à ce réexamen dramatique de toute notre vision scientifique du monde que nécessiterait le succès indiscutable même d'une seule de ces expériences.

Une partie des raisonnements statistiques développés ici avaient été l'objet d'une conférence sur

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSQUES 73

la radiesthésie faite par l'un de nous (G. Dar-mois) à la Radio en 1940. L'expérience Rendu discutée plus bas est elle-même depuis longtemps un éventuel sujet des travaux pratiques pour les étudiants en statistique, mais les calculs présentés ici ont été entièrement refaits à l'occasion de cette publication.

LE CALCUL DES PROBABILITÉS

Tout le monde a une connaissance concrète plus ou moins nette de ce qu'est un événement « au hasard » « aléatoire » ou « stochastique » (ces trois termes étant pratiquement synonymes) quand ce ne serait que par des exemples aussi familiers que les loteries ou les jeux de cartes.

Nous ne ferons donc qu'emprunter une illustration classique en proposant au lecteur quelques réflexions sur le jeu de pile ou face, d'autant plus classique d'ailleurs que déjà Heraclite, il y a plus de deux mille ans, exprimait de cette façon sa conviction du caractère aléatoire du Monde en disant que « l'univers est un enfant qui joue avec des dés » et que plus près de nous les grands fondateurs du Calcul des Probabilités, Pascal et Fermat, sont venus à son étude à propos des jeux de cartes et de dés très en honneur dans la société d'alors.

Cependant, pour renouveler le sujet et en même temps le rapprocher de notre but, nous le présenterons sous la forme de « démonstrations » spectaculaires de prédiction de l'avenir.

74 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

Première démonstration :

Effectuer la collecte des pièces de dix francs parmi les spectateurs. Nous supposons qu'il s'agit d'une réunion amicale où sont présentes deux cents personnes qui donnent chacune une pièce. Faire marquer chaque pièce des initiales de son propriétaire. Après avoir ramassé le butin, annoncer que l'on est capable de prévoir à 15 % près le nombre total des pièces montrant le côté face une fois qu'elles auront été répandues en vrac sur une table. Après méditation, déclarer que le chiffre sera 100, puis faire procéder à l'épreuve et à la vérification par une main innocente.

Résultats : Le calcul montre et l'expérience confirme que dix-neuf fois sur vingt en moyenne le nombre total des pièces montrant le côté face est compris entre 85 et 115 et la prédiction est vérifiée. Une fois sur vingt, en moyenne, le nombre est plus grand ou plus petit : dans ce cas, on pourra se tirer de ce mauvais pas par une plaisanterie originale et de bon goût sur le faible crédit que l'on peut apporter aux finances publiques.

Deuxième démonstration :

Déclarer que l'on peut faire mieux, beaucoup mieux : si seulement plusieurs essais sont permis : en quatre épreuves au plus on a les mêmes chances que précédemment d'obtenir un total de « pièces » différant de 100 par moins de cinq unités.

Troisième démonstration :

Faire monter sur l'estrade une vingtaine de personnes et leur faire jouer deux par deux vingt

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 75

parties de pile ou face en notant les résultats. Prétendez que dans chaque paire de joueurs il y en a que vous favorisez par votre fluide magnétique, mais que vous ne pouvez naturellement pas dire lequel « par crainte de troubler l'expérience ». Ceci fait, il suffira pour prouver votre pouvoir que les spectateurs vérifient que dans un tiers à peu près des paires l'un des joueurs, tout au long des vingt parties, a été constamment en avance sur son adversaire.

Quatrième démonstration :

Rendre les pièces aux spectateurs; on peut prédire à coup sûr que « sauf peut-être pour trois ou quatre exceptions », personne ne retrouvera sa propre pièce.

Faute d'expérience, il est loin d'être sûr que la manière dont nous avons présenté cette démonstration de magie stochastique soit la plus spectaculaire, mais elle illustre de façon commode quelques-unes des grandes lois du Calcul des Probabilités qu'il nous faut maintenant discuter sérieusement.

1° *La loi des « grands nombres ».*

Supposons rangées par ordre alphabétique (des initiales) toutes les pièces de la première expérience : s'il y avait deux pièces seulement, il y aurait quatre résultats possibles : pile, pile (PP), ou bien pile, face (PF), ou bien face pile (FP), ou bien face face (FF). S'il y avait trois pièces, il y aurait naturellement deux fois plus de résultats

76 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

possibles : chacune des précédentes combinée avec pile ou avec face pour la troisième pièce; soit au total huit combinaisons symbolisées par :

PPP, PPF, PFP, PFF, FPP, FPF, FFP, FFF,

Avec quatre pièces, on aurait de même $8 \times 2 = 16$ possibilités, puis $32 = 16 \times 2$ possibilités avec cinq pièces, etc.

Comme on s'en convainc facilement, ce nombre croît très vite : il dépasserait 1.000 pour dix pièces et pour les deux cents pièces que nous avons envisagées plus haut, il s'exprime par un nombre qui a plus de six cents chiffres.

Cependant, si considérable que soit cette multiplicité de combinaisons, le calcul permet d'établir que leur ensemble satisfait à certaines lois, possède une certaine régularité : en particulier, par dénombrement direct pour les petites valeurs, puis en faisant appel pour les valeurs plus élevées du nombre de pièces aux ressources de l'analyse combinatoire, on trouve que la proportion des combinaisons pour lesquelles le rapport du nombre des piles ou celui des faces s'écarte sensiblement de 1, décroît selon une certaine loi, dont l'expression mathématique constitue ce que l'on appelle la loi de « Laplace-Gauss » :

Le tableau ci-joint donne une idée de l'allure du phénomène : à l'intersection de chaque ligne et de chaque colonne se trouve inscrit le nombre de combinaisons satisfaisant aux conditions : par exemple, avec six pièces, il y a quinze combinaisons (sur un total de soixante-quatre combinaisons possibles) qui contiennent deux piles (et quatre faces).

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 77

TABLEAU I
NOMBRE DE PIÈCES MONTRANT LEUR FACE PILE

Nombre total de pièces	Nombre total de comb.								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
2	1	2	1						
3	1	3	3	1					
4	1	4	6	4	1				
5	1	5	10	10	5	1			
6	1	6	15	20	15	6	1		
7	1	2	21	35	35	21	7	1	
8	1	8	28	56	70	56	28	8	1

78 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

Avec huit pièces ce nombre est de vingt-huit, etc... Or, nous savons qu'une pièce usuelle a pratiquement autant de chances de tomber sur pile que sur face. D'autre part le fait que nous les jetions en vrac au hasard sur la table signifie simplement que toutes les combinaisons sont aussi probables les unes que les autres, puisque le sort de l'une des pièces ne saurait affecter celui d'une autre.

Ainsi dans le cas présent se trouve établi un lien étroit entre les dénombrements de possibilités et les probabilités d'événements : une configuration donnée (par exemple sept pièces pile, les autres face) a d'autant plus de chance d'apparaître que le nombre des combinaisons qui la réalisent est plus grand et réciproquement.

Le théorème de Laplace-Gauss permet de préciser que si au lieu de quelques unités comme ici, des dizaines de pièces (disons N pièces) étaient en jeu, à peu près 95 % de toutes les combinaisons contiendraient un nombre de « pile » compris

entre $\frac{N}{2} - \sqrt{N}$ et $\frac{N}{2} + \sqrt{N}$: c'est ce que nous

avons utilisé dans la « démonstration » n° 1. ($N = 200$ $\sqrt{N} = 14,1$... ce qui donne les limites arrondies 85 et 115. Si 2.000 pièces avaient été employées, les limites auraient été :

$$\frac{2\,000}{2} \pm \sqrt{2\,000} \approx 1\,000 \pm 45$$

et l'on voit que la prédiction aurait pu être encore plus précise ($\frac{45}{1\,000} = 4,5\%$) puisque, toutes cho-

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSQUES 79

ses égales d'ailleurs, la longueur de l'intervalle $(-\sqrt{N}, +\sqrt{N})$ croît moins vite que N . De la même manière, si l'on avait voulu avoir une quasi certitude (disons 999 chances sur 1.000) que le nombre de « pile » obtenu soit compris à l'intérieur de la marge annoncée, il aurait fallu prendre

comme limites : $\frac{N}{2} - 1,3\sqrt{N}$ et $\frac{N}{2} + 1,3\sqrt{N}$ et

avec les limites $\frac{N}{2} - 1,9\sqrt{N}$, $N + 1,9\sqrt{N}$ cette

quasi certitude aurait encore été plus forte, les chances *a priori* d'une erreur étant à peine de l'ordre de 1 sur 10.000. (Voir tableau II.)

On notera le contraste entre ces deux tendances : pour *diminuer de moitié* la marge d'incertitude il faut *quadrupler* le nombre des pièces. Par contre un accroissement relativement très léger de cette marge augmente considérablement la sécurité à partir d'un certain niveau. Enfin on observera sur le tableau suivant que si la marge est trop faible, à peu près rien de sûr ne peut être dit : il n'y a (avec 200 pièces) que 38 chances pour 100 pour que le nombre observé soit compris entre 96 et 104, mais il y a encore 68 chances pour 100 qu'il soit entre 93 et 107.

2° La loi des événements rares.

Nous passons directement au commentaire de la quatrième « démonstration » qui illustre l'autre

80 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

TABLEAU II

Marge d'incertitude	Chances pour que le chiffre observé tombe à l'extérieur de cette marge
$\frac{N}{2} \pm \frac{1}{4} \sqrt{N}$	62 chances pour cent
$\frac{N}{2} \pm \frac{1}{2} \sqrt{N}$	32 » » »
$\frac{N}{2} \pm \frac{3}{4} \sqrt{N}$	15 » » »
$\frac{N}{2} \pm \sqrt{N}$	6 » » »
$\frac{N}{2} \pm \frac{5}{4} \sqrt{N}$	1 » » »
$\frac{N}{2} \pm \frac{3}{2} \sqrt{N}$	3 » » mille
$\frac{N}{2} \pm \frac{7}{4} \sqrt{N}$	5 » » dix mille
$\frac{N}{2} \pm 2 \sqrt{N}$	6 » » cent mille

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 81

loi fondamentale du Calcul des Probabilités, la loi de Poisson, comme on l'appelle habituellement, en l'honneur du mathématicien français qui l'a le premier étudiée.

De même que l'on pouvait rattacher la loi de Laplace-Gauss à l'intuition familière (et erronée sous cette forme) que « les erreurs indépendantes se compensent en moyenne », il est loisible de voir dans la loi de Poisson une formulation rigoureuse de la maxime des obstinés : « Tout finit bien par arriver qui n'est pas impossible. » Considérons par exemple la démonstration n° 4. *A priori*, puisqu'il y a deux cents personnes, une pièce quelconque n'a qu'une seule chance sur deux cents de revenir à son propriétaire, ce qui est très faible. Mais cet essai est fait deux cents fois : il semble donc normal que pour quelques pièces au moins cette coïncidence se produise et la forme analytique de la loi de Poisson donne à la limite les chances *a priori* d'obtenir ainsi zéro, une, deux, trois... coïncidences.

Ainsi, si nous refaisons l'expérience un très grand nombre de fois devant des publics nouveaux mais tous de 200 personnes, nous obtiendrions à peu près :

Zéro coïncidence dans	37 % des cas
Une »	37 % des cas
Deux »	18 % des cas
Trois »	6 % des cas
Quatre »	1,5 % des cas
Cinq »	0,3 % des cas
Six coïncidences ou plus dans	moins de 1 p. 1000	

6

82 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

Nous pouvons généraliser cet exemple : supposons un phénomène peu probable ayant, disons x chances sur mille de se produire (par exemple la naissance de jumeaux : 1 chance sur 85 = 11,8 % dont nous comptons l'apparition éventuelle parmi un très grand nombre de cas, disons N (par exemple parmi les N naissances annuelles d'une ville d'une dizaine de milliers d'habitants, soit $N = 250$)

de telle sorte que le produit $m = \frac{Nx}{1000}$ soit de l'ordre de quelques unités. (Ici $m = \frac{250 \times 11,8}{1000} = 2,95$).

Alors il est extrêmement invraisemblable que l'on observe ce phénomène moins de $m - 2\sqrt{m}$ ou plus de $m + 2\sqrt{m}$ fois. Inversement toutes les valeurs entre $m + \sqrt{m}$ et $m - \sqrt{m}$ sont très vraisemblables.

Par exemple : il serait surprenant qu'une année donnée, on constate plus de $2,95 + 2\sqrt{2,95} \approx 6$ naissances gémellaires dans la petite ville qui nous sert d'illustration et par contre il n'y a rien d'exceptionnel à ce qu'aucune semblable naissance ne se produise : 14 années par siècle en moyenne seront dans ce cas.

Il n'est pas besoin d'insister sur l'analogie de ce résultat avec celui auquel nous avons abouti pour la loi de Laplace-Gauss : les valeurs probables sont concentrées autour d'une valeur moyenne de telle sorte que dans un petit intervalle les probabilités des divers résultats ne diffèrent pas sensiblement, mais au contraire décroissent très vite dès qu'on

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 83

s'en éloigne suffisamment. On voit aussi la signification pratique de ces faits qui expliquent bien des coïncidences réputées mystérieuses : même s'il n'y a qu'une chance sur mille pour qu'un événement se produise, il est normal que sur quelques milliers d'essais, il puisse se réaliser cinq ou six fois et c'est là une donnée dont la publicité des charlatans sait faire l'usage que l'on connaît.

Nous serons plus brefs sur les « démonstrations » 2 et 3 quoiqu'elles illustrent aussi des lois importantes du Calcul des Probabilités, surtout la dernière, dont la base mathématique est la loi « Arc Sinus » qui est un aspect en quelque sorte dual de celui de la loi des grands nombres de Laplace-Gauss.

Nous avons vu en effet que si un très grand nombre de parties de pile ou face étaient jouées, le pourcentage des « pile » tendrait sûrement vers 50 % (en supposant la pièce parfaitement symétrique).

Mais cette tendance de pourcentage *relative au nombre total des essais n'entraîne évidemment pas une tendance du nombre absolu* : il y a moins de chances d'obtenir exactement 50 « pile » sur 100 coups que 5 « pile » sur 10 coups et encore moins de chances d'observer 500 « pile » sur 1.000 coups.

La loi « Arc sinus » chiffre d'une certaine manière ce deuxième aspect du hasard et montre que, malgré la tendance vers la moyenne des pourcentages, le nombre des séries (même très longues), où l'un des joueurs semble être constamment défavorisé, est loin d'être négligeable. Par exemple : si

84 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

vingt paires de joueurs jouaient à pile ou face sans arrêt, au rythme d'un coup par seconde pendant un an, il est très vraisemblable que pour quelques paires le joueur le moins chanceux aurait été systématiquement devancé par son adversaire pendant plus de 364 jours sur 365.

Le résultat est à coup sûr surprenant, mais il semble plus naturel si l'on réfléchit que, du fait de l'indépendance des coups successifs, tout avantage accidentel acquis par l'un des joueurs n'a pas plus de chances de décroître que d'augmenter au cours du temps puisqu'aucune force ne tend à ramener le total à la position d'équilibre.

Ici encore on doit insister sur la signification quotidienne de ces chiffres : le joueur malchanceux 364 jours sur 365 ne croira-t-il pas facilement que son adversaire a un avantage secret, un pouvoir mystérieux ? Et le gagnant, s'il a mis sa confiance dans une amulette ou une martingale, ne sera-t-il pas persuadé de la valeur de sa superstition ?

LA STATISTIQUE MATHÉMATIQUE

Les chapitres précédents nous ont appris à nous défier des coïncidences, et c'est sur la base du Calcul des Probabilités que nous voulons examiner les faits avancés en faveur de la radiesthésie, avec les méthodes de la statistique mathématique qui sont utilisées quotidiennement dans l'industrie, aussi bien que dans la recherche biologique, chimique, médicale, agricole, etc...

Pour rendre plus concret l'exposé, nous repren-

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 85

drons d'abord, d'après Fréchet, l'expérience classique du docteur Rendu de Lyon :

Expérience 1 :

Un trésor, consistant en une masse d'argent métallique, a été caché successivement dans dix pièces différentes d'une maison; quatre-vingt-six radiesthésistes en ont, chacun par dix fois, indiqué la position selon leurs techniques personnelles. Les chiffres suivants résument les résultats de cette expérience.

Nombre de radiesthésistes ayant réalisé :

5 ou plus de 5 déterminations correctes.....	0
4 » »	1
3 » »	7
2 » »	14
1 » »	33
0 » »	31
Total.....	86

A simple vue, il n'est peut-être pas facile de tirer une conclusion nette dans un sens ou dans un autre : bien sûr une telle expérience réfute radicalement la thèse selon laquelle tous les radiesthésistes ou même seulement une notable proportion d'entre eux auraient des facultés de détection presque infaillibles : aucun ici n'a donné cinq ou plus de cinq réponses correctes (sur dix possibles), alors qu'un caporal d'infanterie muni d'un détecteur de mines de modèle courant aurait vraisemblablement retrouvé dix fois sur dix le trésor.

Cependant un avocat de la radiesthésie pour-

86 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

rait avancer deux arguments (fallacieux) que nous discuterons l'un après l'autre :

Argument A. — « Naturellement la radiesthésie n'est pas infaillible, mais dans l'ensemble, elle donne quand même des résultats intéressants : au total sur $86 \times 10 = 860$ essais, on a obtenu :

$$33 + 2 \times 14 + 3 \times 7 + 4 \times 1 = 86^{(1)}$$

réponses correctes, ce qui n'est pas négligeable. »

Argument B. — « Bien sûr tous les radiesthésistes ne sont pas dignes de confiance, mais sur quatre-vingt-six participants, il y en a huit (les seuls « vrais » radiesthésistes, probablement) qui ont donné trois ou quatre réponses correctes, ce qui est bien plus que le hasard ne prévoit. »

Répondons d'abord à l'argument A :

Si un individu ordinaire avait indiqué au hasard l'une des dix chambres où pouvait être le trésor, il aurait pour chaque essai une chance sur dix de tomber juste, et par conséquent, quatre-vingt-six personnes procédant chacune dix fois de la même façon auraient parfaitement pu fournir :

$$1/10 \times 86 \times 10 = 86 \text{ réponses correctes.}$$

La « ligne zéro » à partir de laquelle nous devons suspecter quelque chose n'est pas 100 % d'erreur (ce qui nécessiterait une sorte de divination à rebours), mais exactement la proportion d'erreurs (90 %) qui résulterait du seul hasard (et qui est précisément celle obtenue ici par les radiesthésistes).

(1) La coïncidence de ce chiffre (nombre total des réussites) avec le nombre total des participants (86 aussi) est purement fortuite.

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSQUES 87

Selon ce test, il est clair que les chiffres ne prouvent rien en faveur de la radiesthésie.

Une réfutation de l'argument B est moins directe, car elle implique le recours au calcul d'une loi de Poisson.

Supposons que la série des dix déterminations ait été faite par des milliers de personnes, toutes choisissant leurs réponses au hasard. Un calcul classique montre que les proportions suivantes auraient été obtenues :

Proportion de sujets ayant fourni :	soit en moyenne pour 86 personnes :
5 réponses correctes et plus. 0,3 %	0
4 » » .. 1,5 %	1
3 » » .. 6 %	5
2 » » .. 18 %	16
1 » » .. 37 %	32
0 » .. 37 %	32

(Les chiffres sont arrondis pour la clarté du tableau.)

Comparant ces chiffres aux valeurs du tableau des résultats, nous pouvons donc récuser aussi bien l'argument B que l'argument A : même en nous limitant aux sujets qui ont le mieux réussi, ni leur nombre, ni la valeur de leurs réponses, ne prouvent pas autre chose si ce n'est que le jeu des lois du hasard ait guidé le choix de quatre-vingt-six participants.

88 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

GÉNÉRALISATION

La méthode logique que nous venons d'utiliser est évidemment très générale et nous allons l'appliquer à toute une suite d'expériences analogues.

Etant donnée une série de déterminations faites par un ou plusieurs radiesthésistes, celles-ci ne montrent en général ni un désaccord absolu, ni — et de loin — un accord parfait avec la réalité.

Nous comparerons donc les résultats avec ceux qu'aurait obtenus un expérimentateur idéal tirant ses réponses au hasard : et nous calculerons quelles auraient été les chances de ce dernier de faire mieux ou aussi bien que le radiesthésiste.

Ceci fait : ou bien le résultat obtenu par la baguette ou le pendule pourra s'expliquer valablement par la seule chance (disons, serait obtenu dans 5 % des cas ou plus par le simple jeu des coïncidences) ; ou bien non : dans cette dernière éventualité, si elle se présentait, il y aurait « quelque chose » à étudier plus en détail et l'on pourrait commencer à parler d'une preuve de l'existence d'un « fait radiesthésique », étant entendu qu'un examen critique aurait montré que des autres causes naturelles possibles étaient correctement contrôlées.

Expérience 2.

Un radiesthésiste cherche à déterminer le sexe des sujets en promenant son instrument sur un

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSQUES 89

petit morceau de papier buvard imprégné d'une goutte de sang (« un témoin »).

Voici le résumé des résultats :

Sujets masculins indiqués par la radiesthésie comme :		Sujets féminins indiqués par la radiesthésie comme :		Total
"masculine"	"féminins"	"masculins"	"féminins"	
(8)	8	10	(4)	30

Le nombre de déterminations correctes est 12 (sur trente essais ce sont celles qui sont entre parenthèses dans le tableau). Comme le radiesthésiste ignorait que les trente échantillons soumis à ses essais comprenaient seulement quatorze femmes, il est naturel de comparer ces résultats à ceux d'un observateur tirant ses réponses au hasard et dans l'ignorance de ce fait. Pratiquement notre observateur idéal jouera donc à pile (M) ou face (F) le sexe de chaque échantillon et ses chances d'obtenir douze coïncidences ou plus dépassent 80 % comme on le calcule aisément.

Conclusion : Aucune preuve que le radiesthésiste ait fait mieux qu'« un enfant qui joue avec une pièce ».

Expérience 3.

L'Académie royale néerlandaise des Sciences demande à titre d'expérience en 1952 à trois radiesthésistes d'examiner dans dix-sept établissements

90 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHÜTZENBERGER

agricoles un certain nombre d'emplacements et de déterminer ceux qui présentent des « radiations terrestres nocives pour le bétail et les végétaux ».

Au total, sur 1.196 emplacements, 691 sont trouvés « irradiés » dont 491 par un seul opérateur, 180 par deux opérateurs et 20 seulement par les trois opérateurs.

Comment pouvons-nous discuter statistiquement cette expérience ? Le concept d'« irradiation » étant ici, par hypothèse, différent des concepts habituels objectifs, la seule validité que nous pourrions vérifier serait la cohérence interne des résultats : il se trouve en effet que des raisons spéciales sont invoquées à chaque fois pour « expliquer » que lesdites « radiations » ne se sont pas encore manifestées sur le bétail ou la végétation.

Au total le nombre des désignations « irradié » est de : $491 + 2 \times 180 + 3 \times 20 = 911$. C'est-à-dire, puisque : $911 : (3 \times 1.196) = 25,38 \%$ que l'on doit comparer en première approximation la concordance des chiffres entre eux avec celle qui résulterait d'un tirage aléatoire avec cette probabilité : on trouve que dans ces conditions les chiffres seraient :

Proportion d'emplacements désignés		soit sur 1.196 emplacements
par les 3 opérateurs . . .	1,6 %	19
par 2 opérateurs	17,4 %	198
par un seul opérateur . .	42,4 %	507

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 91

Or, les trois chiffres correspondants que nous avons donnés plus haut sont : 20, 180 et 491 respectivement. Les radiesthésistes sont moins d'accord entre eux que s'ils avaient désigné tout à fait au hasard les emplacements prétendument irradiés !

Quel crédit attacherait-on à des laboratoires qui, pour le même échantillon, donneraient des réponses aussi peu cohérentes ? Et pourtant voici ce qu'a donné une expérience de radiesthésie médicale :

Expérience 4 (cf. 5).

« On remet à un pendulisant neuf échantillons de sang : trois bandes de papier-filtre imbibées d'un sang normal ; trois bandes imbibées du sang d'un malade atteint de syphilis nerveuse en évolution, et trois bandes imprégnées du sang d'un malade présentant une tuberculose pulmonaire aiguë avec fièvre élevée, hémoptysies récentes, bacilles de Koch nombreux dans les crachats ». L'expérience ayant été faite deux fois, les résultats suivants ont été obtenus :

Pour le sang normal		Pour le sang de syphilitique	Pour le sang de tuberculeux
Normal. ...	1 fois	2 fois	3 fois
Syphilis. ...	3 fois	2 fois	3 fois
Tuberculose	2 fois	2 fois	0 fois

Est-il besoin d'un calcul pour établir l'inanité de ces résultats ?

92 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHÜTZENBERGER

Expérience 5.

C'est là avec l'expérience Rendu de Lyon une des plus importantes tentatives de contrôle systématique de la radiesthésie : en 1952 le Comité Belge pour l'investigation scientifique des phénomènes réputés paranormaux invitait les radiesthésistes à déterminer d'après des photographies et des manuscrits l'état de vie ou de mort de soixante individus et la localisation de leur personne ou de leur sépulture.

Trente réponses portant chacune sur dix personnes furent reçues (une autre réponse fut éliminée, le radiesthésiste n'ayant pas été satisfait des conditions de l'expérience).

Du dépouillement extrêmement minutieux qu'a effectué M. Paul Lévy, nous extrayons le tableau suivant :

	Etat réel de la personne		
	vivante	morte	Total
Vivant ...	118	46	164
Mort	91	34	125
Douteux. .	10	1	11
Total.	219	81	300

Nous pouvons laisser de côté la dernière ligne (douteux) et il nous faut comparer au « hasard » le tableau suivant :

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSQUES 93

Vivant ...	118	46	164
Mort	91	34	125
Total.	209	80	289

C'est là un problème standard de statistique mathématique et il vaut la peine que nous nous y arrêtions un peu.

A quel « hasard », en effet, pouvons-nous comparer les réponses ? Les radiesthésistes ignorant la proportion des vivants et des morts parmi les dossiers qui leur étaient fournis, la seule base raisonnable et équitable est de comparer le nombre des concordances (118 + 34) avec celui qu'aurait obtenu un expérimentateur tirant au sort chaque réponse selon des probabilités respectives de :

$$164 : 289 = 43,25 \% \text{ (vivant) et } \frac{125}{289} = 56,75 \% \text{ (mort).}$$

Dans ces conditions le nombre théorique de concordances pour les personnes effectivement en vie aurait dû être (par une simple règle de trois) :

$$209 \times \frac{164}{289} = 118,60 \text{ (au lieu de 118) et pour les}$$

personnes effectivement décédées :

94 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

$$80 \times \frac{125}{289} = 34,60 \text{ (au lieu de 34).}$$

De la même manière les nombres théoriques des discordances auraient dû être respectivement :

$$80 \times \frac{164}{289} = 45,40 \text{ (au lieu de 46) et}$$

$$209 \times \frac{125}{289} = 90,40 \text{ (au lieu de 91).}$$

Une fois encore, les radiesthésistes jouent de malchance, car nous avons moins de concordance entre la réalité et leurs déclarations que ne le prévoit le hasard, quoique d'ailleurs cette différence soit infime (moins d'une unité.)

D'autre part la base de comparaison que nous avons prise semble difficilement critiquable, car elle est la plus favorable qui soit aux radiesthésistes, comme on le démontre facilement :

La proportion globale de vivants indiquée par les radiesthésistes ($\frac{164}{289} = 56,75$) est radicalement

différente de la proportion vraie ($\frac{219}{300} = 73,00\%$)

(ce qui confirme encore l'impression fâcheuse que donnent les résultats) et si nous avons pris cette dernière comme base de comparaison, nous aurions dû trouver (pour un expérimentateur procédant au hasard) :

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 95

Concordance parmi les vivants :

$$209 \times \frac{219}{300} = 152,57.$$

Concordance parmi les morts :

$$80 \times \frac{219}{300} = 58,40$$

ce qui rendrait encore plus frappant le contraste entre la réalité et les prétentions des pendulistes.

Reprenons de la même manière la seconde partie de l'expérience : celle de la localisation de la personne ou de sa sépulture : en condensant les chiffres donnés *in extenso* par M. P. Lévy, on obtient le tableau suivant qui permet une appréciation très directe de la valeur des résultats.

LOCALISATION VRAIE

	Belgique	Autres	Total
Belgique .	20	31	51
Autres ...	34	57	91
Total.	54	88	142

Localisation donnée par la radiesthésie.

Comme précédemment, la proportion des localisations « Belgique » données par les radiesthésistes est prise comme proportion de référence, et on trouve :

96 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

Nombres théoriques de coïncidences parmi les localisations :

$$\text{En Belgique : } 54 \times \frac{51}{142} = 19,399 \text{ (au lieu de 20).}$$

$$\text{Ailleurs : } 88 \times \frac{91}{142} = 56,399 \text{ (au lieu de 57).}$$

Encore une fois le nombre des coïncidences est à moins d'une unité près le nombre moyen qu'obtiendrait un expérimentateur tirant au sort et il n'est besoin d'aucun calcul moins élémentaire pour être convaincu de l'insuccès total des radiesthésistes.

Sixième expérience :

La « Commission for water conservation and irrigation » de l'État australien de Nouvelles-Galles du Sud a établi des statistiques sur le rendement des puits selon que le lieu de forage avait été indiqué par un radiesthésiste ou par une autre méthode. Nous en tirons le tableau suivant :

	Indiqués par un radiesthésiste	Indiqués par une autre méthode	Total
Puits utilisables.	1.479	1.607	3.086
Puits inutilisables ou secs.	356 (soit 19,40 %)	194 (soit 10,77 %)	550
	<u>1.835</u>	<u>1.801</u>	<u>3.636</u>

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSQUES 97

Les sourciers paraissent donc avoir indiqué proportionnellement plus de puits inutilisables (356 : 1.835 = 19,40 %) que les autres personnes (194 : 1.801 = 10,77 %).

La première chose à faire, — puisque nous sommes statisticiens — est de vérifier que ce n'est pas là une simple coïncidence malheureuse.

La méthode encore une fois très classique consiste à raisonner ainsi : sur le total des 3.636 points de forage indiqués, 550 sont inutilisables, soit 15,12 %. On peut considérer que cette valeur exprime la probabilité moyenne qu'un puits indiqué par une méthode ou une autre se révèle inutilisable. Si donc la radiesthésie et les autres techniques étaient équivalentes, on devrait avoir :

$$1.835 \times \frac{550}{3636} = 277,5 \text{ puits inutilisables pour la radiesthésie et :}$$

$$1.801 \times \frac{550}{3636} = 272,5 \text{ puits inutilisables par les}$$

autres méthodes, les chiffres correspondants pour le nombre de puits utilisables étant : 1557,5 et 1528,5 respectivement. Ce sont ce que l'on appelle les « fréquences théoriques ». Maintenant, il nous faut comparer ces quatre « valeurs théoriques » (celles soulignées ci-dessus) aux valeurs qui leur correspondent et qui ont été effectivement obtenues (1356, 194, 1479 et 1607) pour savoir si une semblable différence peut ou non provenir des seules fluctuations du hasard. Pour ce faire, on calcule l'expression suivante :

7.

98 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

$$(785)^2 \times \frac{1}{277,5} + \frac{1}{272,5} + \frac{1}{1557,5} + \frac{1}{1528,5}$$

$$= 52,7.$$

qui est le produit du carré de la différence

$$d = 356 - 277,5 = 272,5 - 194,5 = 1557,5 -$$

$$- 1479 = 1607 - 1528,5 = 78,5$$

par la somme des inverses des valeurs théoriques. Pour cette nouvelle quantité (que l'on appelle « chi carré » χ^2) on possède des tables numériques calculées une fois pour toutes qui permettent par simple lecture d'évaluer la probabilité : ici cette probabilité est infime (moins de 1 sur 100.000) et nous pouvons conclure :

Si, pour un radiesthésiste et un technicien de l'irrigation, les chances étaient dans l'ensemble les mêmes d'indiquer un forage inutilisable, alors il serait complètement improbable que par la seule malchance les résultats des sourciers soient dans l'ensemble aussi mauvais qu'ils apparaissent dans les chiffres étudiés. Autrement dit, nous avons prouvé — ou plutôt les chiffres ont prouvé — que les sourciers avaient donné pour la Nouvelle-Galle des résultats nettement inférieurs. Ceci est d'ailleurs très facilement explicable. Comme on le sait, les radiesthésistes utilisent dans la recherche des points d'eau bien d'autres éléments d'appréciation que leur baguette et notamment la géologie du terrain qui est précisément la base même des indications des autres techniciens. Nous avons donc seulement démontré que les sourciers sont moins bons géologues que les spécialistes.

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 99

CONCLUSION

Quoique les conclusions qui se dégagent des études précédentes soient sans doute assez claires, nous aurions aimé pouvoir multiplier les exemples de discussions statistiques d'expériences radiesthésiques sérieux.

Or le fait est que nous n'avons pu trouver dans la littérature publiée que des cas — très peu nombreux — d'expériences qui soient justiciables de ce traitement rigoureux et objectif.

Ceci est dû, en partie, à ce que nombre d'expériences donnent des résultats si accablants qu'aucun calcul n'est nécessaire pour les apprécier; ainsi par exemple : un radiesthésiste trouve 44 % de garçons et 56 % de filles en faisant tourner son pendule au-dessus de photographies de nourrissons emmaillotés. Or tous les enfants étaient des filles. Ou encore : un autre professionnel prétend déterminer les pôles Nord et Sud d'un aimant. Sur seize essais, il n'obtient que neuf réponses correctes, etc...

Il y a donc certainement des raisons pour lesquelles les radiesthésistes ne se sont que si rarement prêtés à des expériences contrôlées, et ceci nous amène à discuter des objections qu'opposent les tenants de cette théorie à la réputation statistique de leurs prétentions.

1° Objection d'ordre métaphysique.

C'est apparemment la position (fort autorisée) du colonel M. Le Gall, ancien élève de l'École Polytechnique qui écrit à propos des travaux du *Comité Belge pour l'investigation scientifique des*

100 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

phénomènes réputés paranormaux : « La statistique et le calcul des probabilités n'ont rien à faire avec la radiesthésie... » « Les seuls travaux du Comité sont des calculs de probabilité applicables uniquement à des machines ou à des faits absolument étrangers à toute faculté humaine. »

Dans ce système de défense on fait appel implicitement à un postulat selon lequel les sciences mathématiques seraient inapplicables par principe à tout phénomène humain. D'une part le rôle croissant joué par les mathématiques dans de nombreuses branches de la psychologie (analyse factorielle, psychométrie, sociométrie, études sociologiques par sondage), dans la linguistique, dans la stratégie même (le colonel Le Gall, en retard de deux guerres, ignore le rôle et l'ampleur de la recherche opérationnelle !), etc... rendent cette thèse quelque peu périmée.

D'autre part — et c'est là l'important — l'analyse statistique ne porte pas sur le « fait » radiesthésique en soi, mais sur les conditions de validité de l'expérience qui prétend en apporter la preuve : les méthodes dont nous avons donné quelques exemples ici sont celles-là mêmes qui permettraient de vérifier aussi bien l'efficacité thérapeutique d'une drogue, le pouvoir fertilisant d'un engrais, que la supériorité d'un procédé d'usinage nouveau, l'hétérogénéité des sources d'une série de manuscrits de l'Ancien Testament, etc..

Il n'importe aucunement au niveau préliminaire où nous nous plaçons, que ce soient des « ondes », des « radiations », des « liens psychiques »

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 101

(Le Gall) qui influent sur la baguette ou le pendule; l'important est que *pour le moment aucune expérience radiesthésique contrôlée n'ait encore fait la preuve que les résultats observés dépassent ceux qu'aurait obtenus un opérateur tirant ses réponses au hasard.*

2° *Objections théoriques.*

On confond paradoxalement expérimentation statistique avec suite très longue d'expériences, alors qu'au contraire les développements les plus profonds de la statistique moderne consistent en l'extraction de l'information contenue dans des échantillons ou des séries ne comprenant que très peu de cas. Les objections habituelles (fatigue du pendulisant, « interférences » entre les participants, etc.), ne sont donc pas valables non plus — d'autant plus, d'ailleurs, que si l'on en croit certains chiffres et signes extérieurs de richesse, les professionnels du pendule exécutent journellement un nombre de déterminations et d'essais largement supérieur à celui qui suffirait pour une expérience bien conduite.

A ce même groupe d'objections s'ajoute en général l'affirmation que les exploits bien connus des radiesthésistes sont assez frappants par eux-mêmes pour qu'il soit inutile de consacrer un temps précieux à des recherches élémentaires.

Les autres études publiées dans ce même volume font justice de beaucoup de ces légendes, mais, faute de pouvoir les réfuter toutes, de nombreuses personnes de bonne foi continueront sans doute à

102 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

s'interroger sur la signification de certaines coïncidences ou de certaines séries de succès.

Il nous faut donc revenir encore sur le rôle du Calcul des Probabilités pour expliquer des coïncidences apparemment les plus extraordinaires, et qui ne le sont en effet qu'en vertu de l'oubli inconscient de toutes les autres tentatives infructueuses; supposons comme cela est fréquemment le cas que dans une région donnée une proportion élevée de forages dont les emplacements sont choisis à peu près au hasard donnent de l'eau potable. Si un sourcier débute par des échecs, il sera immédiatement discrédité et oublié, car la personne qui l'aura appelé ne se vantera probablement pas d'avoir dépensé en vain le prix en général très élevé d'une consultation radiesthésique. Au contraire si initialement la chance favorise tant soit peu le sourcier, sa renommée exploitée par la presse locale en mal de copie sensationnelle pourra se maintenir longtemps, la probabilité étant très forte pour que l'équilibre entre les succès et les échecs ne se rétablisse qu'après une longue série comme nous l'avons vu plus haut. Ainsi en est-il d'ailleurs avec les guérisseurs, les voyants et les commissaires de police dont la crédulité publique gonfle les exploits tant qu'ils durent, et passe sous silence les méfaits tout comme nous nous souvenons peut-être mieux de nos premiers prix, que des accessits médiocres aux distributions de fin d'année de notre enfance.

Il est donc indispensable de contrôler rigoureusement l'existence d'un fait radiesthésique et de

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSQUES 103

prouver quand ce ne serait qu'une seule fois la réalité d'une prédiction de cette nature. Or ces mêmes radiesthésistes qui retrouvent — disent-ils — les trésors cachés, les maladies insoupçonnées, les disparus à des milliers de kilomètres n'ont pas encore pu réaliser l'expérience la plus simple : déterminer le pôle Nord ou Sud d'un aimant, le sexe d'un enfant, la présence d'anticorps syphilitiques dans un échantillon de sang. Et ceci, quoique ce soit eux-mêmes qui aient choisi chaque fois le type de l'essai et fixé le protocole d'expérimentation.

LES OBJECTIONS TOPIQUES

Après chaque expérience et chaque nouvel échec les radiesthésistes ingénieux découvrent une explication *ad hoc* qui justifie après coup leurs mesures.

Par exemple, la tactique du colonel Le Gall en ce qui concerne l'expérience du docteur Rendu consiste à prétendre que le pendulisant ne peut localiser un objet sans préciser exactement à quel instant du passé il se réfère. Il ajoute que les radiesthésistes contemporains devraient pouvoir faire mieux, sans proposer de recommencer l'expérience d'ailleurs.

Ou bien on allègue que les participants n'étaient que des amateurs et si ce sont par malchance des professionnels, qu'ils étaient fatigués, etc...

La multiplicité de ces faux-fuyants déroute la critique et nous ne saurions trop recommander à

104 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

ceux qui voudraient éprouver les méthodes radiesthésiques de faire préciser à l'avance par écrit aux « pendulisants » les conditions explicites qu'ils estiment suffisantes pour la validité de l'expérience.

**

Nous en avons fini avec l'étude statistique de la radiesthésie et certains lecteurs auront peut-être l'impression que notre réfutation a été surtout négative, que nous n'avons pas démontré la fausseté de la radiesthésie, mais seulement son manque de preuve.

C'est ici le moment de rappeler une boutade mise par A. Huxley dans la bouche d'un de ses héros qui répond à son contradicteur dans une situation analogue: « Prouvez-moi que la face postérieure de la lune n'est pas habitée par une race spéciale d'éléphants verts ? » Et en effet, à la mesure même de leur caractère absurde, les théories (ou qui se croient telles) sont à peu près impossibles à réfuter; les « ondes » radiesthésiques sont un « lien psychique » hors du temps (cf. plus haut), hors de la réalité objective dont les manifestations ne sont justiciables d'aucune des techniques habituelles de la pensée rationnelle et dont les résultats inconstants sont, paraît-il, impossibles à évaluer par les méthodes de la statistique mathématique, voire du bon sens.

Le dialogue du rationaliste et du radiesthésiste apparaît donc aussi décevant que celui du psychiatre avec le paranoïaque persuadé que « le Président de la République a été nommé Lebrun pour

ÉTUDE D'EXPÉRIENCES RADIESTHÉSIQUES 105

lui faire comprendre que sa femme le trompe avec son frère qui a en effet les cheveux châtain ». Cependant, nous savons aussi que cette négation délirante de la réalité est loin d'être désintéressée et inoffensive : quel que soit le degré de détérioration mentale de certains guérisseurs pendulants ou non, ils attirent une foule de crédules qui, en mettant les choses au mieux, négligent sur leurs conseils de se faire soigner pour leurs maladies qui, elles, sont souvent réelles et graves; ils entretiennent ou exacerbent les anxiétés et les faux espoirs concernant des êtres chers disparus. Bien sûr aussi, nous savons que leur public d'élection n'est pas non plus exempt de toute tare et que beaucoup parmi ceux que l'on dupe ont voulu consciemment ou non que des mensonges leur soient contés. Mais beaucoup ne cèdent au charme de ces magies dangereuses qu'en fonction de leur ignorance du caractère absurde des prétentions et des théories radiesthésiques, et nous espérons que ces quelques réflexions pourront aider leur lecteur à les éclairer.

106 GEORGES DARMOIS — M.-P. SCHUTZENBERGER

BIBLIOGRAPHIE

- (1) BESSEMANS, CASTEELS, HOUGARDY. *Bruxelles Médical* 32. N° 6 (1952).
- (2) Paul M. LEVY : *Une expérience radiesthésique de recherche de disparus*, Bruxelles (1953).
- (3) R. RENDU : *Radiesthésie, Science et Morale*. Lyon (1936).
- (4) M. LE GALL : *Réponse aux détracteurs. Initiation et Science*. N° 25-26 (1953).
- (5) Dr. HOUGARDY : *Radiesthésie et discipline intellectuelle. Revue des questions scientifiques* (1955), pp. 415-455.
- (6) A. OUSLEY : *J. British Water Works Ass.* (août 1955). *Ibidem*, avril et octobre 1955.
- (7) M. FRECHET : *Les probabilités associées à un système d'événements* (2^e partie), Paris (1943).
- (8) *Ron. Ned. Aad. Wet. Werkgroet voor land — browkundig onderzoek inzake het Wicheroedeprobleme* — Afd. Nat. 24 avril 1954. DC. LXIII n° 4.

PHYSIOLOGIE. — *Analyse statistique du tracé électromyographique de la Tétanie.*

Note de MM. **RAYMOND TURPIN**, **JACQUES LEFEBVRE**, **MARCEL-PAUL SCHÜTZENBERGER** et **JEAN LERIGUE**, présentée par M. Léon Binet.

L'analyse statistique du tracé électromyographique de la tétanie conduit à interpréter le doublet comme une propriété de neurone moteur dans son ensemble.

Dans une Note présentée à l'Académie des Sciences ⁽¹⁾, le 5 avril 1943, nous constatons que la contracture tétanique s'accompagnait d'une répétition du potentiel d'unité motrice; nous appelions cette répétition «doublet» et nous émettions l'hypothèse que le doublet était «l'analogue du bref tétanos asynchrone qu'on observe sur le muscle éseriné, par l'application d'un stimulus unique sur le nerf».

Nous avons cru trouver confirmation de cette hypothèse dans les travaux de W. Kuffler ⁽²⁾: la privation de calcium détermine à la jonction neuro-myotique une double réponse de la fibre musculaire à la stimulation de son nerf.

Depuis, la tétanie est restée la seule affection où nous retrouvions systématiquement les doublets en séries régulières.

Récemment, J.-S. Denlow ⁽³⁾ a observé des « doubles décharges » dans le tracé électromyographique de certains muscles au début ou à la fin de la contraction volontaire normale; il pense que ce redoublement est un phénomène neuronique lié à l'existence d'une période supernormale dans le cycle de récupération du motoneurone.

Or une double décharge est analogue à un doublet tétanique mais, au contraire de ce dernier, elle ne se reproduit jamais avec la remarquable régularité qui caractérise l'électromyogramme tétanique. Pour préciser davantage les caractères de cet électromyogramme, il nous a donc paru important de confronter l'amplitude et la chronologie des deux éléments du doublet.

Nous avons examiné dix enregistrements comportant chacun une série de 20 à 40 doublets; les résultats suivants semblent solidement établis, malgré une forte hétérogénéité des documents :

⁽¹⁾ R. TURPIN, J. LEFEBVRE et J. LERIGUE, *Comptes rendus*, 216, 1943, p. 579-580.

⁽²⁾ *J. Neurophysiol.*, 7, 1944, p. 17-26.

⁽³⁾ *J. Neurophysiol.*, 11, 1948, p. 209-215.

(2)

1° Il existe une corrélation significativement non nulle ($\bar{r} = 0,24$ calculé sur 302 mesures) entre l'intervalle de temps qui sépare les deux éléments d'un doublet et l'amplitude du second élément par rapport au premier : le deuxième élément est d'autant plus grand par rapport au premier que l'intervalle qui les sépare est plus long.

Il existe une corrélation significativement non nulle ($\bar{r} = 0,15$) entre l'intervalle de temps qui sépare les deux éléments d'un doublet et l'amplitude du premier élément : le deuxième élément se produit d'autant plus tard après le premier que celui-ci était plus grand.

2° La variance du second élément est, dans l'ensemble, significativement plus grande que la variance du premier élément : le deuxième élément est plus variable, moins concentré autour d'une valeur moyenne, que le premier.

3° La corrélation entre les amplitudes des deux éléments d'un doublet est significativement positive ($\bar{r} = 0,16$).

Tous ces résultats s'entendent à l'intérieur de chaque enregistrement, les corrélations indiquées étant les moyennes pondérées des valeurs relatives à chacun d'eux.

L'hypothèse d'une répétition à la jonction neuromyotique ne concorde pas avec ces faits. La meilleure interprétation nous semble être celle qui découle des travaux de Hoff et Grant^(*) : les deux rythmes étant une propriété du neurone moteur dans son ensemble, non seulement au périkaryone mais aussi le long de son prolongement cylindraxile, le doublet serait le fait d'un deuxième influx nerveux lié à une période supernormale; cet influx déterminerait un second potentiel d'action myotique d'amplitude variable, fonction du jeu d'une période réfractaire ou d'une période supernormale à chaque jonction neuromyotique.

(*) *J. Neurophysiol.*, 7, 1944, p. 305-322.

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 232, p. 552-553, séance du 5 février 1951.)

CALCUL DES PROBABILITÉS. — *Sur les rapports entre la quantité d'information au sens de Fisher et au sens de Wiener.* Note de M. MARCEL PAUL SCHUTZENBERGER, présentée par M. Émile Borel.

Limitons-nous au cas discret pour plus de simplicité et soit ξ une variable aléatoire pouvant prendre les états $A_i (i \in I)$ avec les probabilités respectives $\Pr(A_i) = a_i$. Selon qu'il s'agit de statistique mathématique ou de théorie de l'information, la locution « quantité d'information attachée à l'observation de ξ » a deux sens bien différents. On donnera ici le principe d'une démonstration faisant apparaître ces deux expressions comme des cas particuliers de la solution générale d'un système de deux équations fonctionnelles qu'il est naturel d'imposer *a priori* à toute mesure de l'information (1).

Supposons que les a_i dépendent d'un paramètre inconnu θ qu'il s'agit d'estimer. D'après Fisher (2), la quantité d'information relative à θ attachée à l'observation de ξ est définie par :

$$H_F = \sum_{i \in I} \left(\frac{\partial a_i}{\partial \theta} \right)^2 \frac{1}{a_i} = - \sum_{i \in I} a_i \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log a_i.$$

Sous certaines conditions très générales $1/H_F$ limite inférieurement la variance de toute valeur estimée $\hat{\theta}$ de θ .

D'après Wiener (3) et Shannon (4), la quantité d'information sur ξ est définie par :

$$H_W = - \sum_{i \in I} a_i \log_2 a_i,$$

H_W borne inférieurement le nombre moyen d'observations élémentaires nécessaires à la détermination de l'état ξ_0 pris par ξ dans une certaine épreuve (5).

(1) Une théorie entièrement différente (généralisant la probabilité au lieu de l'information) a été récemment développée par G. A. Barnard (*Roy. Stat. Soc.*, 31 janvier 1951). Cette théorie se place sur un plan différent de la nôtre et nous ne la discuterons pas ici.

(2) *Proc. Roy. Soc.*, A 146, 1934, p. 1.

(3) *Cybernetics*, 1948, p. 47.

(4) *The Bell System Techn. Journ.*, 27, 1948, p. 379.

(5) J. VILLE et M. P. SCHUTZENBERGER, *Comptes rendus*, 232, 1951, p. 206.

(2)

Soit maintenant $H(x)$ une mesure *quelconque* de la quantité d'information attachée à l'observation qui consiste à déterminer si l'état ξ_0 pris par ξ dans une certaine épreuve appartient ou non à l'ensemble X ($\Pr(\xi \in X) = x$).

Soient X , Y et Z trois ensembles disjoints quelconques de probabilités respectives x , y et z partitionnant l'ensemble des $A_i (i \in I) (x + y + z = 1)$. Nous imposerons à H les trois conditions suivantes :

- (1) *Continuité* : $H(x)$ est une fonctionnelle uniformément continue de x .
- (2) *Symétrie* : $H(x) = H(1 - x)$.
- (3) *Commutativité* :

$$H(x) + (1 - x)H(y/1 - x) = H(y) + (1 - y)H(x/1 - y) = H(x; y) = H(y; x).$$

(3) exprime qu'il est indifférent de déterminer d'abord si $\xi_0 \in X$ puis dans le cas contraire si $\xi_0 \in Y$ ou de déterminer d'abord si $\xi_0 \in Y$ puis dans le cas contraire si $\xi_0 \in X$. (2) et (3) impliquent que $H(x; y) = H(x; z) = H(y; z)$, et permettent d'associer à toute partition de l'ensemble des A_i en sous-ensembles disjoints une fonction symétrique de leurs probabilités qui est la quantité d'information attachée à la détermination de celui d'entre eux contenant ξ_0 . Posons $K(y; z) = (1 - x)H(y/(1 - x))$. (3) devient :

$$K(x; y + z) + K(y; z) = K(y; z + x) + K(z; x) = K(z; x + y) + K(x; y)$$

dont la solution générale *continue* est : $K(x; y) = f(x) + f(y) - f(x + y)$. L'homogénéité de degré un de H impliquée par (3), montre que $f(x)$ doit être de la forme $x D \log x$ où D est un *opérateur linéaire quelconque*; d'où :

$$H(x) = x D \log x + (1 - x) D \log (1 - x).$$

On vérifie que pour H_v , $D = (\partial^2 / \partial \theta^2)$ et pour H_w , $D = -1 / \log 2$.

Généralisation. — A d'autres formes de D correspondent des généralisations utiles du concept d'information. Citons seulement :

a. Soient $r_i (i \in I)$ des variables aléatoires indépendantes ne prenant que les valeurs 0 ou 1. Soit $\Pr(r_i = 1) = p_i$. Les fonctions rationnelles P_1, P_2, \dots, P_v des p_i étant les probabilités des différents résultats d'une observation \mathcal{O} sur les valeurs prises par les r_i dans une épreuve, le nombre moyen de r_i dont \mathcal{O} permet d'affirmer qu'ils ont pris la valeur 1 est donné par

$$H_1 = \sum_{i=1}^v P_i D_3 D_2 D_1 \log P_i$$

où D_1 consiste à poser $p_1 = p_2 = \dots = p_i = \varpi$; D_2 , à diviser par $\log(1 - \varpi)$; D_3 , à faire $\varpi = 1$. H_1 permet d'étudier le nombre moyen de r_i ayant pris la

(3)

valeur 1 que l'on peut déterminer par une suite donnée d'observations indépendantes ou non.

b. Associons à tout A_i deux fréquences a_i et a'_i et considérons l'expression

$$H(a_i; a'_i) = a_i \log \frac{a_i}{a'_i} + (1 - a_i) \log \frac{1 - a_i}{1 - a'_i} = H(1 - a_i; 1 - a'_i)$$

qui n'est nulle que pour $a_i = a'_i$ et qui peut être interprétée comme une pseudo-distance [puisque $H(a_i; a'_i) \neq H(a'_i; a_i)$] entre les deux fréquences. Manifestement cette expression est aussi une information généralisée satisfaisant à (1), (2) et (3). Si les a'_i sont des fréquences théoriques et les a_i les fréquences correspondantes observées dans une certaine suite de N épreuves indépendantes, cette expression est proportionnelle au logarithme de la vraisemblance des observations. On remarquera que l'expression $\Xi[a_i; a'_i] = (a_i - a'_i)^2 / a'_i(1 - a'_i)$ qui correspond à la mesure de concordance par χ^2 satisfait à une relation analogue mais distincte de (3) :

$$(3') \quad \Xi[x; x'] + (1 - x') \Xi \left[\frac{x}{1 - x}; \frac{x'}{1 - x'} \right] \frac{(x + z)^2}{(y' + z')^2} = \frac{\chi^2}{N},$$

où χ^2 est symétrique en les x, y et z .

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 232, p. 925-927, séance du 5 mars 1951.)

CALCUL DES PROBABILITÉS. — *Une généralisation de la notion de valuation pour les treillis quelconques et son application aux distributions de la statistique quantique.* Note de M. **MARCEL-PAUL SCHÜTZENBERGER**, présentée par M. Émile Borel.

Dans une précédente Note ⁽¹⁾ j'ai défini une classe d'expressions (contenant en particulier les informations au sens de Fisher et au sens de Wiener) comme les solutions continues homogènes et de degré 1 de l'équation

$$(1) \quad K(x, y + z) + K(y, z) = K(y, z + x) + K(z, x) = K(z, x + y) + K(x, y),$$

où x, y et z sont les probabilités relatives à trois sous-ensembles disjoints de l'ensemble des valeurs d'une variable aléatoire.

$K(x, y)$ est le gain d'information attaché à la distinction des deux sous-ensembles X et Y à l'intérieur de $X \cup Y$. L'équation (1) exprime le fait que la somme des gains attachés à une suite admissible de semblables opérations ne dépend que de la partition résultante et qu'elle est donc une fonction $|\varpi|$ des éléments ϖ du treillis \mathfrak{N} des relations d'équivalence de l'ensemble des valeurs de la variable aléatoire considérée. Réciproquement, la possibilité d'une semblable définition implique pour toute fonction $|\varpi|$ des éléments de \mathfrak{N} des propriétés qui en font une généralisation naturelle de la notion de valuation et qui permettent en outre de résoudre simplement (1).

Définition d'une valuation généralisée. — Soit un treillis T d'éléments a, b, \dots . Nous dirons que l'application $x \rightarrow |x|$ des éléments de T dans un anneau commutatif \mathfrak{A} est une valuation généralisée si :

(2) Pour tout a et b :

$$[a \cap b, a \cup b] \text{ isomorphe à } [a \cap b, a] \times [a \cap b, b] \text{ entraîne } |a \cap b| + |a \cup b| = |a| + |b|$$

Cette condition, plus faible que la condition classique, s'y réduit cependant pour les treillis distributifs. L'existence d'une valuation généralisée non triviale n'entraîne pas nécessairement la modularité de T . Par exemple si T est le matroïde des relations d'équivalence d'un ensemble fini E , toute valuation géné-

⁽¹⁾ *Comptes rendus*, 232, 1951, p. 925.

(2)

ralisée de la relation ϖ de E formée des sous-ensembles disjoints X_1, X_2, \dots, X_i est de la forme

$$(3) \quad |\varpi| = f(X_1) + f(X_2) + \dots + f(X_i) + f(E),$$

où f est une application dans \mathcal{A} des parties de E.

Réciproquement on montrerait que (2) entraîne (1) puisqu'il permet de définir

$$K(x_i, x_j) = |(X_1)(X_2) \dots (X_i)(X_j)| - |(X_1)(X_2) \dots (X_i \cup X_j)|.$$

Les f étant arbitraires et K satisfaisant à l'équation aux dérivées partielles $\partial^3 K(x, y) / \partial^2 x \partial y = \partial^3 K(x, y) / \partial x \partial^2 y$, on voit l'analogie qui existe entre les valuations généralisées d'un matroïde de relations d'équivalence et les valuations classiques du treillis distributif que définit sur l'espace-temps la théorie de la relativité [cf. G. Birkhoff⁽²⁾].

Application aux distributions des statistiques quantiques. — Posons $P \left\{ \begin{smallmatrix} g_1, g_2, \dots, g_i \\ n_1, n_2, \dots, n_i \end{smallmatrix} \right\}$ = probabilité conditionnelle de trouver respectivement n_1, n_2, \dots, n_i particules dans les domaines 1, 2, ..., i de mesure g_1, g_2, \dots, g_i quand sont déjà fixés $N = \sum n_i$ et $G = \sum g_i$.

D'après l'axiome des probabilités composées :

$$P \left\{ \begin{smallmatrix} g_i, g_j + g_k \\ n_i, n_j + n_k \end{smallmatrix} \right\} P \left\{ \begin{smallmatrix} g_j, g_k \\ n_j, n_k \end{smallmatrix} \right\} = P \left\{ \begin{smallmatrix} g_j, g_k + g_i \\ n_j, n_k + n_i \end{smallmatrix} \right\} P \left\{ \begin{smallmatrix} g_k, g_i \\ n_k, n_i \end{smallmatrix} \right\}.$$

Donc $\text{Log } P$ satisfaisant à (1) se déduit d'une valuation du matroïde des partitions de N. $P \left\{ \begin{smallmatrix} g_1, g_2, \dots, g_i \\ n_1, n_2, \dots, n_i \end{smallmatrix} \right\}$ est donc de la forme $\Pi f(g_i, n_i) / f(G, N)$. D'autre part, d'après l'axiome des probabilités totales,

$$P \left\{ \begin{smallmatrix} g_i, g_j + g_k \\ n_i, n_j + n_k \end{smallmatrix} \right\} = \sum_{a=0}^{n_j+n_k} P \left\{ \begin{smallmatrix} g_i, g_j, g_k \\ n_i, a, n_j + n_k = a \end{smallmatrix} \right\}.$$

C'est-à-dire pour tout g_i, g_j, g_k :

$$f(g_i, n_i) f(g_j + g_k, n_j + n_k) = \sum_{a=0}^{n_j+n_k} f(g_i, n_i) f(g_j, a) f(g_k, n_j + n_k - a).$$

Soit maintenant $f(u)$ une densité de probabilité et $\psi(v)$ sa deuxième caractéristique. Écrivons $f^{*g}(u)$ pour la densité de probabilité dont la deuxième caractéristique est $g\psi(v)$. Les équations précédentes montrent que pour toute distribution

$$P \left\{ \begin{smallmatrix} g_1, g_2, g_3, \dots, g_i \\ n_1, n_2, n_3, \dots, n_i \end{smallmatrix} \right\} = \frac{\Pi f^{*g_i}(n_i)}{f^{*G}(N)}.$$

(2) *Lattice theory*, New-York, 1948, p. 150-151.

(3)

Il est intéressant de remarquer que si l'on admet que les raisonnements ci-dessus s'appliquent aux probabilités $\bar{P} \left\{ \begin{matrix} g_1, g_2, \dots, g_i \\ n_1, n_2, \dots, n_i \end{matrix} \right\}$ pour que les particules 1, 2, ..., n_1 , n_1+1 , n_1+2 , ..., n_{i+k} , ..., N occupent des domaines de mesures respectives g_1, g_2, \dots, g_i , on doit avoir une expression analogue pour les \bar{P} . On constate qu'il en est bien ainsi pour les trois statistiques habituelles avec g variant continûment pour la statistique de Boltzmann et par valeurs entières pour les deux autres. En général, $P \neq \bar{P}$.

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*.
t. 232, p. 1805-1807, séance du 16 mai 1951.)

AN EXTENSION PROBLEM IN THE THEORY OF INCOMPLETE BLOCK DESIGNS

By M. P. SCHÜTZENBERGER

*Institut National d'Hygiène**Centre de génétique de l'Hôpital St. Louis, Paris*

[Received June, 1950]

SUMMARY

By generalization of concepts of projective geometry, two combinatorial methods have been studied which may allow the extension of a block design into another one. As an application a new infinite family of block designs has been given.

LET A be the incidence matrix of an incomplete block design with parameters (λ, k, r, v, b) . By definition A is a $v \times b$ matrix the elements of which are 0 or 1 and satisfy—

- (1) for any $j : \sum_{i=1}^b a_j^i = r$;
- (2) for any $i : \sum_{j=1}^v a_j^i = k$;
- (3) for any j and j' ($j \neq j'$) $\sum_{i=1}^b a_j^i a_{j'}^i = \lambda$.

It is easily proved that these hypothesis imply—

$$(4) \quad vr = bk$$

and

$$(5) \quad \lambda(v-1) = r(k-1).$$

If a submatrix A' of A represents another block design with parameters $(\lambda', k', r', v', b')$ we shall say that A is an *extension* of A' , and we shall partition A into the four following submatrices:

$$\begin{aligned} A' &= | a_j^i | \text{ for } 1 \leq i \leq b' \text{ and } 1 \leq j \leq v', \\ B &= | a_j^i | \text{ for } b'+1 \leq i \leq b \text{ and } 1 \leq j \leq v', \\ C &= | a_j^i | \text{ for } 1 \leq i \leq b' \text{ and } v'+1 \leq j \leq v, \\ D &= | a_j^i | \text{ for } b'+1 \leq i \leq b \text{ and } v'+1 \leq j \leq v. \end{aligned}$$

Two types of extension are already known when A is a square matrix and B and D are degenerated into a single column: the *block intersection* (B has only unit elements and D zero elements) and the *block section* (B has only zero elements and D unit elements) (see R. C. Bose, 1939). In this paper we shall try to generalize two methods used in the finite projective geometries.

I. ALGEBRAIC EXTENSIONS

We shall say that A is an *algebraic extension* of A' if B and C may be partitioned, respectively, into x and y unit submatrices and z and t lines with zero elements only.

Obviously, unless $A = A'$, $x \neq 0$. We assume further that $y \neq 0$. For $1 \leq j \leq v'$ and $1 \leq i \leq b'$ we have

$$(6) \quad a_j^{b'+x(i-1)+v'} = \begin{cases} 1 & \text{if } 1 \leq x' \leq x \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$(7) \quad a_j^{v'+y(i-1)+v'} = \begin{cases} 1 & \text{if } 1 \leq y' \leq y \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

Thus

$$(8) \quad \lambda = \lambda'; \quad b = b' + xv' + z; \quad v = v' + yb' + t; \quad r = r' + x; \quad k = k' + y.$$

1951] SCHÜTZENBERGER—An Extension Problem in the Theory of Incomplete Block Designs 121

Let us consider the submatrices E_j^i of D defined by

$$E_j^i = | a_{v+y(i-1)+y'}^{b'+x(i-1)+x'} | \text{ with } 1 \leq x' \leq x; 1 \leq y' \leq y; 1 \leq i \leq b'; 1 \leq j \leq v'.$$

From (3) and (8) it follows that each row of E_j^i contains exactly $\lambda' - a_j^i$ unit elements. Hence, if $v' + 1 \leq j \leq v' + yb'$,

$$(9) \quad r - \sum_{i=1}^{b'+xv'} a_j^i = r - 1 - k'(\lambda' - 1) - \lambda'(v' - k') = x + r' + k' - \lambda'v' - 1 = \begin{cases} > 0 & \text{if } z \geq 1 \\ = 0 & \text{if } z = 0. \end{cases}$$

If $t \geq 1$, we may write for $j \geq v' + yb' + 1$

$$(10) \quad r = r' + x \geq \sum_{i=b'+1}^{b'+xv'} a_j^i = \sum_{j'=1}^{v'} \left(\sum_{i=b'+1}^{b'+xv'} a_j^i a_{j'}^i \right) = \lambda'v'.$$

Apart from these last inequalities little may be said on the general algebraic extensions within our merely arithmetic approach. We shall confine ourselves to a more restrictive case: A will be called a *quadratic extension* of A' if $z = t = 0$. We prove:

If B has no columns with only zero elements, then C has no rows with only zero elements.

By (9), $z = 0$ implies

$$(11) \quad x = \lambda'v' - r' - k' + 1$$

but this value is not compatible with (10) so that $t = 0$. From (4), (5) and (11) it follows that

$$(12) \quad y = \frac{(k' - 1)x}{(b' - v')\lambda' + k' - 1}.$$

Hence, all quadratic extensions of a given matrix A' have the same parameters and are square matrices when A' itself is a square matrix.

Conversely, if the square matrix A may be represented as a quadratic extension of both A'_1 and A'_2 , these two matrices are square matrices and have the same parameters.

The first part of the statement (which holds for any algebraic extension), follows from (7) and the equation

$$\sum_{j=1}^{v'} a_j^i a_j^{i'} = \sum_{j=1}^{v'} a_j^i a_j^{i'} = \lambda \text{ for } 1 \leq i < i' \leq b'.$$

The second part follows from (11) since by (5), when $r_1 = k_1$ and $r_2 = k_2$, $r = x_1 + r_1 = x_2 + r_2$ is equivalent to $(r_1 - r_2)(r_1 + r_2 - 2) = 0$.

Applications

When A' is the incidence matrix of a plane projective geometry with co-ordinates in a Galois field $GF(p^n)$ (then: $\lambda' = 1$; $k' = r' = p^n + 1$; $v' = b' = p^{2n} + p^n + 1$), it may be proved by enumeration methods that there is an algebraic extension of A' corresponding to the extension of the $GF(p^n)$ into $GF(p^{2n})$ (with $m = 2$ if the extension is a "quadratic" one).

A few other applications are given in Figs. 1, 2, 3 and 4.

Remark

We assumed that $y \neq 0$; the very simple example of the incidence matrix of points with lines in a finite d -dimensional projective geometry (with A corresponding to $d - 1$ dimensions) shows that when this condition is not fulfilled, $z = 0$ does not imply necessarily $t = 0$.

II. DIMENSION EXTENSIONS

Throughout this section it will be assumed that $\lambda' \neq 0$, and that A' is not a matrix with unit elements everywhere. Let us suppose that B may be partitioned into $(x - 1)$ matrices identical with A' , z columns with only zero elements and a column with unit elements only: for $1 \leq j \leq v'$

$$(13) \quad a_j^{b'+i'} = \begin{cases} a_j^i & \text{if } i' = x' + (x - 1)(i - 1) \text{ (with } 1 \leq i \leq b' \text{ and } 1 \leq x' \leq x - 1) \\ 1 & \text{if } i = b - b' \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

That implies—

$$(14) \quad r = xr' + 1; \lambda = x\lambda' + 1; b = b'x + z + 1; k \geq v'.$$

We now prove that if *B* has no columns with only zero elements, *A* is a square matrix.

From (4), (5) and (14) a straightforward computation shows that $k \geq v'$ is equivalent to $xr'(v' - k)^2(xr' - v' + 1) \leq 0$ so that $x \leq (v' - 1)/r'$. Then by (14), again, $r \leq v'$; but in any design (see R. A. Fisher, 1940) $k \leq r$ if $v \neq k$. Thus $r = k = v'$; $b = v = 1 + b'(v' - 1)/r'$; $\lambda = 1 + \lambda'(v' - 1)/r'$.

At the same time, these equations show that the b^{th} column of *A* has in *D* zero elements only.

1 1 1	1 1 1 1		
1 1 1		1 1 1 1	
1 1 1			1 1 1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1		1 1	1 1
1		1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1
1	1 1	1 1	1 1

FIG. 1.—Quadratic extension of *A'*: $\lambda' = k' = r' = v' = b' = 3$ into *A*: $\lambda = 3$; $k = r = 7$; $v = b = 15$. (*A* is the incidence matrix of a space projective geometry with co-ordinates in $GF(2)$; the same construction holds for any $A'(\lambda' = k' = r' = v' = b' = p^n + 1)$.)

1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1 1		
1 1 1 1 1		1 1 1 1 1 1 1	
1 1 1 1 1			1 1 1 1 1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1	1 1 1	1 1 1	1 1 1

FIG. 2.—Quadratic extension of *A'*: $\lambda' = 4$; $k' = 3$; $r' = 4$; $v' = 3$; $b' = 4$ into *A*: $\lambda = 4$; $k = 5$; $r = 10$; $v = 11$; $b = 22$ (this solution is not isomorphic to twice the $(\lambda = 2$; $k = r = 5$; $v = b = 11)$ design).

1951].

in the Theory of Incomplete Block Designs

123

1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1 1 1	1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1
1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1	1 1 1
1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1
1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1

FIG. 3.—Kummer's configuration as quadratic extension of: A' : $\lambda' = 2$; $k' = r' = 3$; $v' = b' = 4$ into A : $\lambda = 2$; $k = r = 6$; $v = b = 16$.

1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1

FIG. 4.—Quadratic extension of A' : $\lambda' = 2$; $k' = 3$; $r' = 5$; $v' = 6$; $b' = 10$ into A : $\lambda = 2$; $k = 4$; $r = 10$; $v = 16$; $b = 40$.

1 1 1 1 1	1 1 1 1 1	1
1 1 1 1 1	1 1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1 1	1 1 1 1 1	1
1 1 1 1	1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1	1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1	1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1	1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1	1
1 1 1 1	1 1 1 1	1
1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	1

FIG. 5.—Dimension extension of A' : $\lambda' = 2$; $k' = r' = 5$; $v' = b' = 11$; into A : $\lambda = 5$; $k = r = 11$; $v = b = 23$. (Notice that the group of automorphisms of this solution is not transitive in the rows nor in the columns, so that this solution is not isomorphic with the cyclic one as given by R. C. Bose, 1939.)

B having no columns with zero elements only, let us assume further that a row of C has unit elements only: then $r' \leq \lambda$, that is to say $r'(k' - 1) \geq r'(r' - 1)$. Using once more the condition $r' \geq k'$, one obtains—

$$(15) \lambda = r' = k' = x\lambda' + 1; r = k = v' = b' = x^2\lambda' + x + 1; b = v = x^3\lambda + x^2 + x + 1.$$

Instead of this last condition on C and of $z = 0$, we may start conversely from a condition on a single row of A . We prove that, if (13) holds, (15) follows from the existence of a row of A having in C unit elements only and in D zero elements only.

This new condition implies $\lambda = r'$ and $r = b'$. From (14) one deduces $r' = x\lambda' + 1$ and $b' = xr' + 1 = x^2\lambda' + x + 1$, so that $k' \left(= \frac{r'(r' - \lambda')}{r'^2 - b'\lambda'} \right) = x\lambda' + 1 = r'$. Thus A' must be a square matrix. As $r = v'$, $k > v'$ would imply $k > r$ so that A , too, must be a square matrix and direct computation shows then that $z = 0$. At the same time it has been proved that C has a single row with only unit elements. Further, we see that the transposed matrix of C (apart from its last row) must represent a design with parameters: $\lambda_1 = (x - 1)\lambda'$; $k_1 = k'$; $r_1 = (x - 1)r'$. These conditions are obviously fulfilled if C may be partitioned into $(x - 1)$ matrices identical with A' and a row with unit elements only, that is to say, for $1 \leq i \leq v'$; $1 \leq j \leq v'$, if

$$(16) a^{i_{v'+j}} = \begin{cases} a_j^i & \text{if } j' = x' + (x - 1)(j - 1) \text{ with } 1 \leq x' \leq x - 1 \\ 1 & \text{if } j' = v - v' \end{cases}$$

1951]

in the Theory of Incomplete Block Designs

125

Now we can define a *dimension extension* of A' as an extension satisfying (13), $z = 0$ and (16). Let us consider the submatrices E_j^i of D defined for i and j smaller than $v' + 1$ by the following relation:

$$E_j^i = | a_{j^*+x'}^{i^*+x''} | \text{ with } : x' \text{ and } x'' \text{ smaller than } x \text{ and}$$

$$i^* = v' + (i - 1)(x - 1); j^* = v' + (j - 1)(x - 1).$$

We prove: E_j^i has zero elements only if $a_j^i = 1$ and it is a permutation matrix if $a_j^i = 0$. That follows from the equation,

$$\sum_{i=v'+1}^v a_j^i a_{j^*+x'}^{i^*+x''} = \lambda - \sum_{i=1}^v a_j^i a_{j^*+x'}^{i^*+x''} = 0,$$

the corresponding equality for the rows $j^* + x'$ and $j^* + x''$ ($1 \leq x' < x'' \leq x - 1$), and the transposed equation of this last one for the columns $i^* + x'$ and $i^* + x''$.

From these results on E_j^i it follows that (3) between the j^{th} and $(j^* + x')$ th rows is satisfied if $1 \leq j \neq j^* \leq v'$ and $1 \leq x' \leq x - 1$, for one has

$$\sum_{i=1}^v a_j^i a_{j^*+x'}^{i^*+x''} = \sum_{i=1}^v a_j^i a_{j^*+x'}^{i^*+x''} + \sum_{i=v'+1}^v a_j^i a_{j^*+x'}^{i^*+x''} = \lambda' + (v' - \lambda') = \lambda.$$

Applications

(i) Let A be the incidence matrix of points with $(d - 1)$ dimensional hyperplanes in a finite projective geometry of d dimensions with co-ordinates in a $GF(p^n)$. The consideration of any block intersection of A shows that A is the dimension extension (with $x = p^n$) of the corresponding matrix A' for a number of dimensions $d' = d - 1$.

(ii) When $x = 2$, the matrices E_j^i are degenerated into 1×1 matrices, so that D (apart from its last row and column) is the incidence matrix of the complement design of A' . In order to prove that such an A is a balanced design we need only to prove that (3) holds between any two j^{th} and j'^{th} rows for $v' + 1 \leq j < j' \leq v - 1$. As the parameter λ' of the complementary design of A' is given by $\lambda' = v' - 2r' + \lambda$, one has

$$\sum_{i=1}^v a_j^i a_{j'}^i = \sum_{i=1}^v a_j^i a_{j'}^i + \sum_{i=v'+1}^v a_j^i a_{j'}^i = \lambda' + (v' - 2r' + \lambda) = 2\lambda' + 1 = \lambda.$$

Obviously, the construction which led from A' to A may be applied again to A . Thus an infinite family of designs may be obtained each time that a design with $\lambda' = 2^i \mu + 2^{i-1} - 1$, $r' = k' = 2^{i+1} \mu + 2^i - 1$, is known. For $\mu = 0$, one obtains the matrices corresponding to the finite projective geometries with co-ordinates in $GF(2)$. For $\mu = 1$, the two first designs of the family are given in Fig. 5.

References

- BOSE, R. C. (1939), "On the construction of balanced incomplete block designs", *Ann. Eug. Lond.*, **9**, 353.
 FISHER, R. A. (1940), "An examination of the different possible solutions of a problem in incomplete blocks", *Ann. Eug. Lond.*, **10**, 52.
 FISHER, R. A., and YATES, F., *Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research*. London: Oliver & Boyd.

SUR CERTAINS PROBLÈMES D'ESTIMATION DANS LES CAS
DE DOUBLE ÉCHANTILLONNAGE.

M. LAMOTTE ET M. SCHUTZENBERGER

*Laboratoire de Génétique, Faculté des Sciences, Paris
et Centre de Génétique, Hôpital St. Louis, Paris*

I. INTRODUCTION

LORSQU'UNE espèce polymorphe pour un certain caractère est répartie en colonies plus ou moins isolées, la fréquence du caractère varie d'une colonie à l'autre. Il est intéressant de déterminer la forme de la distribution de ces fréquences, mais cette détermination pose un problème statistique complexe. On ne peut étudier, en effet, qu'un nombre limité de colonies et chacune d'elles n'est connue qu'imparfaitement par l'analyse d'un échantillon prélevé sur son effectif total. Il y a donc deux échantillonnages successifs: l'un au niveau de chaque colonie, l'autre au niveau de l'ensemble de toutes les colonies de l'espèce.

Un tel problème de double échantillonnage se pose d'ailleurs dans d'autres domaines que l'étude des populations naturelles. On le rencontre notamment en Physiologie ou en Psychologie expérimentale, lorsque chaque individu d'un groupe est caractérisé par la probabilité qu'il a de répondre d'une certaine manière à un stimulus donné. Pour étudier le groupe, on ne peut évidemment analyser le comportement que d'un nombre limité d'individus, et chacun d'eux n'est soumis qu'à un nombre fini de tests.

D'autres exemples pourraient être donnés et c'est seulement pour des raisons de commodité que nous utiliserons ici le langage correspondant au cas de la distribution d'un caractère qualitatif dans les colonies d'une espèce.

Nous ferons les hypothèses suivantes:

- (a) l'effectif N des colonies est le même pour toutes;
- (b) l'effectif n de l'échantillon prélevé dans chacune d'elles est également partout le même.

II. LA DISTRIBUTION D'ÉCHANTILLONNAGE

Soit $f(p)$ la fonction de probabilité de la fréquence p du caractère dans l'ensemble des colonies et soit $f^*(r)$ la loi de distribution de la fréquence r du caractère dans les ν échantillons. Alors que $f(p)$ est définie pour toutes les valeurs $0, 1/N, 2/N, i/N, (N-1)/N, 1$,—ou pour toute valeur de p entre 0 et 1 si N peut être considéré comme infini—, $f^*(r)$ n'est définie que pour les valeurs $0, 1/n, 2/n, \dots, k/n, \dots, (n-1)/n, 1$; $f^*(r)$ est donc toujours groupée en classes plus larges que $f(p)$.

Soit $g(r, p)$ la probabilité pour que l'on observe une fréquence $r (= k/n)$ quand l'échantillon est prélevé dans une colonie où la fréquence est $p = i/N$. Le théorème des probabilités composées permet d'écrire:

$$(II, Ia) \quad f^*(r) = \sum_{i=0}^N g(r, p) f(i/N)$$

ou

$$(II, Ib) \quad f^*(r) = \int_0^1 g(r, p) f(p) dp$$

selon que N est fini ou infini.

En pratique, on n'aura à envisager pour la loi $g(r, p)$ que les cas suivants:

Cas hypergéométrique, si N n'est pas très grand par rapport à n :

$$(II, 2a) \quad g(k/n, i/N) = \frac{(N-n)! n! i! (N-i)!}{N! k! (n-k)! (i-k)! (N-i-n+k)!}$$

Cas binomial, si N est très grand par rapport à n :

$$(II, 2b) \quad g(k/n, p) = \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k (1-p)^{n-k}$$

Il est intéressant de remarquer que les valeurs de $f^*(0)$ et de $f^*(1)$ sont toujours au moins égales aux valeurs respectives $f(0)$ et $f(1)$, puisque l'on a toujours $g(0, 0) = 1$ et $g(1, 1) = 1$, quelle que soit la loi de probabilité $g(r, p)$. On a:

$$f^*(0) = f(0) + \sum_{i=1}^N g(0, i/N) f(i/N)$$

$$\text{et} \quad f^*(1) = f(1) + \sum_{i=0}^{N-1} g(1, i/N) f(i/N)$$

On notera également que, si $f(p)$ est symétrique par rapport à la valeur $\frac{1}{2}$, il en est de même pour $f^*(r)$.

PROBLÈMES D'ESTIMATION

277

Fonction caractéristique et moments de la distribution d'échantillonnage.

La fonction caractéristique de la distribution de $f^*(r)$ est définie par:

$$\varphi_r^*(t) = \sum_{k=0}^n e^{(k/n)t} f(k/n)$$

On a donc:

$$\begin{aligned} \varphi_r^*(t) &= \sum_{k=0}^n e^{k/n} \sum_{i=0}^N g(k/n, i/N) f(i/N) \\ \text{(II, 3)} \quad &= \sum_{i=0}^N f(i/N) \sum_{k=0}^n e^{(k/n)t} g(k/n, i/N) = \sum_{i=0}^N \psi_{r,p}(t) f(i/N), \end{aligned}$$

c'est-à-dire que la fonction caractéristique de $f^*(r)$ est égale à la moyenne, étendue à toutes les colonies, de la fonction caractéristique $\psi_{r,p}$ attachée à la loi du deuxième échantillonnage.

De cette relation générale entre les fonctions caractéristiques $\varphi(t)$ et $\psi(t)$ on déduit facilement l'expression des moments autour de zéro de $f^*(r)$ en fonction des mêmes moments de $f(p)$:

Cas hypergéométrique:

$$\begin{aligned} \mu_1^* &= \mu_1 \\ \mu_2^* &= \frac{N(n-1)\mu_2 + (N-n)\mu_1}{n(N-1)} \\ \mu_3^* &= \frac{N^2(n-1)(n-2)\mu_3 + 3(N-n)N(n-1)\mu_2}{n^2(N-1)(N-2)} \\ &\quad + \frac{(N-n)(N-2n)\mu_1}{n^2(N-1)(N-2)} \\ \text{(II, 4a)} \quad \mu_4^* &= \frac{N^3(n-1)(n-2)(n-3)\mu_4 + 6(N-n)N^2(n-1)(n-2)\mu_3}{n^3(N-1)(N-2)(N-3)} \\ &\quad + \frac{N(N-n)(n-1)[7(N-2n) + 3n + 1]\mu_2}{n^3(N-1)(N-2)(N-3)} \\ &\quad + \frac{[(N-n)(N-2n)(N-3n) - N(n-1)]\mu_1}{n^3(N-1)(N-2)(N-3)} \\ &\quad \dots \end{aligned}$$

Cas binomial:

$$\begin{aligned}
 \mu_1^* &= \mu_1 \\
 \mu_2^* &= \frac{(n-1)\mu_2 + \mu_1}{n} \\
 \mu_3^* &= \frac{(n-1)(n-2)\mu_3 + 3(n-1)\mu_2 + \mu_1}{n^2} \\
 \text{(II, 4b)} \quad \mu_4^* &= \frac{(n-1)(n-2)(n-3)\mu_4 + 6(n-1)(n-2)\mu_3}{n^3} \\
 &\quad + \frac{7(n-1)\mu_2 + \mu_1}{n^3} \\
 &\quad \dots\dots \\
 \mu_h^* &= \frac{\sum_{j=1}^h g_h^j \frac{n!}{(n-j)!} \mu_j}{n^h},
 \end{aligned}$$

où les g_h^j sont les nombres de Stirling de seconde espèce.

Pour $h \leq n$, les formules (II, 4a) et (II, 4b) donnent les valeurs de μ_h^* en fonction des moments μ_j d'ordre $j \leq h$. Pour $h > n$, elles donnent les valeurs de μ_h^* en fonction des moments μ_j d'ordre $j \leq n$ (avec $n < h$) seulement. En effet, seuls les n premiers moments de $f^*(r)$ sont indépendants, et ses moments d'ordre supérieur à n peuvent être exprimés en fonction des n premiers, puisque $f^*(r)$ ne prend que $n + 1$ valeurs.

Inversement, on peut aussi connaître l'expression des moments autour de zéro de la loi $f(p)$ en fonction des mêmes moments de $f^*(r)$:

Cas hypergéométrique:

$$\begin{aligned}
 \mu_1 &= \mu_1^* \\
 \mu_2 &= \frac{n(N-1)\mu_2^* - (N-n)\mu_1^*}{N(n-1)} \\
 \mu_3 &= \frac{n^2(N-1)(N-2)\mu_3^* - 3n(N-1)(N-n)\mu_2^*}{N^2(n-1)(n-2)} \\
 \text{(II, 5a)} \quad &\quad + \frac{(N-n)(2N-n)\mu_1^*}{N^2(n-1)(n-2)}
 \end{aligned}$$

PROBLÈMES D'ESTIMATION

279

$$\begin{aligned} \mu_4 = & \frac{n^3(N-1)(N-2)(N-3)\mu_4^* - 6n^2(N-1)(N-2)(N-n)\mu_3^*}{N^3(n-1)(n-2)(n-3)} \\ & + \frac{n(N-1)(N-n)(11N-7n-1)\mu_2^*}{N^3(n-1)(n-2)(n-3)} \\ & - \frac{[(N-n)(2N-n)(3N-n) - (N-n) + (n-1)N]\mu_1^*}{N^3(n-1)(n-2)(n-3)} \end{aligned}$$

.....

Cas binomial:

$$\begin{aligned} \mu_1 &= \mu_1^* \\ \mu_2 &= \frac{n\mu_2^* - \mu_1^*}{n-1} \\ \text{(II, 5b)} \quad \mu_3 &= \frac{n^2\mu_3^* - 3n\mu_2^* + 2\mu_1^*}{(n-1)(n-2)} \\ \mu_4 &= \frac{n^3\mu_4^* - 6n^2\mu_3^* + 11n\mu_2^* - 6\mu_1^*}{(n-1)(n-2)(n-3)} \\ & \dots\dots \\ \mu_h &= \frac{(n-h)!}{n!} \sum_{i=1}^h n^i S_h^i \mu_i^* \end{aligned}$$

où les S_h^i sont les nombres de stirling de première espèce.
 Les formules (II, 5a) et (II, 5b) donnent les valeurs des μ_h en fonction des μ_j^* d'ordre $j \leq h$ lorsque $h \leq n$. Pour $h > n$, ces formules deviennent illusoires: la connaissance de la distribution $f^*(r)$ ne permet pas d'obtenir la suite complète des moments de $f(p)$, mais seulement ceux d'ordre au plus égal à n .

III. ESTIMATION DES CARACTÉRISTIQUES DE LA DISTRIBUTION DES COLONIES

L'observation fournit directement les valeurs de $f^*(r)$ pour les diverses valeurs $0, 1/n, \dots, (n-1)/n, 1$ des fréquences dans les ν échantillons de n individus. On peut alors calculer les valeurs m_h^* des moments, jusqu'à l'ordre n , de la distribution expérimentale. Par définition, ces m_h^* sont des estimations correctes (unbiased) des μ_h^* et, par conséquent, les valeurs m_h obtenues à partir des m_h^* par les formules II,5, linéaires,

seront aussi des estimations correctes des moments μ_h de la fonction de probabilité. On remarque que ces estimations sont indépendantes du nombre ν des colonies prospectées.

Il n'en serait plus de même pour des caractéristiques dont l'expression ne serait pas une fonction linéaire des μ_h^* . Mais on pourra remarquer alors que les formules II,I montrent que le double échantillonnage est équivalent à un échantillonnage simple où:

- (i) la loi $f(p)$ est remplacée par la loi $f^*(r)$, et
- (ii) chaque échantillon ne compte que pour *une* observation.

Il sera donc possible, en utilisant les formules classiques, de construire des estimations correctes des caractéristiques de $f(p)$.

IV. AJUSTEMENT D'UNE COURBE DE FRÉQUENCES À DES RÉSULTATS EXPÉRIMENTAUX

Pour remonter des résultats expérimentaux à la loi de probabilité $f(i/N)$, on dispose de $n + 1$ valeurs de $f^*(r)$ pour $r = 0, 1/n, \dots, (n - 1)/n$ et 1, d'où l'on déduit les moments $m_0^*, m_1^*, \dots, m_n^*$ et les estimations m_0, m_1, \dots, m_n .

Il est possible, à partir de ces $n + 1$ quantités, d'ajuster une courbe $f(i/N)$ de forme donnée a priori, et dont l'expression comprenne moins de $n + 1$ paramètres.

Si l'on recherche une approximation de $f(i/N)$ par une suite de polynômes f_h de degré h (inférieur à n), on imposera naturellement, pour déterminer le polynôme f_h , les $h + 1$ conditions:

$$\sum_{i=0}^N \left(\frac{i}{N}\right)^j f(i/N) = m_j \quad \text{pour } j = 0, 1, 2, \dots, n$$

ou, dans le cas binomial où N peut être considéré comme infini:

$$\int_0^1 p^j f_h(p) = m_j \quad \text{pour } j = 0, 1, 2, \dots, n.$$

Dans ce dernier cas, l'emploi des polynômes de Legendre,—où la variable x habituelle est remplacée par $2p - 1$ —, facilitera beaucoup les calculs. En effet, si l'on veut ajuster une courbe de degré h , on prendra:

$$f_h(p) = 1 + c_1 P_1(p) + c_2 P_2(p) + \dots + c_j P_j(p) + \dots + c_h P_h(p),$$

où les P_j sont les polynômes de Legendre avec variable transformée $p = (1 + x)/2$ et les c_j des coefficients, dépendant des résultats expérimentaux. Le tableau qui suit donne les expressions des polynômes P_j et des coefficients c_j en fonction des moments m_j^* de la distribution observée des échantillons, pour $j \leq 6$:

PROBLÈMES D'ESTIMATION

281

$$\begin{aligned}
P_1 &= 2p - 1 \\
P_2 &= 6p^2 - 6p + 1 \\
P_3 &= 20p^3 - 30p^2 + 12p - 1 \\
P_4 &= 70p^4 - 140p^3 + 90p^2 - 20p + 1 \\
P_5 &= 252p^5 - 630p^4 + 560p^3 - 210p^2 + 30p - 1 \\
P_6 &= 924p^6 - 2772p^5 + 3150p^4 - 1680p^3 + 420p^2 - 42p + 1 \\
\hline
c_1/3 &= 2m_1^* - 1 \\
c_2/5 &= (6nm_2^* - 6nm_1^*)(n-1)^{-1} + 1 \\
c_3/7 &= [20n^2m_3^* - 30n^2m_2^* + (12n^2 - 6n + 4)m_1^*] \\
&\quad \cdot [(n-1)(n-2)]^{-1} - 1 \\
c_4/9 &= [70n^3m_4^* - 140n^3m_3^* + (90n^3 - 30n^2 + 50n)m_2^* \\
&\quad - (20n^3 - 30n^2 + 50n)m_1^*][(n-1)(n-2)(n-3)]^{-1} + 1 \\
c_5/11 &= [252n^4m_5^* - 630n^4m_4^* + (560n^4 - 140n^3 + 420n^2)m_3^* \\
&\quad - (210n^4 - 210n^3 + 630n^2)m_2^* \\
&\quad + (30n^4 - 90n^3 + 280n^2 - 100n + 48)m_1^*] \\
&\quad \cdot [(n-1)(n-2)(n-3)(n-4)]^{-1} - 1 \\
c_6/13 &= [924n^5m_6^* - 2772n^5m_5^* + (3150n^5 - 630n^4 + 2940n^3)m_4^* \\
&\quad - (1680n^5 - 1260n^4 + 5880n^3)m_3^* \\
&\quad + (420n^5 - 840n^4 + 3990n^3 - 1050n^2 + 1176n)m_2^* \\
&\quad - (42n^5 - 210n^4 + 1050n^3 - 1050n^2 + 1176n)m_1^*] \\
&\quad \cdot [(n-1)(n-2)(n-3)(n-4)(n-5)]^{-1} + 1
\end{aligned}$$

V. SOMMAIRE

Nous avons été amenés, dans l'étude d'une population répartie en groupes distincts dont on ne peut observer qu'un nombre limité, et chacun seulement par un échantillon, à résoudre certains problèmes de double échantillonnage. Nous avons montré comment obtenir, à partir des résultats d'observation, des estimations correctes des moments de

Année 1951 1951-7. Sur certains problèmes d'estimation dans les cas de double...

282

BIOMETRICS, SEPTEMBER 1951

la loi de distribution de la fréquence d'un caractère qualitatif dans la population.

La connaissance de ces estimations permet d'ajuster aux résultats expérimentaux une courbe de fréquences dont l'expression comporte un nombre de paramètres au plus égal à l'effectif des échantillons.

VI. SUMMARY

In a study of a population distributed in distinct groups of which only a limited number can be observed, each by a sample, it has been necessary to solve certain problems of double sampling.

A demonstration has been made of how to obtain from the results of these observations unbiased estimates of the moments of the frequency function of a character in the population.

Knowing these estimates, it is possible to fit to the experimental results a frequency curve the equation of which includes at the most a number of parameters equal to the size of a sample.

CALCUL DES PROBABILITÉS. — *Les problèmes de diagnostic séquentiel*. Note (*) de MM. JEAN VILLE et MARCEL PAUL SCHÜTZENBERGER, présentée par M. Émile Borel.

Faute d'un meilleur terme, nous appellerons *problèmes de diagnostic séquentiel*, les problèmes du type suivant qui ne semblent pas avoir encore été envisagés systématiquement :

Soit une situation expérimentale. A chaque instant les hypothèses incompatibles encore admissibles, H_1, H_2, \dots, H_n , constituent un ensemble \mathfrak{H} contenant l'unique hypothèse H^* qui est vraie. Pour déterminer celle-ci, on décompose \mathfrak{H} en ν sous ensemble disjoints $\mathfrak{H}_1, \mathfrak{H}_2, \dots, \mathfrak{H}_\nu$ et l'on effectue une observation grâce à laquelle est connu celui d'entre eux \mathfrak{H}^* qui contient H^* . Nous admettrons qu'il existe toujours au moins une succession d'observations menant à la détermination rigoureuse de H^* . Supposant maintenant que le coût de chaque expérience est fixé, on cherche à définir la succession de celles-ci [la *stratégie* au sens de von Neumann ⁽¹⁾] qui conduit au résultat avec un coût total moyen minimum pour des valeurs données des probabilités *a priori* $\Pr(H_i)$ de chacune des hypothèses initiales.

Comme exemples d'un tel problème citons :

Un circuit électrique est en dérangement, comment procéder le plus économiquement à la série des vérifications partielles qui permettra d'en retrouver la cause ?

On cherche le seuil de sensibilité d'un sujet à une drogue. Quelle sera la combinaison la plus rapide de tests élémentaires indiquant chacun seulement si telle dose employée est supra ou infra-liminaire ?

Quelle structure donner à un système de clefs dichotomiques pour une flore, un ensemble nosologique, etc., tel que l'identification soit assurée après la recherche d'un nombre minimum de signes ?

Sans prétendre ici à plus qu'à attirer l'attention sur cette question, nous

(*) Séance du 27 novembre 1950.

(¹) von NEUMANN et O. MORGENSTERN, *Theory of games and economic behaviour*, 1946, p. 79.

(2)

énoncerons divers théorèmes relatifs au cas où le coût de toutes les observations est le même et où c'est donc leur nombre moyen qu'on cherche à minimiser. Ces théorèmes sont la généralisation très immédiate et l'application à ce domaine de résultats dus à C. E. Shannon ⁽²⁾ dans le problème du codage optimal d'un message aléatoire et reposent sur la théorie de l'information de N. Wiener ⁽³⁾.

Supposons que toutes les observations soient possibles; soit \bar{l} le nombre moyen d'observations et I l'information *a priori* définie par

$$I = \sum \Pr(H_i) \text{Log}_2[\Pr(H_i)].$$

THÉORÈME 1. — *Il existe au moins une stratégie telle que*

$$\bar{l} \leq 1 - \frac{1}{\text{Log}_2 \nu}.$$

THÉORÈME 2. — *Pour toute stratégie*

$$\bar{l} \geq 1 - \frac{1}{\text{Log}_2 \nu}$$

et l'égalité est atteinte quand et seulement quand les $\Pr(H_i)$ sont telles que chaque observation divise l'ensemble des hypothèses encore admissibles en ν sous-ensembles ayant même somme de probabilité.

Dans le cas particulièrement important de $\nu = 2$ et de $\Pr(H_i) = (1/n)$ pour toutes les nH_i on a :

THÉORÈME 3. — *Il existe au moins une stratégie telle que*

$$\bar{l} = [\text{Log}_2 n] + 2 \left(1 - \frac{2^{[\text{Log}_2 n]}}{n} \right).$$

($[\text{Log}_2 n]$ représente le plus grand entier contenu dans le logarithme de base 2 de n).

⁽²⁾ *A mathematical theory of communication. The Bell system technical journal*, 27, 1948, p. 379-423.

⁽³⁾ *Cybernetics*, 1948, p. 47.

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 232, p. 206-207, séance du 15 janvier 1951.)

ASSOCIATION FRANÇAISE
POUR
L'ÉTUDE DU CANCER

N° 4. — 1951

SOMMAIRE

<p>DARGENT (M.) et PAPILLON (P.). — Résultats de trois ans d'expérience du traitement de formes avancées de cancers du sein par les oestrogènes de synthèse . . . 352</p>	<p>LACOUR (F.) et GUÉRIN (M.). — Etude de l'hypophyse de rats porteurs de tumeurs des glandes sexuelles provoquées par la méthode de Biskind. 423</p>
<p>DENOIX (P.-F.), SCHUTZENBERGER et VIOLLET. — Documents pour aider à l'étude des différentes formes de cancer du sein . . . 374</p>	<p>LAVEDAN (J.), ENNUYER (A.) et SOENEM (A.). — Fréquence des adénopathies secondaires aux épithéliomas cutanés épidermoïdes de la tête et du cou apparues après guérison de la lésion primaire 382</p>
<p>DIONISI (P.), ORCEL (L.) et KAHN (J.). — Evolution aiguë d'un mélano-carcinome du cuir chevelu 449</p>	<p>LIPSCHUTZ (A.), IGLESIAS (R.) et MARDONES (E.). — Nouvelles recherches sur le mode d'action antitumorale des stéroïdes. 394</p>
<p>FEREY (D.). — Les cancers du cerveau et du cervelet au point de vue thérapeutique. 407</p>	<p>STUART (M.). — Etude de la survie des malades atteintes de cancer du col utérin traitées uniquement par radiothérapie (Ra et Rx) 431</p>
<p>HUGUENIN (R.), SARACINO (R.) et GUELFY (J.). — L'utilisation du phosphore 32 dans quelques cas de maladie de Hodgkin . . . 414</p>	<p>SWYNGEDAuw (J.), LEMAITRE (L.) et GIAUX (G.). — Casque d'irradiation pour les tumeurs cérébrales. . . . 410</p>
<p>HUGUENIN (R.), WERMES (E.) et BERNARD (Ph. F.). — Difficultés cliniques et anatomopathologiques du diagnostic des mélanomes malins cutanés. 441</p>	

Documents pour aider à l'étude des différentes formes de cancer du sein

PAR

P.-F. DENOIX, SCHUTZENBERGER et VIOLLET

Nous avons parmi les premiers signalé au début de 1946 l'existence d'un accident dans la courbe de répartition des cancers du sein selon l'âge de leur début apparent. Les documents dont nous nous sommes servis proviennent de l'Enquête Permanente de la Section du Cancer de l'Institut National d'Hygiène (1).

Notre attention ayant été attirée par la forme de cette courbe et par le fait qu'un certain nombre d'autres auteurs avaient, par la suite, observé le même fait, nous avons procédé à une étude plus détaillée de sa constitution.

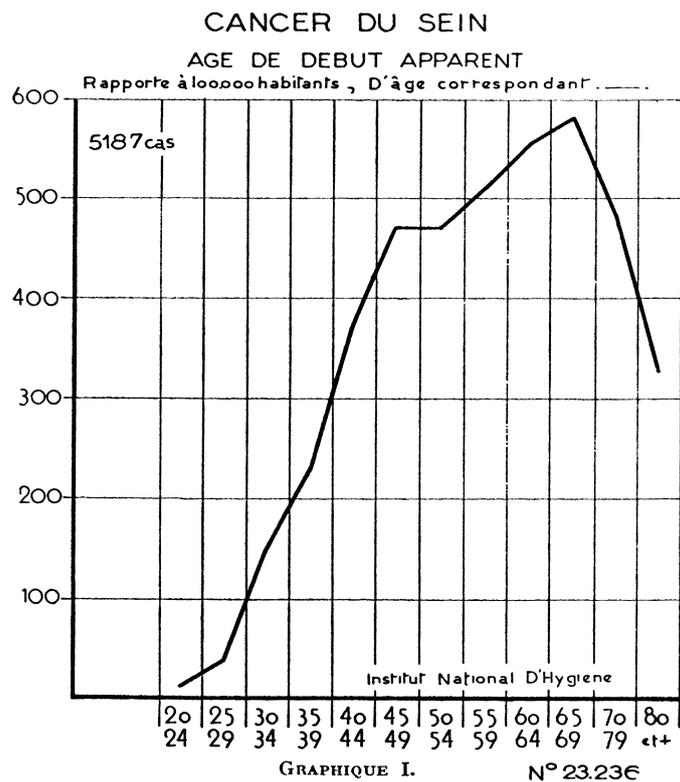
Le graphique I, joint, montre la forme de la courbe qui porte sur 5 187 observations rassemblées en sept années (voir tableau I). Cette courbe ne correspond pas à la répartition des cas eux-mêmes, mais a été dessinée après correction, tenant compte du nombre d'individus vivants en 1946 du sexe féminin, pour chaque tranche d'âge de 5 ans.

Insistons tout d'abord sur le mode de détermination de l'âge de début apparent. Il est obtenu des malades par l'interrogatoire. Il est certain cependant que cette détermination d'une date peut être sujette à caution et que cette incertitude pèsera sur la valeur des faits que nous allons maintenant souligner.

Les observations que nous avons étudiées ont été classées selon deux ordres de caractères. Tout d'abord elles ont été réparties selon le stade d'extension de la tumeur au moment où a été posé le diagnostic. Nous avons utilisé la « Classification des Tumeurs » de l'Institut National d'Hygiène appliquée par tous les Centres Anticancéreux de France. Pour l'ensemble des tumeurs malignes, cette classification utilise cinq définitions. Dans cette étude nous nous sommes limités à la comparaison des stades I et II d'une part et d'autre part à celle des stades II et de la somme des cas rangés sous III et IV. Cette addition ainsi que la suppression du stade V sont dues au trop petit nombre de cas contenus dans ces dernières rubriques.

(1) Nous avons présenté une première note partielle sur ce sujet au V^e Congrès International du Cancer, Paris, juillet 1950.

ÉTUDE DES DIFFÉRENTES FORMES DE CANCER DU SEIN 375



GRAPHIQUE I. N° 23.236

TABLEAU I
 CANCER DU SEIN
 Proportion
 pour 1000 000 d'habitants

AGE (ans)	TOTAL	TAUX (1)
0-4	1	0,6
5-9	2	1,6
10-14	2	1,4
15-19	1	0,6
20-24	17	10,4
25-29	51	35,6
30-34	165	147
35-39	354	231
40-44	582	374
45-49	719	469
50-54	663	469
55-59	651	512
60-64	642	554
65-69	582	581
70-79	627	477
80 et +	128	324
Tous âges	5 187	

(1) Ce taux n'a qu'une valeur relative. Il permet seulement de construire la courbe.

376 P.-F. DENOIX, SCHUTZENBERGER ET VIOLLET

Sous le stade I entrent les formes de cancer du sein de petite taille relative et n'adhérant ni à la peau ni aux plans profonds.

Sous le stade II entrent soit les formes n'adhérant pas à la peau, mais de grande taille relative, soit les formes adhérant à la peau, mais sans adhérence avec le plan profond.

Sous les stades III et IV entrent toutes les autres formes cliniques.

Ces définitions purement cliniques n'englobent pas l'aspect de l'adénopathie qui est définie à part comme il suit :

a) absence de ganglions perceptibles cliniquement, ou bien ganglions trouvés non envahis histologiquement après curage vrai et examen de ces derniers ;

b) ganglions ayant été enlevés par curage régional, large, avec envahissement histologiquement vérifié de tout ou partie d'entre eux (préciser si possible par une fraction le nombre de ganglions trouvés envahis par rapport au total des ganglions examinés) ;

c) ganglions dont l'envahissement cancéreux est cliniquement vraisemblable qu'il y ait ou non confirmation histologique par biopsie simple de l'un d'eux.

d) ganglions sur la nature desquels on ne peut se prononcer.

Étudions d'abord la répartition des différents stades cliniques à l'exclusion de l'adénopathie.

Ayant ainsi classé nos observations selon le stade d'extension de la tumeur, nous avons étudié pour chaque stade le temps écoulé entre la date du premier symptôme signalée par la malade et le moment où celle-ci est vue et où le stade est déterminé.

A l'aide de ces documents, nous avons procédé à une étude statistique minutieuse des séries obtenues. Nous n'avons utilisé que 1 611 dossiers pour cette recherche. Ce nombre correspond aux malades vues pour la première fois par le Centre Anticancéreux qui nous a transmis le dossier à l'exclusion des autres cas ayant également concouru à l'établissement de la courbe, mais pour lesquels les renseignements sur le stade ne pouvaient être considérés comme valables — les malades n'ayant été vues par le Centre que de seconde main —.

Nous avons donc considéré l'âge d'apparition du premier symptôme chez 1 611 malades atteintes de cancer du sein en fonction du stade de la lésion (I, II, III, IV) et obtenu les résultats suivants :

TYPE DE LA LÉSION	NOMBRE DE MALADES	AGE MOYEN (ans)
I	252	49,74
II	696	53,70
III	331	55,76
IV	332	56,13

ÉTUDE DES DIFFÉRENTES FORMES DE CANCER DU SEIN 377

Les distributions étant à peu près gaussiennes, on peut appliquer les techniques classiques d'analyse de variance pour tester le fait que ces différences ne résultent pas d'une simple fluctuation imputable au seul hasard :

SOURCES DE VARIATION	SOMME DES CARRÉS	NOMBRE DE DEGRÉS DE LIBERTÉ	CARRÉ MOYEN	
Total	9 717	1 610		
Intraclases	9 431	1 607	5,87	F =
Interclases	286	3	95,33	16,24

N.-B. — L'unité employée dans ce calcul est égale à 5 ans.

Le rapport des carrés moyens est égal à 16,24 pour 3 et 1 607 degrés, de liberté (possibilité moyennement inférieure à 1/1000). La conclusion est donc certaine : il existe une différence d'âge moyen entre les types de lésions qui se classent dans l'ordre I, II, III et IV.

D'autre part, nous disposons pour un échantillon analogue d'une évaluation du temps écoulé depuis la première manifestation dont se souvenait le malade jusqu'à son examen.

Ces distributions sont extrêmement irrégulières (elles affectent la forme d'une courbe en J).

TYPE	NOMBRE DE SUJETS	MOYENNE (ans)	VARIANTE
I	230	0,96	1,99
II	639	1,44	3,97
III	291	2,00	4,78
IV	331	2,49	5,64

En première approximation, on peut considérer que la différence de durée de cet intervalle entre les types I et II est de 0,48 ans \pm 0,12. D'autre part, la différence d'âge moyen entre I et II est de 3,94 \pm 0,181 (soit environ six mois et quatre ans).

Si donc l'on considère comme valables — même assez grossièrement — les chiffres qui ont servi de base au calcul de l'intervalle entre le premier symptôme et l'examen médical, il n'est pas possible d'attribuer la différence d'âge entre les types I et II au simple fait que certaines malades avaient consulté plus tard le médecin.

En regroupant en une seule classe les lésions III et IV, on trouve les différences suivantes d'avec II :

- accroissement du délai depuis le premier symptôme : 0,82 \pm 0,12 ;
 - excès de l'âge moyen : + 2,25 ans \pm 0,13 ;
- (soit environ 10 et 27 mois).

378 P.-F. DENOIX, SCHUTZENBERGER ET VIOLLET

Il semble donc ici moins certain que la différence ne puisse être attribuée à un examen généralement plus tardif au cours d'un même processus évolutif.

Ces faits étant précisés, nous nous sommes posés deux questions :
 a) nos cas définis par le stade I seraient-ils d'une gravité particulière (comme cela a été suggéré) qui resteraient limités au niveau du sein mais se propageraient rapidement par voie lymphatique ou sanguine et se rencontreraient chez des femmes plus jeunes?

b) l'envahissement ou non du système lymphatique joue-t-il un rôle dans l'accident observé dans notre distribution?

En réponse à la première question, voici quels sont les résultats que nous avons observés au bout de deux ans après le début du traitement des stades I et II de notre Enquête Permanente d'où est tirée notre étude :

Stade I 205 cas. Survie le 24^e mois 141 = 70 %.
 Stade II 631 cas. Survie le 24^e mois 335 = 53 %.

Nous sommes en droit de répondre « non » à la première question et d'ajouter que les résultats thérapeutiques observés viennent soutenir la valeur de la classification clinique utilisée.

Pour répondre à la deuxième question portant sur l'influence possible de l'aspect de l'adénopathie, nous avons regroupé nos cas sans tenir compte du stade clinique (voir tableau II). Le simple examen du graphique (graphique II) ainsi construit montre que l'on y retrouve l'accident du graphique I. Il est surtout marqué pour a et b, il n'existe pas pour c. La présence des formes entrant sous la rubrique c vient donc atténuer l'accident de la courbe de répartition. D'autre part,

TABLEAU II

GROUPEMENT SELON L'ASPECT DE L'ADÉNOPATHIE

Rapporté à 1 000 000 d'habitants d'âge correspondant

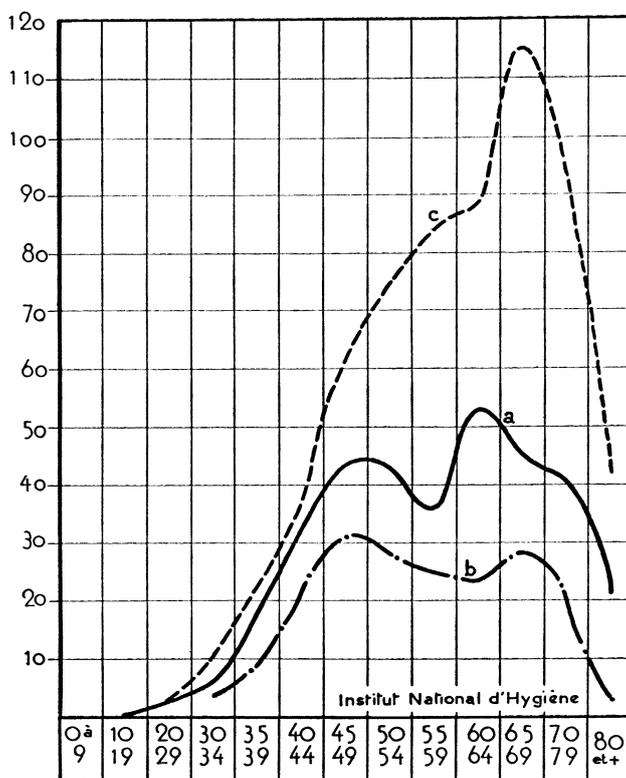
AGE	A	B	C
0-9			
10-19	0,3		
20-29	2,6		2,9
30-34	5,6	4,2	11,2
35-39	19,5	8,8	23,2
40-44	32,7	20,8	37,1
45-49	44,6	31,3	61,4
50-54	43,6	27,6	72
55-59	36,1	25,1	84,7
60-64	52,8	23	88,5
65-69	46,3	28,5	115
70-79	40,8	17,3	94,1
80 et +	22,4	3,6	42

ÉTUDE DES DIFFÉRENTES FORMES DE CANCER DU SEIN 379

une étude de l'âge moyen des cas rangés sous les définitions a, b et c n'a montré aucune différence significative comme l'aspect des courbes pouvait le faire prévoir. Il n'en reste pas moins que l'inégalité de

CANCER DU SEIN

GROUPEMENT SELON L'ASPECT DE L'ADÉNOPATHIE
RAPPORTE A 1.000.000 D'HABITANTS D'ÂGE CORRESPONDANT



GRAPHIQUE II.

N°23237

répartition des formes a et b d'une part, et des formes c, d'autre part, méritera une étude détaillée de leurs causes possibles. Cette étude sera entreprise dès que nous aurons rassemblé un nombre suffisant de cas.

En résumé, il semble que l'accident remarqué sur la courbe de répartition des cas de cancer du sein selon l'âge soit dû à l'addition

380 P.-F. DENOIX, SCHUTZENBERGER ET VIOLLET

de formes distinctes. Il est possible que les formes rangées d'une part dans le stade I et celles rangées dans le stade II d'autre part, ne soient pas les mêmes. Ce que nous avons appelé cancer du sein au stade I correspondrait dans cette hypothèse à un aspect particulier de cancer du sein et non à une forme de début devant évoluer ensuite vers les stades II — III, etc... Il semblerait par contre que ce que nous rangeons dans les stades II — III et IV ne soient que des formes évolutives d'une autre forme distincte de cancer du sein.

Cette hypothèse demandera à être soigneusement approfondie en particulier en regard du milieu hormonal. Selon une seconde hypothèse ce décalage au profit des formes du stade I prédominant sous le premier sommet de la courbe correspondrait à un groupe de malades plus attentives, s'examinant fréquemment et venant consulter au moindre doute. Le fait qui persiste est que le premier sommet de la courbe est dû à une accumulation particulière de cas au stade I.

BIBLIOGRAPHIE

- ANDERSON (E.). — Possible relation ship between menopause and age at onset of breast cancer.
- (1) BELL (E. T. Ed.). — A Text-Book of Pathology, 6th ed., Philadelphia Lea et Febiger, 1947.
 - (2) CLEMMESSEN (J.). — Carcinoma of the breast. I Results from statistical research. *Brit. J. Radiol.*, 1948, 21, 583-590.
 - (3) CLEMMESSEN (J.) et BUSK (T.). — Cancer mortality among men and women in Denmark, England and Switzerland. V. Incidence of accessible and inaccessible cancers in Danish towns and rural areas. *Cancer Research*, 1949, 9, 415-421.
 - (4) DARGENT (M.) and MAYER (M.). — Données étiologiques concernant le cancer du sein. *Presse méd.*, 1948, 56, 561-562.
 - (5) DAWSON (E. K.). — Menopausal age and mammary carcinoma. *Lancet*, 1932, 1, 1 251-1 253.
 - (6) DENOIX (P. F.). — *Bulletin de l'Institut National d'Hygiène*, avril-juin 1948, 3, n° 2, 202; *Semaine des Hôpitaux*, 6 mai 1948; V° *Congrès International du Cancer*, Paris, juillet 1950.
 - (7) CORNIL. — Cancer du Sein (hormones).— *Concours médical*, 1949, n° 38, 2 105-2 123; n° 39, 2 169-170.
 - (8) GESCHICKTER (C. F.). — Diseases of the Breast : Diagnosis, Pathology, Treatment, 2d ed. Philadelphia. J. B. Lippincott C° 1945.
 - (9) GRISWOLD (M. H.). — Personal communication.
 - (10) HARNETT (W. L.). — A statistical report on 2 529 cases of cancer of the breast. *Brit. J. Cancer*, 1948, 2, 212-239.
 - (11) HARRINGTON (S. W.). — Results of radical mastectomy in 5 026 cases of carcinoma of the breast; various clinical and pathologic factors which influence prognosis. *Pennsylvania M. J.*, 1940, 43, 413-427.
 - (12) JACOBSEN (O.). — Heredity in breast cancer; a genetic and clinical study of two hundred probands. *Opera ex Domo Biologiae Hereditariae Humanae Universitatis Hafniensis*, 1946, 11, 1-306.
 - (13) LANE-CLAYTON (J. E.). — A Further Report on Cancer of the Breast, with Special Reference to Its Associated Antecedent Conditions. Great Britain, Ministry of Health. Reports on Public Health and Medical Subjects, n° 32. His Majesty's Stat. Off., 1926.
 - (14) MACDONALD (E. J.). — The present incidence and survival picture in cancer and the promise of improve prognosis. *Bull. Am. Coll. Surgeons*, 1948, 33, 75-93.
 - (15) NOHRMAN (B. A.). — Cancer of the breast; a clinical study of 1 042 cases treated at Radiumhemmet, 1936-1941. *Acta-radiol. suppl.*, 1949, 77, 1-98.

ÉTUDE DES DIFFÉRENTES FORMES DE CANCER DU SEIN 381

- (16) OLIVIER (C. P.), BELL (E. T.), BITTNER (J. J.), DENNIS (C.), O'BRIEN (W. A.), TRELOAR (A. E.) and VISSCHER (M. B.). — Relationship between pregnancies and age of occurrence of breast cancer in the human ; preliminary report. *Minnesota Med.*, 1946, **29**, 1 230-1 232.
- (17) PENROSE (L. S.), MACKENZIE (H. J.) and KARN (M. N.). — A genetical study of human mammary cancer. *Ann Eugenica*, 1948, **14**, 234-266.
- (18) SMITHERS (D. W.). — Family histories of 459 patients with cancer of the breast. *Brit. J. Cancer*, 1948, **2**, 163-167.
- (19) TAYLOR (G. W.). — Cancer of the breast. *Internat. Abstr. Surg.*, 1932, **55**, 1-23.
- (20) WAINWRIGHT (J. M.). — A comparison of conditions associated with breast cancer in Great Britain and America. *Am. J. Cancer*, 1931, **15**, 2 610-2 645.

Année 1951 1951-10. Rapports entre l'âge au premier symptôme et certains...

94313

MINISTÈRE DE LA SANTÉ PUBLIQUE

BULLETIN
DE
L'INSTITUT NATIONAL
D'HYGIÈNE

94313

TOME 6 — 1951

*VIRTUTE DVCE CO-
MITE FORTITVDINE*



COLLEGIUM CIVILE
AD SANITATEM



MASSON & C^{ie}, ÉDITEURS
120, BOULEVARD SAINT-GERMAIN
PARIS (VI^e)

MALADIES SOCIALES

CANCER

RAPPORTS ENTRE L'ÂGE AU PREMIER SYMPTÔME ET CERTAINS ASPECTS DE LA VIE BIOLOGIQUE DE LA FEMME DANS UNE SÉRIE DE CANCERS DE L'UTÉRUS ET DU SEIN

Depuis 1945, la Section du Cancer de l'INSTITUT NATIONAL D'HYGIÈNE recueille des « Questionnaires sur la condition biologique des porteurs de tumeurs » (voir leur libellé dans le *Recueil des Travaux de l'I. N. H.*, t. I, vol. 2, pp. 77 à 93, 1944). Ces questionnaires sont remplis par des médecins qui procèdent à l'interrogatoire d'un certain nombre de malades non triés. Ces formules sont en effet remplies pour toute une série consécutive de malades, quelle que soit la localisation de leur cancer. Nous présentons aujourd'hui les résultats de l'exploitation d'un premier groupe de dossiers. Il faut noter que ces observations ont été prises dans plusieurs hôpitaux de Paris ou de province spécialisés ou non dans le traitement du cancer, par plusieurs médecins différents, ce qui enlève tout caractère personnel à la façon dont a été rempli l'ensemble des documents.

Nous avons étudié d'une part la série des cancers du col de l'utérus, d'autre part la série des cancers du sein, et nous avons réuni les autres cas de cancers chez la femme constituant ce que nous avons appelé la série « autres », afin de disposer ainsi d'un élément de comparaison.

574

MALADIES SOCIALES

1. — HÉRÉDITÉ

Dans les fiches que nous avons exploitées figure pour chaque malade l'indication de la présence d'un ou plusieurs cancers, soit dans la lignée maternelle, soit dans la lignée paternelle.

Pour nos trois échantillons, le dépouillement a donné les résultats suivants :

	Col utérin	Sein	Autres
Cancer dans aucune lignée	925	251	307
Cancer dans la lignée maternelle	158	68	58
Cancer dans la lignée paternelle	100	48	38
Cancer dans les deux lignées	25	17	15
<i>Total</i>	1 208	384	418

De ces chiffres se dégagent quelques conclusions :

1° L'influence de l'hérédité diffère selon les trois catégories considérées : les proportions des cas *sans* autre cancer dans la famille sont en effet, respectivement :

— Col utérin : 76,6 % ; — sein : 65,3 % ; — autres : 73,4 %, et un chi carré d'homogénéité donne une valeur de 18,96 pour 2 degrés de liberté correspondant à une probabilité inférieure à 1 %. Ces différences ne prennent d'ailleurs tout leur sens que si elles sont rapportées à la fréquence des cas dans une population : en admettant que celle-ci se classe grossièrement dans le même ordre que dans notre échantillon, la conclusion ci-dessus se trouve encore renforcée. C'est donc pour le cancer du sein que l'hérédité semble jouer le rôle le plus important.

2° Dans les 3 cas, on observe que l'influence d'une hérédité cancéreuse est plus forte, quand l'autre lignée est déjà marquée, que dans le cas contraire : les valeurs de chi carré correspondantes sont respectivement : 2,55, 0,73 et 4,95 (pour 1 degré de liberté) correspondant à des probabilités de 92 %, 80 % et 3 %.

Seule donc est significative la différence correspondant à notre troisième catégorie. Rappelons que ce fait statistique peut s'interpréter par l'action des facteurs héréditaires de type récessif, favorisant le cancer. C'est pour le groupe « autres » que ce fait est seul probant, sans que nous puissions dire qu'il n'existe pas pour les deux premières séries.

3° L'excès des cas associés à d'autres cancers seulement dans la lignée maternelle, sur les cas associés à d'autres cancers seulement dans la lignée paternelle, est certain dans les trois catégories (les chi carré sont respectivement : 13,04, 3,45 et 4,17 pour 1 degré de liberté correspondant à des probabilités de l'ordre de 1 %, 6 % et 4 %) ; aucune différence signi-

CANCER

575

ficative entre les 3 cas n'a pu être prouvée (chi carré = 0,23 pour 2 degrés de liberté).

Il faut remarquer que pour la lignée maternelle comprenant la mère et les sœurs, cet excès est parfaitement explicable et que l'analyse de ce phénomène nécessite une étude plus approfondie.

Pour chacune des catégories envisagées ci-dessus, nous avons calculé l'âge moyen au premier symptôme et obtenu les chiffres suivants (le nombre relativement faible des cas associés à d'autres cancers dans la même famille nous a conduits à les regrouper en un seul bloc) :

TABLEAU I

	Col utérin	Sein	Autres
Cancer dans aucune lignée	52,2 ans \pm 0,3	52,6 ans \pm 0,7	55,9 ans \pm 0,9
Cancer dans la lignée maternelle	52,9 ans \pm 0,8	54,4 ans \pm 1,4	56,8 ans \pm 2,1
Cancer dans la lignée paternelle	52,4 ans \pm 1,1	53,2 ans \pm 1,6	57,9 ans \pm 2,6
Cancer dans les deux lignées	59,2 ans \pm 2,1	57,3 ans \pm 2,7	55,2 ans \pm 4,2
Cancer dans au moins l'une des lignées ...	53,3 ans \pm 0,6	54,2 ans \pm 1,0	56,9 ans \pm 1,5
<i>Total</i>	52,4 ans \pm 0,3	53,2 ans \pm 0,6	56,1 ans \pm 0,8
Variance de l'âge au 1 ^{er} symptôme	110,3	132,6	267,3

De l'examen de ces chiffres découle l'impression que les cas sans autres cancers dans la famille se manifestent plus précocement que les autres : une analyse de variance portant sur l'ensemble prouve la réalité de ce phénomène.

TABLEAU II

Source de variance	Variance	Degré de liberté	Carré moyen
<i>Total</i>	299 912,72	2 009	—
Interclasses	633,56	1	633,56
Intraclasses	299 279,16	2 008	149,04

F = 4,25, soit une probabilité de l'ordre de 5 %.

Ce résultat, surprenant au premier abord, pourrait, nous semble-t-il, s'expliquer si l'on admet :

a) que les cas où jouent des facteurs héréditaires de type récessif ont moins de chance d'avoir présenté déjà des cancers dans leur ascendance ou parmi leurs germains;

b) que ces cas sont plus sévères que les autres, comme cela est assez fréquent en génétique humaine et se manifestent donc plus tôt.

Année 1951 1951-10. Rapports entre l'âge au premier symptôme et certains...

576

MALADIES SOCIALES

2. -- AGE DE LA MÈRE A LA NAISSANCE

Pour chaque dossier, nous disposons de l'âge de la mère de la malade à la naissance de la malade; en voici la répartition globale :

Moins de 15 ans	7
15-20 ans	106
20-25 »	401
25-30 »	342
30-35 »	225
35-40 »	97
40-45 »	60
45-50 »	17
50 ans et plus	6
Total	1 261
Moyenne générale	27,221 ans \pm 0,195 ans.
Variance	47,10

Pour chacune de nos 3 catégories, et pour chaque tranche d'âge au premier symptôme, nous avons calculé cet âge moyen de la mère :

Age 1 ^{er} symptôme	Col utérin	Sein	Autres
0-10 ans	—	—	4
			26,50
10-20 »	—	1	1
		24,00	25,17
20-30 »	7	4	16
	28,14	25,25	27,63
30-40 »	112	36	25
	27,30	27,92	30,20
40-50 »	230	75	44
	26,90	28,97	27,11
50-60 »	257	84	62
	26,97	26,12	27,16
60-70 »	112	54	55
	27,33	27,09	27,31
70-80 »	31	12	22
	25,97	27,08	28,14
80 ans et plus	2	2	8
	29,50	26,00	28,50
Total :			
Nombre de cas...	751	268	242
Age moyen	27,03 ans \pm 0,25	27,38 ans \pm 0,46	27,65 ans \pm 0,46
Variance	27,07	49,56	50,15

Aucune différence significative n'apparaît entre les 3 catégories, comme en fait foi l'analyse de variance ci-dessous :

Source de variance	Variance	Degré de liberté	Carré moyen
Total	59 343,3	1 260	
Interclasses	79,6	2	39,8
Intraclases	54 263,7	1 258	47,1

Le rapport F est plus petit que 1, la différence n'est donc pas significative.

CANCER

577

De même aucune corrélation significative n'a pu être établie entre l'âge de la mère et l'âge au premier symptôme ($\epsilon = -0,024$) sur l'ensemble des 1 261 cas).

L'importance et la valeur de l'échantillon examiné permettent de donner toute sa valeur à cette conclusion négative.

3. --- DATE DES PREMIÈRES RÈGLES

Voici la répartition des dates des premières règles dans notre échantillon :

Distribution générale :

8- 9 ans	1
10-11 »	236
12-13 »	765
14-15 »	697
16-17 »	260
18-19 »	68
20-21 »	4
22-23 »	1
Total	2 032
Moyenne générale	13,717 ans \pm 0,042 ans.
Variance	3,614

Pour chaque catégorie et chaque tranche d'âge, les chiffres moyens ci-dessous ont été calculés :

Age 1 ^{er} symptôme	Col utérin	Sein	Autres
0-10 ans	—	—	—
10-20 »	—	1	10
20-30 »	9 12,56	8 13,62	20 12,90
30-40 »	147 13,22	43 13,56	31 13,67
40-50 »	342 13,64	104 13,63	68 13,77
50-60 »	416 13,76	125 13,88	101 13,89
60-70 »	236 14,11	82 13,54	108 13,97
70-80 «	64 13,64	59 13,74	60 13,80
80 ans et plus	3 13,00	4 14,00	21 13,00
Total	1 217	396	419
Date moyenne	13,71	13,69	13,76
Variance	3,48	3,60	3,96
Corrélation, Age 1 ^{er} sympt. date.	+ 0,112 (P 1 %)	0,012	0,080 (P 5 %)

578

MALADIES SOCIALES

Aucune différence significative n'a pu être prouvée entre les 3 catégories de cancer :

Source de variance	Variance	Degré de liberté	Carré moyen
Total	7 340,3	2 031	—
Interclasses	1,0	2	0,5
Intraclasses	7 339,3	2 029	3,61

F plus petit que 1 : différence non significative.

Par contre, à l'intérieur de chaque catégorie, les corrélations suivantes ont été obtenues entre la date des premières règles et l'âge au premier symptôme :

Col utérin	$r = + 0,112$
Sein	$r = + 0,012$
Autres	$r = + 0,080$

La première de ces corrélations est seule significative (la probabilité correspondante est inférieure à 1 %). La réalité de la troisième, qui correspond à une probabilité supérieure à 5 %, est plus contestable.

Ceci prouve donc de manière certaine, dans le cas, des cancers du col de l'utérus et suggère seulement, dans le cas des cancers du troisième type, qu'à la précocité des premières règles correspond statistiquement une précocité d'apparition.

4. — RYTHME DES RÈGLES

La répartition de l'intervalle de temps séparant les règles est assez singulière : presque aucune femme n'a donné les chiffres de 27 ou 29 jours, ce qui semble indiquer que la mention « normal » a été systématiquement traduite par « 28 jours ». En voici la répartition.

Distribution générale :

20-21 jours	15
22-23 »	13
24-25 »	38
26-27 »	45
28-29 »	334
30-31 »	42
Total	487
Moyenne générale	27,603 jours \pm 0,091 jours.
Variance	3,87

Les proportions de femmes ayant indiqué que leurs règles sont irrégulières sont les suivantes :

Col utérin	10,3 %
Sein	13,9 %
Autres	15,3 %

CANCER

579

Les 3 pourcentages ne diffèrent pas de façon significative (chi carré = 1,975 pour 1 degré de liberté en regroupant « sein » et « autres »). On notera cependant que le pourcentage le plus faible correspond au col utérin et que les échantillons sont très restreints pour les deux autres cas (25).

C'est aussi pour cette raison que nous avons dû regrouper les âges au premier groupe en 2 catégories (moins de 40 ans, plus de 40 ans), avant de calculer les intervalles moyens que donne le tableau suivant :

Âge 1 ^{er} symptôme	Col utérin	Sein	Autres
Avant 40 ans	106 27,6 jours.	29 27,9 jours.	40 27,5 jours.
Après 40 »	233 27,3 »	58 27,2 »	21 27,6 »
<i>Total</i>	339 27,39 jours.	87 27,44 jours.	61 27,51 jours.

Une analyse de variance destinée à tester la différence entre le col de l'utérus et l'ensemble des deux autres classes de cancer ne révèle pas de différence significative :

Source de variance	Variance	Degré de liberté	Carré moyen
<i>Total</i>	1 881,75	486	—
Interclasses	5,18	1	5,18
Intraclasse	1 876,57	485	3,87

F = 1,34 (non significatif).

Il en est de même lorsque l'on oppose, à l'intérieur des cas de cancer du col utérin, les femmes ayant présenté le premier symptôme avant 40 ans aux autres.

Source de variance	Variance	Degré de liberté	Carré moyen
<i>Total</i>	1 246,60	338	—
Interclasses	5,90	1	5,90
Intraclasse	1 240,70	337	3,70

F = 1,60 (non significatif).

Le petit nombre des cas pour lesquels nous disposons de renseignements sur ce point, et probablement aussi la valeur discutable des réponses, ne nous permettent que des conclusions négatives, sauf en ce qui concerne la régularité des règles où une différence de 5 %, quoique non significative, suggère l'hypothèse d'une plus grande régularité menstruelle chez les femmes destinées à présenter des cancers du col.

Année 1951 1951-10. Rapports entre l'âge au premier symptôme et certains...

580

MALADIES SOCIALES

5. — DURÉE DES RÈGLES

La répartition de la durée des règles est donnée par le tableau suivant.
Distribution générale :

1 jour	9 cas
2 jours	28 »
3 »	114 »
4 »	137 »
5 »	118 »
6 »	52 »
7 »	20 »
8 »	58 »
9 »	1 »
10 »	5 »
11 »	— »
+ 12 »	3 »
<i>Total</i>	545
Moyenne générale	4,697 jours = 0,080 jours.
Variance	3,543

Le calcul des durées moyennes conduit aux chiffres suivants :

Age 1 ^{er} symptôme	Col utérin	Sein	Autres
Avant 30 ans	7 5,14 jours.	5 5,20 jours.	28 3,68 jours.
30-40 ans	113 4,84 »	28 4,25 »	16 4,63 »
40-50 »	205 4,88 »	53 4,81 »	22 3,75 »
50-60 »	49 4,88	15 4,07 »	4 4,0 »
<i>Total</i>	374 4,87 jours.	101 4,56 jours.	70 3,93 jours.

Une analyse de variance établit de façon certaine la réalité de la différence des durées moyennes dans les 3 catégories considérées, phénomène qui se dégage également de l'examen des chiffres du tableau ci-dessus :

Source de variance	Variance	Degré de liberté	Carré moyen
<i>Total</i>	1 930,95	544	—
Interclasses	54,39	2	27,19
Intraclases	1 876,56	542	3,46

F = 7,86. — Probabilité plus petite que 1 %.

Les femmes atteintes de cancer du col, pour autant que les réponses se rapportent bien à l'époque antérieure à leur maladie, semblent avoir des règles durant plus longtemps que les femmes présentant d'autres types de cancer, les cancers mammaires se classant entre ces deux extrêmes.

CANCER

581

6. — AGE AU MARIAGE

La répartition de l'âge au mariage dans notre échantillon est la suivante :

Age au mariage	
Moins de 20 ans.....	293
20-25 ans	827
25-30 »	385
30-35 »	155
35-40 »	85
40-45 »	52
45-50 »	27
50 ans et plus	11
Total	1 835
Age moyen	24,833 ans \pm 0,158 ans.
Variance	45,791

Une analyse plus détaillée conduit aux valeurs moyennes suivantes :

Age 1 ^{er} symptôme	Col utérin	Sein	Autres
Moins de 30 ans.....	8 22,12	7 22,43	12 20,42
30-40 ans	139 22,86	39 23,82	26 25,39
40-50 »	317 24,52	92 25,03	63 24,32
50-60 »	384 24,41	105 27,49	90 26,60
60-70 »	226 24,85	69 27,78	99 24,70
70-80 »	57 24,85	25 27,78	55 24,70
Plus de 80 ans.....	3 28,33	2 19,5	17 23,59
Total	1 134	339	362
Age moyen ...	24,317 ans	25,867 ans	25,390 ans
Corrélation ..	\pm 0,201	\pm 0,367	\pm 0,356

Le simple examen des différences de moyenne et de leurs erreurs probables permet de conclure, sans doute possible, à un âge au mariage inférieur de plus d'un an et demi dans les cancers du col de l'utérus. La différence entre les deux autres catégories n'étant pas significative.

Par contre, le calcul des corrélations entre l'âge au mariage et l'âge au premier symptôme conduit aux valeurs suivantes :

Col utérin	r = 0,075
Sein	r = 0,084
Autres	r = 0,084

Seul le premier de ces chiffres est significatif (la probabilité est de l'ordre de 3 %).

Il semble bien cependant qu'il soit difficile d'attribuer une signification

582

MALADIES SOCIALES

biologique à ces corrélations : leur homogénéité d'une part, et d'autre part le fait qu'elles paraissent résulter d'un âge au mariage plus bas chez les seules femmes de moins de 40 ans, militent en faveur d'une interprétation immédiate : le mariage n'aurait lieu à un âge relativement avancé que pour autant que les premiers symptômes ne sont pas déjà apparus.

7. — AGE A LA PREMIÈRE FÉCONDATION

Les tableaux suivants résument les dépouillements relatifs à cette donnée :

Age à la 1 ^{re} fécondation	
Moins de 14 ans	1
14-15 ans	26
16-17 »	106
18-19 »	254
20-21 »	330
22-23 »	281
24-25 »	228
26-27 »	143
28-29 »	103
30-31 »	69
32-33 »	40
34-35 »	20
36-37 »	12
38-39 »	25
40-41 »	9
42-43 »	3
44-45 »	0
46 ans et plus	2
Total	1 674
Age moyen à la 1 ^{re} fécondation.	23,185 ans \pm 0,122 ans.
Variance	24,836
Age moyen au 1 ^{er} symptôme...	53,943 ans \pm 0,091 ans.

Age 1 ^{er} symptôme	Col utérin	Sein	Autres
Moins de 30 ans	7 19,57	5 27,20	9 23,72
30-40 ans	136 21,19	32 24,94	22 26,14
40-50 »	289 22,49	73 25,21	50 23,12
50-60 »	378 22,63	88 24,56	69 24,97
60-70 »	216 22,88	61 24,66	95 23,84
70-80 »	56 23,48	22 24,09	48 25,73
80 ans et plus	—	2 17,5	16 24,31
Total	1 082	283	309
Age moyen	22,459 ans	24,654 ans	24,379 ans
Corrélation	- 0,138	+ 0,311	+ 0,313

CANCER

583

Ici encore, une différence frappante apparaît entre les cancers du col et les deux autres catégories : la différence atteint deux ans.

Le calcul des corrélations entre l'âge à la première fécondation et l'âge au premier symptôme conduit aux chiffres suivants :

Col utérin	$r = + 0,118$ (Probabilité plus petite que 1 %).
Sein	$r = - 0,075$
Autres	$r = + 0,061$

Compte tenu du fait qu'il semble que « normalement » la corrélation devrait être légèrement positive, il semble que l'existence d'une corrélation négative dans les cancers du sein soit particulièrement remarquable. Inversement, la rareté des premières fécondations supérieures à 40 ans donne tout son sens à la corrélation observée pour les cancers du col de l'utérus.

Remarquons d'abord que l'on devrait s'attendre à des corrélations faiblement positives, quoique difficiles à chiffrer exactement; en effet, si l'on admet qu'un cancer précoce doit raréfier très sensiblement les fécondations ultérieures, il en résulte une liaison apparente entre les précocités des premiers symptômes et des premières fécondations que traduit précisément ce coefficient de corrélation.

Bien qu'à un degré d'intensité moindre, c'est le même phénomène que nous avons déjà rencontré pour l'âge au mariage.

Dans cette perspective, la corrélation significative entre col utérin et âge au mariage est peut-être moins nette qu'elle ne semble résulter de nos chiffres.

Par contre, quoique la corrélation relative au cancer du sein ne soit pas significative, son signe négatif, laissant supposer une liaison inverse de celle qu'on pouvait prévoir *a priori*, semble devoir être retenu. Les femmes seraient atteintes de cancer du sein d'autant plus tôt qu'elles ont été fécondées plus tardivement, — ceci, bien entendu, dans la limite des remarques que nous avons faites plus haut.

8. — NOMBRE D'ENFANTS

Nous nous sommes limités ici aux femmes ayant eu au moins 1 enfant. La répartition du nombre d'enfants par femmes est nettement différente dans nos 3 catégories comme le montre le tableau ci-dessous :

	Col utérin	Sein	Autres
1 enf.	263	106	80
2 »	244	80	73
3 »	197	45	50
4 »	144	28	46
5 »	97	13	18
6 »	48	7	12
7 »	39	1	9
8 »	24	2	3
9 »	9	—	9
10 »	5	—	—
11 »	13	2	3
<i>Total</i>	1 083	284	303

Année 1951 1951-10. Rapports entre l'âge au premier symptôme et certains...

584

MALADIES SOCIALES

Par tranches d'âges au premier symptôme, on obtient les résultats suivants :

	Col utérin	Sein	Autres
Moins de 30 ans.....	7 1,71 enf.	5 1,4 enf.	7 1,71 enf.
30-40 ans	136 3,11 »	33 2,21 »	20 1,95 »
40-50 »	284 3,29 »	72 2,04 »	50 2,94 »
50-60 »	378 2,92 »	88 2,48 »	70 2,81 »
60-70 »	222 3,39 »	62 2,63 »	92 3,29 »
Plus de 70 ans	56 3,52 »	24 2,38 »	64 3,45 »
Total	1 083	284	303
Nb. moyen d'enfants...	3,168 enf.	2,342 enf.	3,046 enf.
Corrélation ..	± 0,062	± 0,095	± 0,121
Variance	4,50	2,53	4,47

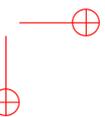
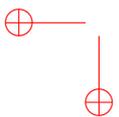
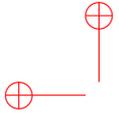
L'examen des moyennes générales révèle une diminution significative du nombre moyen des enfants dans les cancers du sein : la différence entre les deux autres catégories n'est pas significative. Cependant, si l'on observe que l'échantillon des autres cancers comprend 64 femmes (près de 20 %) de plus de 70 ans, avec un nombre élevé d'enfants, et si l'on remarque que, dans tous les autres cas, la valeur moyenne correspondant aux cancers du col utérin est plus élevée, on est conduit à penser que cette dernière catégorie est effectivement plus féconde.

Il convient aussi de noter que, si on se limite aux femmes âgées de plus de 45 ans au premier symptôme de cancer du col de l'utérus, on trouve une différence significative de fécondité entre celles ayant présenté ce premier symptôme après 60 ans et les autres (0,4 enfant en moyenne).

De ces conclusions provisoires semble se dégager l'impression que la fécondité est un facteur favorisant l'apparition des cancers utérins et agissant en sens opposé sur les cancers mammaires.

Travail de la Section du Cancer présenté par

P. F. DENOIX, M. P. SCHÜTZENBERGER et G. VIOLLET.



Année 1952

Bibliographie

- [1] Jacqueline Rousseau and Marcel-Paul Schützenberger. Possibilité d'une estimation quantitative des hétéroauxines par le test *Marchantia*. *Comptes Rendus des Séances de la Société de Biologie et de ses filiales*, CXLVI(5-6) :429-431, mars 1952.
- [2] Marcel-Paul Schützenberger and Raymond Turpin. Sexe et gemellité. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28(44) :1844-1848, 14 juin 1952.
- [3] Marcel-Paul Schützenberger and Raymond Turpin. Progénèse et gemellité. *Acta geneticae medicae et gemellologiae*, 1(2) :159-169, mai 1952.
- [4] Marcel-Paul Schützenberger, J. Senecal, and Raymond Turpin. Consanguinité et tuberculose. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28(44) :1851-1854, 14 juin 1952.
- [5] J. Barbet, Marcel-Paul Schützenberger, and Raymond Turpin. Résultats d'une enquête sur le rôle de l'hérédité dans l'apparition des hernies inguinales et crurales. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28(44) :1854-1856, 14 juin 1952.
- [6] Henri Duchêne, Marcel-Paul Schützenberger, J. Biro, and B. Schmitz. Particularités de l'écart d'âge des couples dont le mari est alcoolique. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28(44) :1857-1859, 14 juin 1952.
- [7] Marcel-Paul Schützenberger. Applications biométriques de la théorie de l'information. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28(44) :1859-1865, 14 juin 1952.
- [8] Raymond Turpin, Henri Duchêne, Marcel-Paul Schützenberger, and J. Sutter. De l'influence sur les caractères physio-pathologiques de l'enfant de son rang de naissance et de l'âge de ses progéniteurs. *Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28(18) :747-749, 2 mars 1952.
- [9] Marcel-Paul Schützenberger. Construction du treillis modulaire engendré par deux éléments et une chaîne finie discrète. *C. R. Acad. Sci. Paris*, 235 :926-928, 1952.

Bibliographie

Année 1952

- [10] Anne Ancelin, Henri Duchêne, and Marcel-Paul Schützenberger. Étude expérimentale du test de L. Szondi. In F. Baumgarten, editor, *La psychotechnique dans le monde moderne*, 9ième Cong. Intern. Psychotechnique, pages 168–179. Presses Universitaires de France, Berne, 1949, 1952.

Année 1952 1952-1. Possibilité d'une estimation quantitative des hétéroauxines...

TOME CXLVI

JANVIER

1952 — N° 1-2

COMPTES RENDUS
des Séances
DE LA
Société de Biologie
et de ses filiales

publiés

*avec le concours du Centre national
de la Recherche scientifique*

par J. JOLLY et J. ROCHE

PARIS

MASSON ET C^o, ÉDITEURS

LIBRAIRES DE L'ACADÉMIE DE MÉDECINE

120, BOULEVARD SAINT-GERMAIN (VI^e)

Les abonnements sont reçus par MM. MASSON et Cie, éditeurs

120, boulevard Saint-Germain, Paris (VI^e)

Publication périodique mensuelle.

SÉANCE DU 22 MARS 1952.

429

**Possibilité d'une estimation quantitative des hétéroauxines
par le test *Marchantia*.**

par JACQUELINE ROUSSEAU et MARCEL-PAUL SCHUTZENBERGER.

Des recherches antérieures (1 et 2) ont montré la sensibilité des propagules de *Marchantia* à l'action des hétéroauxines. Une étude statistique portant sur un grand nombre de propagules a été entreprise, afin de vérifier s'il existait une possibilité d'emploi de ce test dans le dosage des hétéroauxines.

Les résultats numériques sont consignés dans le tableau ci-joint :

1	2	3	4	5
		p. 100		
0	700	17,3	0,351	2,158
10 ⁻⁹	700	19,1	0,429	2,239
10 ^{-8,5}	700	33,1	0,481	2,940
10 ⁻⁸	700	49,6	2,409	4,960
10 ^{-7,5}	600	80,2	6,180	7,706
10 ⁻⁷	600	89,9	8,657	9,628
10 ⁻⁶	600	100	15,407	15,407
10 ⁻⁵	600	100	16,243	16,243
10 ^{-4,5}	500	96,6	11,564	11,971
10 ⁻⁴	600	85,8	9,497	11,065

(1) Concentration ; (2) nombre de propagules examinées ; (3) fréquence des propagules avec au moins un rhizoïde ; (4) nombre moyen de rhizoïdes par propagule sur l'ensemble des propagules ; (5) nombre moyen de rhizoïdes par propagule observé sur les propagules ayant donné au moins un rhizoïde.

Les expériences ont été faites à la température de 16 à 18° ; en outre, pour chaque concentration, une série de cent propagules ont été maintenus à 22°.

(1) Rousseau, *C. R. Ac. Sc.*, 1950, t. 230, p. 675.

(2) Rousseau, *Travaux du Laboratoire de Botanique*, Poitiers, 1950.

Il est clair que les estimations (3) ou (4) sont plus sensibles que l'estimation (5) et qu'il y aura avantage à employer les premières chaque fois qu'une évaluation précise sera nécessaire. On remarquera en outre qu'il existe une sorte de dissociation apparente entre les deux effets, nettement mise en évidence par la comparaison des chiffres relatifs aux concentrations 10^{-4} et 10^{-7} ; en raison de l'action toxique de l'acide α -naphthalène acétique aux fortes concentrations, le pourcentage de propagules n'ayant donné aucun rhizoïde est plus grand à 10^{-4} qu'à 10^{-7} (14,2 p. 100 contre 10,1 p. 100, la différence est significative). Cependant le nombre moyen de rhizoïdes par propagule est encore plus élevé à 10^{-4} qu'à 10^{-7} (9,5 contre 8,7). Aux concentrations élevées, il semble donc que le développement des rhizoïdes soit bloqué sur certains propagules plus tôt que sur les autres, alors que l'acide α -naphthalène acétique continue à exercer son action favorisante sur ceux qui ne sont pas victimes de la toxicité. Cette hétérogénéité pourrait être attribuée au sexe des propagules dont nous n'avons pas tenu compte dans nos expériences, mais nous y verrions plutôt l'effet d'une différence d'âge entre propagules qui sensibiliserait certain d'entre eux à l'action toxique de la substance. Ce phénomène a été retrouvé de manière constante sur chacune des séries que nous avons observées.

D'autre part, la comparaison des nombres moyens de rhizoïdes montre que le test est sensible à la concentration 10^{-9} . En éliminant la série maintenue à 22°, qui donne des résultats aberrants, la différence des pourcentages de propagules avec au moins un rhizoïde est, elle aussi, significative.

En conclusion, nous pensons que ce test peut être utilement employé pour contrôler la présence des hétéroauxines, sous réserve à

SÉANCE DU 22 MARS 1952.

431

chaque fois de l'usage d'un témoin sans auxine, en raison d'une très forte hétérogénéité des résultats qui semble interdire un étalonnage absolu et qui est la rançon de l'extrême sensibilité du phénomène aux conditions expérimentales. On peut estimer que la comparaison de deux lots de 300 propagules chacun est nécessaire pour établir la présence d'auxine à une concentration correspondant à 10^{-8} en acide α -naphtalène acétique, en se bornant à un dénombrement du pourcentage de propagules sans rhizoïdes. Deux lots de 50 suffisent dès que la concentration correspond à plus de 10^{-8} en acide α -naphtalène acétique. Le calcul des nombres moyens de rhizoïdes par propagule devient indispensable dès que l'on veut comparer entre elles des concentrations correspondant à des valeurs de l'ordre de 10^{-6} à 10^{-5} puisque à ce moment tous les propagules donnent au moins un rhizoïde.

Election d'un membre titulaire.

LISTE DE PRÉSENTATION.

<i>Première ligne</i>	M ^{me} QUIVY.
<i>Deuxième ligne</i>	M ^{me} BEAUVALLÉ.
<i>Troisième ligne</i>	M. BESSIS. M. BRUMPT. M. GOUGEROT. M ^{me} TISSIER.

VOTE.

Votants : 31.

M ^{me} QUIVY	obtient	24 voix	<i>Elue.</i>
M. BESSIS	---	3	---
M. J. LEVADITI	---	1	---
M. TUCHMANN-DUPLESSIS	---	1	---
M ^{me} TISSIER	---	1	---
Bulletin blanc marqué	---	1	---

Extrait de *La Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28^e année, n^o 44, 14 juin 1952

Sexe et gémellité

par R. TURPIN et M. P. SCHÜTZENBERGER

L'EXPANSION
SCIENTIFIQUE FRANÇAISE
ÉDITEUR

Sexe et gémellité

par R. TURPIN et M. P. SCHÜTZENBERGER

I. — INTRODUCTION

LA régularité statistique de la distribution du sexe et de la gémellité dans les familles humaines a attiré très tôt l'attention des observateurs, et ces phénomènes ont pu sembler l'exemple type sur lequel se vérifiaient les lois les plus élémentaires de la statistique : ceci à tel point même qu'un philosophe, K. Marbe, a essayé au XIX^e siècle de tirer argument d'apparentes discordances entre les faits et ces lois pour contester les fondements du calcul des probabilités.

De fait, il n'est plus de doute maintenant que des valeurs telles que le taux de masculinité (proportion des garçons dans l'ensemble des naissances), ou la fréquence relative des divers types de naissances multiples sont effectivement assez régulières à travers les pays, les époques et les catégories de population envisagées.

Mais il ne s'agit là que d'approximation.

Déjà, au début du XX^e siècle, le démographe français Lucien March indiquait une variation du nombre des gémellités avec l'âge de la mère. Depuis, de nombreux travaux, parfois contradictoires d'ailleurs, se sont efforcés de préciser l'étendue et la signification des multiples déviations constatées dans ces phénomènes qu'on croyait auparavant simples. En réalité, dès que l'on considère de plus près ces phénomènes, masculinité et gémellité, leur complexité apparaît.

Il est admis que le taux de masculinité est à peu près de 51 %.

Ce simple fait pose à lui seul un important problème : si la théorie chromosomique de la détermination du sexe était seule en cause, ce n'est pas la valeur 51 % qui devrait être observée, mais bien rigoureusement 50 %. La validité de cette théorie semblant hors de doute, c'est donc qu'un mécanisme supplémentaire inconnu, statistiquement régulier lui aussi, caractéristique de l'espèce humaine et dont il est nécessaire d'approfondir les causes, se superpose au mécanisme chromosomique.

La distribution de la gémellité soulève des difficultés de même ordre.

Si toutes les gémellités étaient dizygotiques, les fréquences des trois types possibles (garçon-garçon ; garçon-fille ; fille-fille) devraient être à peu près dans les proportions 1, 2, 1. Or, on observe une égalité à quelques nuances près des fréquences des trois types et cette égalité conduit à soupçonner le rôle de gémellités monozygotiques, car elle ne peut résulter que de l'existence de ces gémellités qui fournissent exclusivement des paires de même sexe.

Ces deux exemples, tout en nous montrant l'importance de ces recherches révèlent en même temps leurs difficultés.

Les fréquences étant assez régulières en première approximation, les différences à étudier sont en quelque sorte de second ordre et ne peuvent être évaluées avec une sécurité suffisante que sur des échantillons très nombreux, la précision, on le sait, croissant à peu près comme la racine carrée du nombre des cas observés.

D'autre part, les phénomènes les plus intéressants tels que les gémellités d'ordre élevé sont rares : il naît chaque année en France moins d'une centaine de triplets, et deux ou trois naissances quadruples seulement se produisent en moyenne tous les cinq ans.

Le chercheur se trouve alors en présence de deux alternatives.

Les seuls documents assez larges pour satisfaire à ses besoins sont essentiellement les matériaux collectés par les services démographiques. Mais alors il doit renoncer à des informations pourtant précieuses, soit que l'état-civil ignore celles-ci (et c'est le cas de toutes les particularités physiologiques ou pathologiques des progéniteurs), soit que le dépouillement des éléments recueillis par les mairies ne fasse pas apparaître les répartitions qui l'intéressent : par exemple la fréquence des jumeaux aux divers rangs de naissance selon l'âge de la mère.

Inversement, les documents suffisamment complets du point de vue biologique que peut rassembler un chercheur isolé, sont rarement assez étendus pour permettre à eux seuls des déductions certaines.

Il est donc nécessaire de puiser à des sources nombreuses pour que le recoupement des indications de provenance diverse compense le manque de sécurité des unes ou le schématisme des autres.

Les documents utilisés dans cette étude proviennent de trois sources principales :

- 1) les chiffres publiés par les annuaires statistiques de différents pays depuis le début du XX^e siècle ;
- 2) le résultat de tris spéciaux que la direction de la Statistique générale de la France a bien voulu exécuter à notre intention et dont nous sommes redevables à l'obligeance de M. Gust ;
- 3) le dépouillement, par des collaborateurs du Centre de Génétique de l'Hôpital Saint-Louis et en particulier de Mme Pouzol, des riches dossiers que rassemble au ministère de la Santé publique le service de la médaille d'honneur aux mères et que M. Kergall nous a fort obligeamment laissé consulter.

Certains de ces documents ont servi à l'élaboration, sous notre direction, des thèses de doctorat en médecine de jeunes chercheurs travaillant au Centre de Génétique :
 — Relation entre le sexe des enfants successifs d'une même famille (Mme Deroche) ; Relation entre la gemellité et le rang de naissance (Mme Pronguet-Léviné) ; Distribution du sexe dans les naissances multiples (M. Lejeune).

II. — LA DÉCROISSANCE DU TAUX DE MASCULINITÉ AVEC LE DEGRÉ DE MULTIPLICITÉ DE LA GROSSESSE

Examiné globalement, le taux de masculinité dans les grossesses multiples décroît remarquablement et cette décroissance est d'autant plus manifeste que l'ordre de multiplicité de la grossesse est plus élevé. L'un de nous, avec A. Caratzali, a signalé ce fait pour la première fois dans une note à l'Académie des Sciences en 1937. Plus récemment, nous avons complété ces résultats qui sont illustrés de manière frappante par le tableau I.

TABLEAU I

	France 1899-1945	Allemagne 1907-1938	Italie 1916-1942	Autriche 1896-1906	U. S. A. (1) 1922-1936
Naissances simples	N. 33.128.557	45.834.810			31.117.925
	P. 0,51299	0,51572			0,51587
	E. 0,00009	0,00007			0,00009
Naissances doubles	N. 361.490	561.271	503.793	187.187	365.680
	P. 0,50789	0,51098	0,51264	0,51020	0,50849
	E. 0,00067	0,00054	0,00051	0,00083	0,00067
Naissances triples	N. 3.580	5.639	5.930	2.018	3.744
	P. 0,48913	0,49047	0,50337	0,49431	0,49537
	E. 0,00643	0,00503	0,00489		0,00831
Naissances quadruples	N. 55	78	111	31	64
	P. 0,63182	0,41937	0,47523	0,43543	0,46494
	E. 0,04560	0,03918	0,03207	0,05965	0,04354

N = Nombre total de naissances.
 P = Taux de masculinité.
 E = Erreur standard.

L'on voit ainsi que le taux de masculinité supérieur à 50 % pour les naissances simples diminue tout en restant supérieur à 50 % pour les naissances doubles, puis bascule en dessous de cette valeur pour les naissances triples et surtout quadruples. Des indications malheureusement plus fragmentaires, nous permettent de compléter ce tableau. Ainsi, selon Araki (1933), les proportions suivantes ont été observées au Japon :

- 3 filles : 3,9.
- 3 garçons : 2,9.
- 2 garçons, 1 fille : 1,2.
- 1 garçon, 2 filles : 1.

La non publication des statistiques officielles complètes du Japon ne nous permet pas d'apprécier pleinement ces chiffres, mais le sens des écarts confirme bien ce que nous avons obtenu déjà pour les autres pays.

De même, en ce qui concerne les naissances quadruples, notre élève Lejeune a pu rassembler les chiffres

(1) Chiffres de Strandskov et Siemens.

suivants (tableau II) auxquels doivent être ajoutées 28 naissances quadruples dont nous ne connaissons que la distribution globale en 41 garçons et 71 filles.

TABLEAU II

Pays	Nombre de grossesses	MMMM	MMM F	MM FF	M FFF	FFFF	Total M	Total F
Italie	111	19	16	36	15	25	211	233
70 ans.								
Autriche	21	3	4	6	1	7	37	47
14 ans.								
Canada	3	0	0	0	1	2	1	11
10 ans.								
Roumanie ...	3	0	1	0	1	1	4	8
21 ans.								
Danemark ...	1	0	0	1	0	0	2	2
Tchécoslova-								
quie	10	2	3	1	2	2	21	19
Bulgarie	21	3	4	5	6	3	40	44
Grèce	2	1	0	1	0	0	6	2
Allemagne ..	63	6	16	14	12	15	112	140
Angleterre ..	15	1	3	5	3	3	26	34
Totaux	250	35	47	69	41	58	460	540

A ces chiffres, nous devons ajouter 28 naissances quadruples ayant donné 41 M et 71 F.

De ces chiffres ressort un taux de masculinité moyen de 45,01 % confirmant encore notre thèse d'une décroissance de la masculinité avec l'ordre de multiplicité de la grossesse.

On observera cependant que les chiffres relatifs à la France ne figurent pas dans ce dernier tableau. En effet, phénomène encore inexpliqué, ces chiffres diffèrent de manière significative de ceux relatifs à l'ensemble des autres pays.

De 1860 à 1949 on a observé :

4 garçons	15 fois
3 garçons, 1 fille	8 »
2 garçons, 2 filles	13 »
1 garçon, 3 filles	6 »
4 filles	7 »
Total	49 »

A ces 49 naissances quadruples, il convient d'ajouter 19 autres naissances pour lesquelles notre information est incomplète, et qui donnent encore 51 garçons et 25 filles.

Il serait possible d'ailleurs d'estimer à partir de ces données les fréquences des différents types puisque, en général, le manque d'information provient seulement de ce que 2 naissances quadruples étant survenues en une même année, les annuaires ne donnent que la composition globale.

Mais comme nous n'avons besoin que du taux de masculinité, on peut se dispenser de ce calcul techniquement élémentaire mais laborieux, et l'on trouve un taux de masculinité de 61,4 % en désaccord flagrant, et avec les chiffres des autres pays et avec la décroissance de ce même taux pour les naissances doubles et triples en France et ailleurs, sans cependant pouvoir être affirma-

tif. Dans sa thèse, Lejeune soutient que l'hypothèse d'une erreur systématique d'enregistrement doit être écartée et qu'il s'agit là d'une particularité propre au génotype français.

Nous rapprocherions volontiers ce phénomène du résultat analogue qui se déduit des chiffres de MM. Arthur et Ford. Ceux-ci ont cherché à retrouver toutes les naissances quintuples survenues avant 1937 et ont obtenu les chiffres suivants :

5 garçons	8 fois
4 garçons, 1 fille	6 >
3 garçons, 2 filles	13 >
2 garçons, 3 filles	2 >
1 garçon, 4 filles	3 >
5 filles	8 >

ceux-ci ne concordent pas avec les autres résultats quoique le trop petit nombre des cas rassemblés n'autorise pas une grande certitude.

Sans vouloir nous avancer trop, nous suggérerions plutôt que la *mortinatalité et la mortalité néonatale, énormes dans ces grossesses d'ordre très élevé, rendent bien plausibles des erreurs d'enregistrement* d'autant qu'elles contribuent à opérer une sélection d'influences indéterminables sur l'enregistrement de ces grossesses : il ne serait pas impossible que les résultats fussent différents si toutes les naissances d'ordre élevé avaient été recueillies uniformément, sans qu'intervint l'état de vie ou de mort des enfants.

III. — LES PHÉNOMÈNES ASSOCIÉS : GÉMELLITÉ ET SEXE DES AUTRES ENFANTS

Dans des travaux antérieurs, nous avons établi l'existence d'une solidarité entre le sexe des enfants successifs d'une même famille. Cette solidarité peut être mise en valeur par deux méthodes : soit en comparant le nombre observé de paires d'enfants consécutifs de même sexe à sa valeur dans l'hypothèse d'une distribution indépendante, soit en comparant la longueur des intervalles de temps séparant les naissances de deux enfants consécutifs suivant le sexe de ceux-ci.

Si la première technique a l'avantage de fournir des résultats directement interprétables et surtout indépendants de toute prédisposition constitutionnelle des progéniteurs à donner le jour à des garçons ou à des filles, elle présente cependant un inconvénient majeur : la faiblesse de la liaison (les chances de voir naître un garçon après un autre garçon sont d'environ 2 % plus grandes que les chances de voir un telle naissance après une fille) nécessite une quantité considérable de documents. Ainsi pour établir sûrement ce phénomène avons-nous dû utiliser près de 15.000 familles de plus de 5 enfants fournissant à peu près 80.000 paires de naissances consécutives. On conçoit donc qu'il ne pouvait être question d'employer la même technique en ce qui concerne l'étude de la solidarité entre les sexes dans les naissances simples et multiples d'autant plus que la statistique générale de la France n'indique pas, pour chaque naissance, le sexe de l'enfant précédent.

La deuxième méthode, quoique rendue délicate par les variations importantes et systématiques que nous avons indiquées par ailleurs de la durée de l'intervalle en

fonction de la taille de la famille et du rang de naissance, fournit un outil plus sensible et pourtant plus utilisable. Nous avons ainsi obtenu les chiffres suivants sur un échantillon de 502 familles de 5 enfants et plus.

Durée moyenne de l'intervalle entre :

1° une naissance simple et une naissance gemellaire de même sexe :

intervalles g. (gg) ou f. (ff) 30,84 mois

2° une naissance simple et une naissance gemellaire de sexe opposé :

intervalles g. (ff) ou f. (gg) 32,35 mois

3° une naissance gemellaire et une naissance simple de même sexe :

intervalles (gg) g. ou (ff) f. 29,09 mois

4° une naissance gemellaire et une naissance simple de sexe opposé :

intervalles (gg) f. ou (ff) g. 31,08 mois

La dispersion considérable de la distribution de la durée des intervalles fait que ces chiffres sont statistiquement à la limite de la signification et c'est plus dans leur concordance interne et leur accord avec les autres résultats que réside leur valeur probante.

Un travail précédent concernant les naissances simples avait en outre fait apparaître pour la première fois un phénomène extrêmement intéressant : l'allongement de l'intervalle séparant deux garçons par rapport à l'intervalle séparant deux filles : sur 876 familles de 7 enfants et plus, la différence atteignait 0,82 mois, soit à peu près 3 %. Nous avons retrouvé cette particularité pour les naissances doubles : les intervalles se terminant par une paire de garçons sont plus longs d'environ 0,48 mois que les intervalles se terminant par une paire de filles. Ici encore le trop petit nombre de cas accessibles place cette différence à la limite de la signification statistique.

Remarquons que dans un cas comme dans l'autre les phénomènes étudiés sont indépendants de cet accroissement bien connu de la fréquence des gemellités dizygotes avec l'âge de la mère et par conséquent de l'allongement des intervalles relatifs à ce type de gemellité.

De même si l'on admet avec Giocco que la fréquence des garçons décroît légèrement avec le rang de naissance passant de 0,515 pour les premiers nés à 0,512 pour les enfants de rang supérieur à 5 dans l'échantillon qu'il a étudié, cette influence ne pourrait avoir qu'un effet contraire aux phénomènes que nous discutons ici puisque les gemellités se rencontrent de manière statistiquement plus fréquente aux rangs élevés.

Enfin, une dernière preuve de la solidarité entre le sexe des jumeaux et celui des autres enfants est fourni par l'examen du taux de masculinité relatif aux naissances simples dans les familles présentant une ou plusieurs naissances gemellaires. Sur un échantillon de 954 familles de 5 enfants et plus, on a observé :

Taux de masculinité quand il existe une gemellité gg : 0,529 ;

taux de masculinité quand il existe une gemellité gf : 0,522 ;

taux de masculinité quand il existe une gemellité ff : 0,516 ;

— 4 —

Ces chiffres sont à la limite de la signification mais un autre échantillon (ensemble des 9.125 naissances géme-laires en France en 1949) fournit une indication identique et même plus nette encore puisque les valeurs respectives de taux de masculinité dans les trois cas considérés sont : 0,536 ; 0,523 et 0,508.

Ces différences sont cette fois significatives. La fréquence élevée des garçons produit donc cet artefact statistique curieux que si l'on oppose globalement les familles présentant des naissances géme-laires aux autres, la fréquence des garçons est plus élevée dans les premières quoique, comme nous l'avons vu plus haut, les naissances multiples à prédominance masculine sont relativement plus rares que les naissances multiples à prédominance féminine.

Bornons nous enfin à faire observer que ces phénomènes peuvent difficilement être rattachés à des particularités constitutionnelles gynophiles ou androphiles des progéniteurs. Dans le cas où ces particularités joueraient un rôle important, elles devraient se manifester clairement dans les familles présentant plusieurs paires géme-laires et distribuées ainsi qu'il suit :

gg et gg : 6 ; gg et gf : 18 ; gg et ff : 22 ; gf et gf : 15 ; gf et ff : 19 ; ff et ff : 10 ;

(gg, gg, gg) : 1 ; (gg, gg, gf) : 1 ; (gg, gf, gf) : 1 ; (gg, gf, ff) : 2 ; (gf, gf, gf) : 3 ; (gf, gf, ff) : 1 ; (gg, gg, gf, gf) : 1 ; (gg, gf, gf, gf, ff) : 1.

En première approximation et en se limitant aux familles comportant 2 paires seulement, on devrait avoir environ 10 cas de chacun des types (gg, gg), (gf, gf), (ff, ff) et 20 cas des autres types. La discordance entre les valeurs observées et calculées n'est pas significative et l'impression qui se dégage du signe des différences est que celles-ci traduisent seulement l'existence d'une prédisposition aux grossesses dizygotes. Cette prédisposition est d'ailleurs attestée à la fois et par son caractère héréditaire et par sa liaison avec l'âge de la mère. Mais notons-le bien, cette prédisposition ne semble pas agir de manière différentielle selon le sexe.

IV. — SEXE ET MORTINATALITÉ DANS LES NAISSANCES MULTIPLES

Dans tout ce que nous venons de dire, il n'a pas été question de l'état de vie ou de mort des enfants : en effet, ce renseignement pourtant essentiel fait défaut dans nos sources les plus importantes et nous nous limiterons à quelques chiffres fort illustratifs bien que malheureusement incomplets.

En France, pour les années 1926-1945, les proportions d'enfants de chaque sexe, vivants ou morts, issus de grossesses triples sont connus :

	Nombre de garçons	Nombre de filles	Total
Nés vivants	1.794	1.991	3.785
Mort-nés	503	401	904
Total	2.297	2.392	4.689

Un test d'homogénéité prouve de façon irréfutable que

la différence entre les proportions des mort-nés dans les deux sexes est certaine : 21,9 % chez les garçons contre 16,8 % chez les filles, le rapport de ces deux chiffres étant 1,3.

De même pour les naissances doubles, on obtient (France, 1949) :

	Nombre de garçons	Nombre de filles	Total
Nés vivants	8.691	8.507	17.198
Mort-nés	709	523	1.232
Total	9.400	9.030	18.430

soit des mortalités de 7,5 et 5,8 % respectivement dont la différence est significative elle aussi.

Le rapport de ces deux chiffres est encore de 1,3 et il n'est pas possible d'écarter l'hypothèse d'une égalité de la proportion du rapport des taux de mortalité entre naissances doubles et triples. Ceci est d'autant plus remarquable qu'il est bien connu que les taux de mortalité diffèrent selon le type de grossesse, quand on se limite aux jumeaux.

Une autre indication que le trop petit nombre de chiffres ne permet malheureusement pas de considérer comme une preuve, est fournie par l'étude de la masculinité dans les naissances simples précédant les naissances géme-laires, en fonction de la mortinatalité.

L'on trouve ainsi quand deux garçons naissent vivants, que la masculinité des enfants les précédant atteint 0,536 contre 0,500 quand les deux garçons sont mort-nés.

Inversement, dans les familles caractérisées par la naissance de 2 filles mort-nées, nous trouvons parmi les enfants les précédant un taux de masculinité de 0,559.

V. — DISCUSSION

Une étude, postérieure aux nôtres, de K. Rassmussen (1941) sur la distribution du sexe chez les agneaux jumeaux, étude que nous ne connaissons malheureusement qu'à travers une analyse du *Journal of Heredity*, montre que le phénomène que nous avons mis en évidence dans l'espèce humaine a une portée plus générale.

En effet, Rassmussen a trouvé sur un échantillon suffisamment large pour que les différences soient statistiquement significatives, les valeurs suivantes :

masculinité dans les naissances simples .. 51,1 %
masculinité dans les naissances doubles .. 45,0 %

Il est donc nécessaire de proposer une interprétation assez générale des faits même si celle-ci ne peut encore avoir qu'un caractère provisoire et doit seulement servir à orienter les recherches.

La première hypothèse est purement embryogénique et repose sur un travail de Förster qui montre un excès d'embryons du sexe féminin parmi les monstres doubles : il y aurait une tendance à la gémation plus accentuée pour l'un des sexes et ce serait une déduction toute naturelle que d'étendre ce phénomène aux grossesses de degré de multiplicité plus élevé.

Toutefois, malgré son caractère séduisant, cette explication nous paraît incapable de rendre compte de tous

— 5 —

les phénomènes : nous savons, surtout depuis les travaux de Parkes, que la masculinité à la naissance est déjà beaucoup moins élevée que la masculinité au 4^e mois de la grossesse. Nous avons fait remarquer d'autre part que l'allongement systématique de l'intervalle consécutif aux naissances de garçons, allongement mis en valeur par nos enquêtes, semblait bien traduire l'existence de périodes androphiles provoquées par les grossesses masculines ou les ayant favorisées.

Il nous paraît donc indispensable de faire entrer en ligne de compte ce type d'action, même s'il nous est encore impossible de savoir s'il se ramène exclusivement à une influence sur les mécanismes de la fécondation ou à une létalité différentielle *in utero*. Cette interprétation nous amène à penser que ces grossesses multiples lourdement frappées par la mortinatalité seraient particulièrement sensibles à ces périodes androphiles ; quoiqu'il soit conçu un plus grand nombre de garçons, leur moindre chance de venir au jour compenserait à la naissance l'inégalité des sexes à la fécondation. Dans le cas des grossesses multiples, cette compensation s'accroîtrait encore et renverserait même le signe de la différence pour les grossesses triples. Ceci est encore souligné par l'excès constant des naissances du type (garçon mort-fille vivante) sur le type (garçon vivant-fille morte) quand on se limite aux jémellités dizygotes de sexes opposés.

Ainsi, sans rejeter les explications proprement embryogéniques, nous paraît-il préférable, à l'heure actuelle, de n'invoquer que l'extension aux phénomènes prénataux de ce que nous savons des phénomènes des premiers jours de la vie et de l'influence des divers facteurs progénésiques.

VI. — CONCLUSIONS

1) De l'étude démographique du sexe dans les naissances multiples, nous avons fait ressortir une décroissance frappante et générale du taux de masculinité de la grossesse. La moyenne des chiffres relatifs à une douzaine de nations européennes donne ainsi un taux de masculinité de 45,01 pour les naissances quadruples. Le cas de la France qui présente une anomalie pour les seules naissances quadruples a été discuté.

2) Nous avons retrouvé entre le sexe des jumeaux masculins ou féminins et celui de l'enfant qui les précède, ou les suit, la solidarité que nous avons établie auparavant entre le sexe des enfants successifs d'une même famille.

3) Nous avons en outre étudié la masculinité parmi les naissances simples dans les familles ayant eu au moins une fois des jumeaux. Dans l'ensemble et de manière significative, le taux de masculinité est augmenté de quelques unités pour cent bien que, nous venons de le dire, les naissances multiples à prédominance masculine, soient relativement plus rares que les naissances multiples à prédominance féminine.

4) L'hypothèse qui nous semble le mieux expliquer ce fait est celle d'une accentuation dans les naissances multiples, de l'action sur la détermination du rapport des sexes de ces périodes androphiles dont nos travaux antérieurs nous ont montré l'existence.

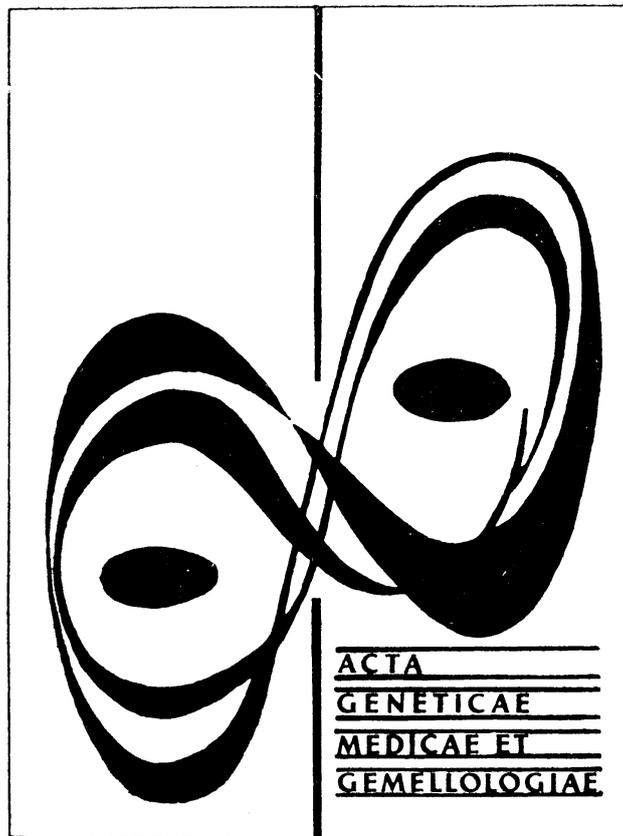
BIBLIOGRAPHIE

- ARAKI B. — Nagasaki Ygakkawai Zansi, 1933 (11) 869-879 et 891-893.
 DEROCHÉ D. — Sur la distribution du sexe dans les familles nombreuses, 1950. *Thèse Paris*.
 FÖRSTER A. — Die missbildungen des Nensehen, 1861, Iéna.
 LEJEUNE J. — Contribution à l'étude de la régression du taux de masculinité dans les grossesses multiples, 1951, *Thèse Paris*.
 MARC ARTHUR J., WAND FORD N. — Collected studies of the Dionne quintuplets, 1937, University of Toronto Press.
 MARCH J. — Statistique officielle internationale, 1914, Paris.
 PRONGNÉ-LÉVINÉ J. — La distribution du sexe dans les familles présentant une naissance jémellaire, 1950, *Thèse Paris*.
 TURPIN R. et CARATZALI A. — *Acad. Sc.*, 1937, 204, pp. 151-153.
 TURPIN R. et SCHÜTZENBERGER M. P. — *Acad. Sc.*, 1950, 231, pp. 1098-1099.
 TURPIN R., DUCHÈNE H., SCHÜTZENBERGER M. P. et SUTTER J. — De l'influence sur les caractères physiopathologiques de l'enfant de son rang de naissance et de l'âge de ses progéniteurs. XIII^e Congrès des Pédiatres de langue française, 1951, Alger.
 RASMUSSEN K. — *Sc. Agr.*, 1941, 11, pp. 758-759.
 STRANDSKOV N. N. et SIEMENS G. J. — *J. Phys. Anthr. (N. S.)*, 1946, pp. 491-501.

(Travail du Centre de Génétique de l'Hôpital Saint-Louis, subventionné par l'Institut National d'Hygiène).

Estratto da:

A. GE. ME. GE.



Volumen I

2

Maii 1952

PROGENÈSE ET GÉMELLITÉ

par

R. TURPIN et M. P. SCHÜTZENBERGER

Centre de Pédiatrie de l'Hôpital St-Louis (Paris). Département de Génétique Médicale

PROGÉNÈSE ET GÉMEAUTÉ

par

R. Turpin

Professeur à la Faculté de Médecine de Paris

et

M. P. Schützenberger

Attaché de Recherches à l'I. N. H. Paris

Différents exemples empruntés à la Pathologie humaine extra-utérine prouvent que l'étude des influences génétiques sur les particularités de l'être ne saurait être conduite indépendamment de l'étude des influences ambiantes, ce que personne ne saurait imaginer, mais bien que ces recherches doivent être solidaires.

Poursuivant ce raisonnement, nous pensons que cette attitude doit être adoptée sans réserve à l'égard des facteurs qui, avant même la fécondation, sont susceptibles d'influencer le développement de l'individu.

A ce stade, nous trouvons les facteurs héréditaires et des facteurs non héréditaires.

Les premiers jusqu'à présent ont presque seuls retenu l'attention. Ce sont les facteurs héréditaires transmis par les gamètes, paternel et maternel. Ce sont sans doute les plus éclatants. Ils ne se limitent certainement pas d'ailleurs aux lots chromosomiques, aux « génomes » des parents. Certains faits laissent entendre qu'une hérédité cytoplasmique joue un rôle dans l'espèce humaine elle aussi.

Les seconds s'ils s'imposent moins à l'attention n'en sont pas pour cela négligeables. Ce sont tous les facteurs non héréditaires, distincts par conséquent des génomes paternel et maternel, facteurs préexistant à la fécondation de l'ovule, mais capables d'agir sur la destinée corporelle et mentale de l'être par une action directe sur les gamètes qui le constitueront ou l'ambiance où il se développera.

Ce sont toutes les circonstances qui dépendent du père, de la mère et de leur appariement, circonstances qui préparent à la formation de l'œuf fécondé, du zygote, et qui dominent, dirigent son avenir.

Ces facteurs bien entendu sont très nombreux et ils laissent entrevoir au médecin un vaste champ d'étude. Avec H. Duchène et J. Sutter nous nous sommes attachés à l'étude de certains d'entre eux et nous avons tenté une première synthèse dans un rapport développé en Juin dernier devant le XIII^e Congrès des Pédiatres de Langue française.¹

¹ R. TURPIN, H. DUCHÈNE, M. P. SCHÜTZENBERGER et J. SUTTER, *De l'influence sur les caractères physio-pathologiques de l'enfant de son rang de naissance et de l'âge de ses progéniteurs*. XIII^e Congrès des Pédiatres de Langue Française. Alger, Mai 1951. L'Expansion Scientifique Française. Paris.

Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae

Nous avons ainsi considéré l'âge paternel, le nombre des enfants de la famille, le rang de naissance, la durée de l'intervalle entre les naissances, le sexe de l'enfant précédent.

Ces facteurs, on le voit, sont distincts des facteurs postérieurs à la fécondation qui peuvent, pendant la vie intra-utérine, retentir sur l'embryon. Quelques exemples tirés de la pathologie souligneront cette opposition: maladies maternelles telles la rubéole, provoquant inéluctablement, si elle survient pendant les deux premiers mois, de graves désordres au niveau des appareils nerveux, sensoriels, cardiaques de l'embryon; privations maternelles, les carences vitaminiques faisant apparaître au stade embryonnaire, chez le rat, de profondes anomalies cranio-cérébrales, oculaires; accidents obstétricaux, etc.

Dans l'ignorance où nous sommes encore du mode d'action des facteurs que nous avons étudiés, nous les avons rangés sous des rubriques très générales. Seule, par exemple, une étude systématique de l'influence de l'âge sur les conditions générales et locales de la fertilité de la femme permettrait de dissocier cet ensemble complexe que représente la dénomination « âge maternel ». Seule aussi l'étude du retentissement sur l'organisme maternel des fonctions hormonales de l'enfant qu'elle porte, retentissement en principe différent suivant qu'il s'agit d'un enfant de sexe masculin ou féminin, préciserait ce facteur que nous devons aujourd'hui dénommer « sexe de l'enfant précédent ».

Ainsi, l'analyse des faits conduit à grouper les facteurs qui avant la fécondation de l'ovule par le spermatozoïde existent déjà, qui réaliseront l'être vivant avant les interventions secondaires du milieu intra-utérin, puis extra-utérin, dirigeront son développement.

Ces facteurs primordiaux, il fallait les réunir sous un nom commun. L'un² de nous a proposé celui de « progenèse » (du préfixe pro, en avant, et du grec genesis, génération) en donnant à ce terme l'acception étymologique et étendue d'« ensemble des facteurs héréditaires et non héréditaires qui préexistent à la fécondation et qui concourent à la formation de l'être et à son développement ». Cette manière d'envisager les facteurs que nous pouvons appeler « progenésiques » a l'avantage de désigner à chacun une place marquée à l'avance, elle a l'avantage de faire apparaître à côté des facteurs paternels et maternels, les facteurs progenésiques caractéristiques du couple. Elle a l'avantage d'attirer l'attention sur des facteurs jusqu'ici ignorés et dont l'importance s'accroît à nos yeux à mesure que la récolte des faits est assez abondante pour se prêter aux analyses statistiques.

Ainsi, nous sommes conduits à séparer trois groupes.

A) La progenèse paternelle, héréditaire ou non héréditaire, normale ou pathologique. Nous y trouvons les multiples particularités héréditaires physiologiques, morphologiques ou fonctionnelles, physiques ou psychiques; les multiples particularités héréditaires pathologiques, malformations ou maladies proprement dites, prédispositions. Souhaitons que les efforts des médecins génétistes nous

² R. TURPIN, *De la Génétique à la Progénèse*. L'Age nouveau. Février 1952, n. 70, p. 11 à p. 22.

R. Turpin et M. P. Schützenberger : Progénèse et gémellité

permettent un jour de dresser au moins l'ébauche d'une carte chromosomique humaine à l'image de celle de la drosophile.

Les facteurs progénésiques non héréditaires du père sont tous les facteurs ambiants capables de marquer leur empreinte sur son germe, c'est à dire sur le patrimoine transmis par ses gamètes. Là sans doute résident des facteurs mutagènes que nous connaissons par leurs effets sans même soupçonner leur nature. Cette progénèse paternelle non héréditaire est physiologique ou pathologique.

Il convient d'y ranger l'âge et toutes les influences physiologiques qui peuvent retentir sur la constitution de l'individu. L'influence de l'âge paraît avoir été surestimée. Platon, dans la République, fixe à 56 ans la limite au-delà de laquelle l'homme ne doit plus envisager d'étendre sa descendance. L'accroissement de l'âge paternel en tous cas pèse moins sur la progéniture que celui de l'âge maternel. Les influences pathologiques ne sont guère mieux connues. Certaines ont été envisagées à propos du problème de la stérilité, à propos de l'usage de certains médicaments usuels (sulfamides). Mais que d'inconnu règne encore dans ce domaine sans doute si vaste. Les effets de l'intoxication alcoolique malgré une large expérimentation sont encore bien imprécis; il en est de même de celui des infections chroniques, tuberculose, syphilis, de celui des carences (vitamine E par exemple): de l'activité sexuelle, des déséquilibres hormonaux, des dysfonctions viscérales.

B) La progénèse maternelle doit être envisagée de la même manière que la progénèse paternelle avec cette différence que les facteurs non héréditaires marqueront d'une façon plus profonde et plus durable l'embryon si étroitement lié à l'organisme de la mère. Les modifications provoquées par les grossesses antérieures, leur nombre, leur rythme, leur sexe préparent à l'avance les conditions de développement que l'ovule fécondé devra subir. L'âge de la mère dont nous avons plus particulièrement étudié les effets exerce une action capitale sur les particularités normales ou pathologiques de l'individu.

C) La progénèse du couple, enfin, progénèse d'appariement, trouve ici la place qui lui est due. Il n'est pas de manière d'envisager les choses qui conduise aussi naturellement à considérer les facteurs progénésiques qui n'existent qu'en fonction de l'assortiment des conjoints. A l'opposé du « random mating », ce principe de l'union au hasard si bénévolement admis parce qu'il apaise sans doute des scrupules statistiques, les futurs conjoints sont souvent rapprochés par des phénomènes d'homogamie: affinités communes intellectuelles, morales, artistiques, épreuves pathologiques semblables.

Certains auteurs prétendent que la coïncidence chez le mari et sa femme d'accidents allergiques, sous une forme qui est en général différente (asthme, urticaire, eczéma) est plus fréquente que ce qu'on peut attendre du hasard. Si cet exemple peut être contesté, il n'en est pas de même des unions entre tuberculeux, rapprochés par la vie commune en sanatorium, des unions entre sourds-muets, rapprochés par la vie d'asile. D'autres fois, l'union est favorisée par des liens de famille, et cette consanguinité, certaines lignées le prouvent, prend parfois l'allure d'une habitude familiale. D'autres fois, au contraire, l'union entre des types

Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae

humains très dissemblables fait apparaître le curieux phénomène de « luxuriance des hybrides » ou à l'extrême, le métissage. Facteurs progenésiques de couple sont encore les incompatibilités sanguines, la disparité d'âge entre les deux conjoints. Ce dernier phénomène a été mis en lumière en France par MM. H. Duchène et M. P. Schützenberger par leur étude des ménages d'alcooliques: il se traduit par une tendance de l'alcoolique à épouser, plus souvent que ne le voudraient les chiffres recueillis dans la population générale à laquelle il appartient, une femme plus âgée que lui.

Si les raisons qui précèdent justifient la progenèse, conception et classification nouvelles des facteurs de développement, certains faits déjà isolés prouvent l'utilité des recherches qu'elle peut inspirer.

Un rapide aperçu permet d'en saisir l'intérêt. Dans le Rapport mentionné précédemment, nous avons étudié les effets surtout de l'âge maternel et de l'âge paternel, du rang de naissance de l'enfant, de la durée de l'intervalle entre les naissances, du sexe de l'enfant précédant la naissance, du degré de multiparité.

Successivement, nous avons étudié leur influence sur des caractères physiques normaux, sur des caractères physiques pathologiques, sur des caractères psychiques.

A ces faits déjà éloquentes par eux mêmes, il convient d'ajouter ce que nous pouvons appeler « les conséquences pratiques de la progenèse ». Aux premiers jours de l'Eugénique, un grand espoir anima les médecins, hygiénistes, sociologues, adeptes de cette discipline nouvelle. Mais trop souvent, il est juste de le souligner aujourd'hui, cet espoir fut déçu.

Il fut déçu parce que l'hérédité humaine est complexe, multiforme et qu'elle recèle maints inconnus. Parce que les mutations renouvellent sans cesse les tares héréditaires. Parce que les possibilités de la sélection eugénique sont très limitées à l'égard des gènes récessifs. Parce que les mesures proposées portaient trop souvent atteinte à la liberté et à la dignité de l'homme. Parce qu'en matière d'eugénique, le point de vue social ne coïncide pas nécessairement avec le point de vue individuel.

Si des mesures de coercition inspirées par la protection de l'enfant à naître, peuvent être discutées quand il s'agit d'un individu qui risque, délibérément ou non, de porter préjudice à son prochain, d'accroître le nombre des infirmes graves et incurables, il est plus scientifique et plus humain de chercher à prévenir les tares héréditaires en remontant à leurs causes.

Parmi ces causes prennent place, latents et inconnus, les facteurs mutagènes. La menace mystérieuse qu'ils font peser sur toute descendance est au premier plan des préoccupations du médecin généticien. Elle compte parmi les inconnus les plus troublants de la progenèse.

R. Turpin et M. P. Schützenberger : Progénèse et gémellité

* * *

Pour illustrer cette conception progénésique de l'ontogénèse, un exemple simple, la gémellité, mérite d'être retenu.

Si on la considère en effet comme une déviation par rapport aux grossesses simples, elle constitue à la fois la plus fréquente et la mieux enregistrée des anomalies. Elle se prête ainsi en partie avec l'aide des données de l'Etat civil à l'étude de ses rapports avec divers facteurs progénésiques: âge des progéniteurs; rang de la grossesse; sexe de l'enfant précédent.

Si par contre, on la considère elle-même comme un facteur progénésique, on peut étudier son influence sur le développement et en particulier, ce que nous avons fait, sur le taux de masculinité.

Ces différents aspects du problème méritent d'être considérés tour à tour.

I. - Influence de l'âge des progéniteurs sur la distribution des naissances multiples

C'est là peut-être qu'il convient de voir l'une des premières preuves de l'existence des facteurs progénésiques non génétiques: depuis que le statisticien français Lucien March a attiré l'attention des démographes sur l'augmentation du taux global des naissances multiples avec l'âge des parents, de nombreux travaux se sont efforcés de préciser ce phénomène et il est impossible de ne pas rappeler les noms de Dahlberg, Greulich, Guttmacher, Komai et Fukuoka. L'étude plus récente de Trudy Enders et Curt Stein qui se recommande à la fois par son ampleur et sa rigueur statistique a, semble-t-il, apporté les précisions les plus utiles à cette question et nous ne pouvons mieux faire que de reproduire ses conclusions: « ... la fréquence des accouchements de jumeaux dizygotes avec au moins un enfant vivant dans l'ensemble de tous les accouchements varie avec l'âge de la mère. Il manifeste un accroissement continu jusqu'au groupe d'âge des femmes de 35 à 40 ans et une décroissance pour le groupe d'âge des femmes de 40 à 45 ans... La fréquence des accouchements de jumeaux monozygotes montre une tendance à l'accroissement avec l'âge de la mère pour l'ensemble de toutes classes d'âge. Cette tendance est légère pour les blancs et marquée pour les noirs. Pour ces deux populations elle est statistiquement significative ».

Nous même avons étudié la fréquence relative des naissances doubles et triples et nous avons pu montrer qu'en ce qui concerne ces dernières, c'est aussi la classe d'âge 35-40 ans qui les voit se manifester proportionnellement le plus (Cf. tableau 1); il n'en est plus de même quand on rapporte ces chiffres aux naissances doubles: c'est la classe d'âge 30-35 ans qui est alors la plus favorisée.

Enfin, malgré certaines indications, d'ailleurs assez discutables à notre avis, que livrent les travaux de Yerushalmy et Sheerer, il ne nous semble pas que l'âge du père en lui-même, c'est à dire considéré indépendamment d'une influence de l'âge maternel, joue un rôle tant soit peu important dans la fréquence de la gémellité.

Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae

Tableau I

Classe d'âge de la mère	Fréquence des naissances <i>doubles</i> par rapport aux naissances <i>simples</i>	Fréquence des naissances <i>triples</i> par rapport aux naissances <i>simples</i>	Fréquence des naissances <i>triples</i> par rapport aux naissances <i>doubles</i>
< 19 ans	0,0052	47×10^{-6}	0,0090
20 < 24 ans	0,0077	50 »	0,0068
25 < 29 »	0,0104	85 »	0,0082
30 < 34 »	0,0136	150 »	0,0110
35 < 39 »	0,0165	156 »	0,0094
40 < 44 »	0,0137	117 »	0,0085
45 <	0,0076	—	—

France: période 1920-1924.

II - Influence du rang de la grossesse

Cette influence si manifeste quand on envisage globalement les chiffres, n'a pourtant pas pu être établie de façon formelle: en effet, non seulement les statistiques suffisamment riches et détaillées qui pourraient nous permettre de trancher la question font défaut, mais encore la corrélation qui existe entre l'âge de la mère et le rang de la grossesse se trouve vraisemblablement augmentée du fait que l'on peut soupçonner les naissances gémellaires, de par la charge qu'elles imposent aux parents, de freiner, voire de bloquer, l'activité reproductrice ultérieure des couples. L'on ne peut donc pas considérer comme purement biologique cette accumulation de jumeaux au dernier rang de familles plus ou moins nombreuses, d'autant d'ailleurs que le phénomène est surtout net dans les familles qui comprennent un nombre relativement faible d'enfants.

Dans ces conditions, nous en sommes encore réduits à ne pouvoir évaluer le rôle du rang de naissance sur la gémellité que pour l'ensemble des familles, sans savoir si cet effet persisterait une fois éliminée l'influence propre de l'âge de la mère. Ainsi, par exemple, sur les 9215 naissances gémellaires survenues en France en 1949, nous avons pu calculer les chiffres suivants grâce à l'obligeance de la Statistique générale qui a bien voulu effectuer pour nous un tri spécial: Rang moyen des naissances gémellaires dont la paire d'enfants est constituée par:

deux garçons: 2,6291 \pm 0,0377
un garçon et une fille: 2,7795 \pm 0,0396
deux filles: 2,6417 \pm 0,0389

Ces valeurs démontrent clairement que les gémellités dizygotes se produisent en moyenne plus tard dans les familles que les gémellités monozygotes (la différence est manifestement significative). Aucune conclusion, par contre, ne peut encore être tirée de la différence (non significative) entre les gémellités doublement masculines et doublement féminines.

 R. Turpin et M. P. Schützenberger : Progénèse et gémellité

III - Influence du sexe du produit de la conception immédiatement antérieure

Ce facteur progénésique que nous pensons être les premiers à avoir étudié, et qui joue un rôle si net dans la détermination du sexe dans les grossesses simples, se retrouve encore ici.

Nos travaux antérieurs nous ayant appris qu'il existe une solidarité entre le sexe des enfants consécutifs dans une même famille, nous avons recherché si, après la naissance d'un garçon (ou d'une fille) les différents types de paires gémeillaires avaient autant de chance d'apparaître. Il semble bien qu'il n'en soit pas ainsi et que la naissance d'un enfant d'un sexe favorise la naissance d'une paire gémeillaire constituée de deux enfants du même sexe que lui. Malheureusement, ce phénomène que nous avons pu établir de façon indiscutable pour les naissances simples grâce à un échantillon constitué par environ 15.000 familles de 5 enfants et plus, exigerait pour un même degré de certitude la collecte d'une quantité si grande de documents que divers artifices doivent être utilisés pour suppléer à la méthode directe valable pour les naissances simples mais inapplicable dans ce cas.

Ainsi, en utilisant un échantillon de 502 familles de 5 enfants et plus ayant présenté au moins une naissance gémeillaire, nous avons calculé la durée moyenne des intervalles entre une naissance gémeillaire et la naissance la précédant, ou la suivant immédiatement, et nous avons obtenu les résultats suivants:

intervalles	g -gg	ou f -ff	30,84 mois
---	g -ff	ou f -gg	32,35 ---
---	gg-g	ou ff-f	29,09 ---
---	gg-f	ou ff-g	31,08 --

On voit que les intervalles sont sensiblement plus brefs chaque fois que les sexes sont les mêmes et, bien que la grandeur des fluctuations d'échantillonnage ne permette pas de considérer ce résultat comme statistiquement hors de doute, la concordance de cette observation avec l'ensemble des autres recherches lui donne plus de poids que ne le ferait une appréciation exclusivement formelle. Une confirmation très intéressante de cette interaction est obtenue en calculant le taux de masculinité dans les naissances simples pour les familles comprenant soit une paire de jumeaux (gg), soit une paire (gf), soit enfin une paire (ff). Sur l'ensemble des naissances gémeillaires françaises en 1949 nous trouvons respectivement pour ces trois cas les valeurs suivantes: 0,536, 0,523 et 0,508 dont les différences sont significatives. Dans un autre échantillon de 954 familles de 5 enfants et plus, indépendant du précédent, nous avons obtenu une indication absolument concordante puisque les taux de masculinité y avaient été trouvés égaux à 0,529, 0,522 et 0,516. La réduction des différences s'explique parfaitement par le fait que dans ce dernier échantillon la proportion des naissances proches d'une grossesse gémeillaire est beaucoup plus faible, puisqu'il s'agit de familles nombreuses et non pas d'un échantillon représentatif de la population générale.

Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae

IV - Role du degré de multiplicité de la grossesse sur la masculinité

Plus net encore peut-être que les autres effets que nous venons très brièvement de passer en revue, est le phénomène de décroissance de la masculinité en fonction du degré de multiplicité de la grossesse que nous avons mis en évidence pour la plupart des grands pays après que l'un de nous ait attiré dès 1937, et pour la première fois l'attention sur son existence. ³

Tableau II

		FRANCE 1899-1945	ALLE- MAGNE 1907-1938	ITALIE 1916-1942	AUTRI- CHE 1896-1906	U.S.A. ⁴ 1922-1936
Naissances simples	N	33.128.557	45.834.810			31.117.925
	P	0,51299	0,51572	—	—	0,51587
	E	0,00009	0,00007			0,00009
Naissances doubles	N	361.490	561.271	503.798	187.187	365.680
	P	0,50789	0,51098	0,51264	0,51020	0,50849
	E	0,00067	0,00054	0,00057	0,00088	0,00067
Naissances triples	N	3.580	5.639	5.930	2.018	3.744
	P	0,48913	0,49047	0,50337	0,48431	0,49537
	E	0,00643	0,00503	0,00489	—	0,00831
Naissances quadruples	N	55	78	111	31	64
	P	0,63182	0,41987	0,47523	0,43548	0,46484
	E	0,04560	0,03918	0,03207	0,05965	0,04354

N = nombre total des naissances.

P = taux de masculinité.

E = Erreur standard.

Les chiffres présentés dans le tableau ci-joint (cf. Tableau II) sont éloquentes à cet égard puisque, à partir des naissances triples, la proportion des filles jusque là inférieure à celle des garçons commence à dépasser 50 %.

En ce qui concerne les naissances quadruples, une étude spéciale nous a permis de vérifier sur une plus grande variété d'échantillons la permanence de ce phénomène (Cf. Tableau III). Le cas de la France qui s'écarte des autres pays à ce point de vue a été discuté plus longuement ailleurs. ⁵ Nous y voyons la conséquence d'un artefact statistique dû à l'enregistrement imparfait de ces naissances à très forte mortalité.

³ TURPIN R. et CARATZALI A., *De l'influence de la gémellité et de l'âge maternel sur la proportion des sexes*. C. R. hebdomad. de l'Acad. des Sciences. Tome 204, p. 151, 1937.

⁴ Chiffres de Standskov et Siemens (U.S.A.).

⁵ TURPIN R. et SCHÜTZENBERGER M. P., *Sexe et Gémellité*. La Semaine des hôpitaux (Sous presse).

R. Turpin et M. P. Schützenberger : Progénèse et gémellité

Tableau III

Pays	N G	MMMM	MMM F	MM FF	M FFF	FFFF	T M	T F
Italie	111	19	16	36	15	25	211	233
70 ans								
Autriche	21	3	4	6	1	7	37	47
14 ans								
Canada	3	0	0	0	1	2	1	11
10 ans								
Roumanie	3	0	1	0	1	1	4	8
21 ans								
Danemark	1	0	0	1	0	0	2	2
Tchéco-Slovaquie	10	2	3	1	2	2	21	19
Bulgarie	21	3	4	5	6	3	40	44
Grèce	2	1	0	1	0	0	6	2
Allemagne	63	6	16	14	12	15	112	140
Angleterre	15	1	3	5	3	3	26	34
Totaux	250	35	47	69	41	58	460	540

à ces chiffres nous devons ajouter: 28 naissances quadruples ayant donné 41 M et 71 F.

Acta Geneticae Medicae et Gemellologiae

RÉSUMÉ

Sous le nom de « Progénèse » (du préfixe *pro*, en avant, et du grec *genesis*, génération) une conception et une classification nouvelles des facteurs de développement ont été proposées par R. Turpin, la progénèse groupant « l'ensemble des facteurs héréditaires et non héréditaires qui préexistent à la fécondation et qui concourent à la formation de l'être et à son développement ».

Cette conception a l'avantage de désigner indifféremment, à tout facteur progénésique, héréditaire aussi bien que non héréditaire, une place marquée à l'avance; elle a l'avantage de faire apparaître à côté des facteurs paternels et maternels, les facteurs progénésiques caractéristiques du couple; elle a l'avantage d'attirer l'attention sur des facteurs jusqu'ici négligés (âge maternel, âge paternel, rang de naissance, sexe de la grossesse précédente, intervalle entre les grossesses, nombre des grossesses, etc.) et dont l'importance s'accroît à mesure que la récolte des faits est assez abondante pour se prêter aux analyses statistiques; elle a l'avantage enfin de conduire à une prévention étiologique des tares congénitales, en cherchant à tirer le plus grand parti des facteurs ambiants, sans écarter, quand les circonstances les imposent, les possibilités ramenées à leurs justes proportions de la sélection eugénique.

Pour illustrer cette conception progénésique de l'ontogenèse un exemple simple, la gémellité, mérite d'être retenu.

Si on considère en effet la gémellité comme une déviation par rapport aux grossesses simples, elle constitue à la fois la plus fréquente et la mieux enregistrée des anomalies. Elle se prête à l'étude de ses rapports avec divers facteurs progénésiques que les auteurs envisagent tour à tour avec l'appoint de leurs recherches personnelles: âge des progéniteurs, rang de la grossesse, sexe du produit de la conception antérieure.

Si par contre, on considère la gémellité elle-même comme un facteur progénésique, on peut étudier son influence sur le développement, et par exemple, ce qu'ont fait les auteurs, sur le taux de masculinité. Cette étude les a conduits à mettre en valeur le phénomène de décroissance de la masculinité en fonction du degré de multiplicité de la grossesse.

RIASSUNTO

Sotto il nome di « Progenesi » (dal prefisso *pro*, a favore, e dal greco *genesis*, generazione) furono proposte da R. Turpin una nuova concezione e una nuova classificazione dei fattori di sviluppo, intendendo per *progenesi* « l'insieme dei fattori ereditari e non ereditari che preesistono alla fecondazione e che concorrono alla formazione dell'essere ed al suo sviluppo ».

Tale concezione offre il vantaggio di assegnare indifferentemente a ogni fattore *progenesico*, ereditario oppure non ereditario, un posto in precedenza determinato; essa offre il vantaggio di attirare l'attenzione su fattori finora trascurati (età della madre, età del padre, ordine delle nascite, sesso della gravidanza precedente, intervallo fra le gravidanze, numero delle gravidanze, ecc.) l'importanza dei quali va aumentando man mano che la raccolta dei fatti è così abbondante da consentire le analisi statistiche; infine essa offre il vantaggio di condurre ad una prevenzione eziologica delle tare congenite, cercando di utilizzare al massimo i fattori ambientali, senza scartare, quando le circostanze lo impongano, le possibilità della selezione eugenica ricondotte alla loro giusta proporzione.

Per illustrare questa concezione *progenesica* dell'ontogenesi l'esempio della gemellarità merita di essere addotto.

Se, infatti, la gemellanza viene considerata come una deviazione nei confronti delle gravidanze semplici, essa costituisce d'altra parte l'anomalia più frequente e meglio registrata. Essa si presta allo studio dei suoi rapporti con i diversi fattori *progenesici* che gli AA. successivamente considerano con l'aiuto delle loro personali ricerche: età dei genitori, rango della gravidanza, sesso del prodotto del concepimento immediatamente precedente.

Se, all'opposto, la gemellanza viene considerata essa stessa come un fattore *progenesico*, può essere studiata la sua influenza sullo sviluppo e, per esempio, sulla frequenza della masculinità, il che fu fatto dagli AA. Questo studio li ha condotti a valorizzare il fenomeno della diminuzione della masculinità in funzione del grado di molteplicità della gravidanza.

R. Turpin et M. P. Schützenberger: Progénèse et gémellité

SUMMARY

Under the name of "Progenesis" (from the prefix "pro", in front, and of the Greek "genesis", generation) a new conception and classification of the factors of development were proposed by R. Turpin, the progenesis grouping "the whole of the hereditary and non hereditary factors that preexist to the fecundation and that concur to the formation of the being and to its development".

This conception has the advantage of designating indifferently, to all progenetic factor, hereditary as well as non hereditary, a place marked in advance; it has the advantage of showing beside the paternal maternal factors, the characteristic progenetic factors of the couple; it has the advantage to draw the attention on factors which were before neglected (age of mother, age of father, rank of birth, sex of the preceding pregnancy, interval between pregnancies, number of pregnancies, etc.) and whose importance increases in proportion as the gathering of the facts is abundant enough to lend itself to the statistical analyses; it has lastly the advantage of leading to an etiological prevention of the congenital defects, trying to draw the most advantage from the surrounding factors, without discarding, when they are imposed by the circumstances, the possibilities brought to their right proportion of the eugenic selection.

To illustrate this progenesis conception of the ontogenesis a simple example, the gemellity, deserves to be retained.

If we consider the gemellity as a deviation in regard to the simple pregnancies, it constitutes at the same time the more frequent and the best registered of anomalies. It lends itself to the study of its relations with divers progenesis factors which the authors regard by turns with the complement of their personal researches: age of the progenitors, rank of the pregnancy, sex of the product of the anterior last conception.

If on the other hand, we consider the gemellity itself as a progenesis factor, we can study on the development, and for instance, which the authors have done, on the rate of masculinity. This study has lead them to put in value the phenomenon of diminution of the masculinity in relation to the degree of the multiplicity of pregnancy.

ZUSAMMENFASSUNG

Unter dem Namen «Progenesis» (pro = zugunsten, griechisch genesis = Erzeugung) wurde von R. Turpin ein neuer Begriff und eine neue Einteilung der Entwicklungsfaktoren vorgeschlagen. Mit Progenesis ist gemeint: «Die Gesamtheit erblicher oder nicht-erblicher Faktoren, die vor der Befruchtung existieren und bei der Bildung und Entwicklung des Wesens mitwirken».

Dieser Begriff bietet den Vorteil, jedem beliebigen progenetischen Faktor, ob erblich oder nicht, schon im voraus einen bestimmten Platz zuzuweisen. Ferner lenkt er die Aufmerksamkeit auf bislang vernachlässigte Faktoren (Lebensalter der Mutter, des Vaters, Reihenfolge der Geburten, Geschlecht der vorausgegangenen Schwangerschaften, ihr Abstand, ihre Zahl u. s. w.), deren Bedeutung in gleichem Masse wächst als die Fülle der gesammelten Fälle eine statistische Untersuchung gestattet. Schliesslich hat er noch den Vorteil, zu einer etiologischen Verhütung von Geburtsfehlern zu führen durch möglichst grosse Auswertung im Umkreis liegender Faktoren, wobei die Möglichkeiten einer in den rechten Grenzen gehaltenen eugenischen Auswahl nicht ausgeschlossen werden, falls die Umstände es fordern.

Zur Veranschaulichung dieses progenetischen Begriffes der Ontogenesis verdient das Beispiel der Zwillingschaft angeführt zu werden.

Wenn in der Tat die Zwillingschaft im Vergleich mit der Einzelschwangerschaft als eine Abweichung betrachtet wird, so bildet sie andererseits doch die häufigere und besser registrierte Anomalie. Sie leiht sich zum Studium ihrer Beziehungen zu den verschiedenen progenetischen Faktoren, welche die AA. mit Hilfe ihrer persönlichen Untersuchungen in Betracht ziehen, wie Lebensalter der Eltern, Rang der Schwangerschaft, Geschlecht des Ergebnisses der unmittelbar vorhergehenden Empfängnis.

Wird im Gegenteil die Zwillingschaft selber als ein progenetischer Faktor betrachtet, so kann ihr Einfluss auf die Entwicklung studiert werden, und z. B. auf die Häufigkeit des männlichen Geschlechtes, was von den AA. bereits geschehen ist. Dieses Studium hat sie dazu geführt, dem Phänomen der Verminderung des männlichen Geschlechtes Bedeutung beizumessen hinsichtlich des Grades der Häufigkeit der Schwangerschaft.

Extrait de *La Semaine des Hôpitaux de Paris*, 28^e année, n° 44, 14 juin 1952

Consanguinité et tuberculose

par R. TURPIN, J. SÉNÉCAL et M. P. SCHÜTZENBERGER

EN dépit du nombre, de l'importance, de la variabilité des facteurs de tuberculisation, il est nécessaire, pour expliquer les différences du comportement humain vis-à-vis de l'infection tuberculeuse, d'invoquer le rôle de facteurs héréditaires de résistance ou de prédisposition.

Cette notion défendue par l'un de nous en 1927 avec le Professeur E. Sergent (1), et dans un ouvrage récent (2) est fondée sur des arguments expérimentaux et humains. Ces derniers sont tirés de l'étude de la variabilité de la tuberculose suivant les populations, les familles, les individus, les types de gemellité. Ils mettent en lumière l'influence de facteurs héréditaires sur la réceptivité de l'organisme et même, dans une certaine mesure, sur la localisation du processus tuberculeux. L'état « vulnérable » serait récessif par rapport à l'état « réfractaire », opinion purement hypothétique qui n'est encore étayée par aucune investigation génétique rigoureuse, mais dont les faits s'accroissent assez bien. On peut dire de la tuberculose ce qu'on dit de la diphtérie et de la scarlatine : les enfants nés de deux parents tuberculeux sont prédisposés à la tuberculose, les enfants nés de deux parents réfractaires sont réfractaires ou vulnérables.

Ceci d'ailleurs n'exclut pas d'autres possibilités. La

taille, à l'état normal, semble dépendre de facteurs multiples. Mais en dehors de ceux-ci, elle est influençable aussi par d'autres gènes responsables d'états pathologiques tels que l'achondroplasie, maladie héréditaire toujours compliquée de nanisme. En dehors du ou des gènes qui font varier la réceptivité de l'organisme humain au bacille tuberculeux, on peut admettre, par analogie, que d'autres facteurs héréditaires, responsables de dystrophies, de psychopathies, peuvent agir, eux aussi, sur cette réceptivité.

Ces diverses considérations conduisent à envisager les rapports éventuels de la tuberculose et de la consanguinité (3). S'il existe en effet une aptitude héréditaire à devenir tuberculeux, récessif par rapport à la tendance opposée, la consanguinité doit exercer dans les populations endogames ses effets habituels de résurgence, elle doit favoriser l'apparition des individus homozygotes récessifs, c'est à dire, dans le cas de la tuberculose, des individus vulnérables (2).

Or, en dépit de leur intérêt théorique et pratique, les rapports de la consanguinité et de la vulnérabilité à l'égard de la tuberculose n'ont pas fait l'objet jusqu'à présent d'enquêtes systématiques.

Ça et là, depuis près d'un siècle, la littérature médicale

rapporte des impressions cliniques plus que les résultats d'enquêtes valables (3),(4).

Ainsi, Rilliet à la suite du Rapport de Ménière qui déclencha une polémique fameuse en 1856, entre consanguinistes et non consanguinistes, adressa une lettre à Paris à l'Académie de Médecine signalant qu'à Genève, il avait observé parmi les enfants nés d'unions consanguines « des produits lymphatiques et prédisposés aux maladies qui relèvent de la diathèse scrofulo-tuberculeuse ».

Une opinion analogue est exprimée par Euzière, Pages et Lafon à la suite d'une enquête sur les effets de la consanguinité dans le département de l'Hérault, enquête dont les résultats sont consignés dans la thèse de Wahba Boles Shahat (5) « La tuberculose est fréquente dans la descendance des mariages consanguins, dans les familles mêmes où l'on ne trouve pas de trace de tuberculose. Ici se trouve cette notion du terrain qui a tellement d'importance dans cette maladie... »

En fait, le travail le plus notable consacré à ce problème de consanguinité est celui de Joseph Delahaye (6) qui soutint une thèse en 1926 sur « Tuberculose et Mariages consanguins ». Malheureusement, cet auteur ne put réunir que vingt-deux observations de mariages consanguins entre sujets non tuberculeux. Bien que les risques de contamination aient été minimes, bien que les parents aient été indemnes de tuberculose, cette infection fit son apparition parmi les enfants de vingt-et-une de ces vingt-deux familles.

L'impression que laisse une enquête de Grof Walter (7) est analogue. Dans un village alpin Saint-Gallois, la Commune d'Amden qui compte sur 1.335 habitants 80 p. 100 d'endogames et même 40 p. 100 de sujets issus de trois familles de même nom, cet auteur constata que les taux de fertilité, de morbidité, de mortalité demeuraient satisfaisants alors que la mortalité par tuberculose tendait à augmenter.

ORIGINE ET CLASSIFICATION DES DONNÉES

Les documents que nous avons utilisés ont été recueillis en 1856 sur l'initiative de l'American Medical Association en vue d'élucider le problème controversé de la malfaisance de la consanguinité ; deux ans plus tard, en 1858, S. M. Bemiss (8) publia le compte rendu de cette enquête fondée sur l'étude comparée de 873 familles consanguines et de 156 familles témoins. Les conditions mêmes de cette investigation poursuivie par un grand nombre de médecins et dans 24 Etats de l'Amérique du Nord, réduisaient certainement l'erreur qui aurait pu tenir aux opinions partisans en ce temps de querelle entre consanguinistes et non consanguinistes. Elles avaient l'avantage aussi d'interroger un milieu homogène composé, presque en totalité, de familles de fermiers ou de sujets appartenant aux professions libérales. Enfin, les familles considérées étaient complètes : mères de 44 à 48 ans, c'est à dire ayant atteint la fin de la période de fécondité ; enfants ayant dépassé dans bien des cas 25 ou 30 ans même. Toutes ces circonstances : objectivité de l'enquête, homogénéité du milieu, achèvement de la famille concourent à réunir des données valables, données qu'il serait très

difficile d'obtenir aujourd'hui alors que l'endogamie est en nette régression et les isolats plus rares et moins importants qu'au milieu du siècle dernier.

Il est par contre une autre cause d'erreur que nous nous sommes efforcés d'éviter : l'erreur inhérente aux diagnostics imprécis ou même erronés (nous sommes en 1856). Dans cette intention, nous nous sommes scrupuleusement tenus aux mêmes diagnostics dans chacun des groupes que nous avons comparés, imputant à la tuberculose non seulement la phthisie, la scrofula, mais aussi la « consommation ». Cet état est d'ailleurs souvent signalé chez des sujets de 20 ans environ, apparentés à un ou plusieurs tuberculeux.

D'autre part, nous avons dû modifier la classification des taux de consanguinité du rapport de Bemiss. En effet, le calcul du coefficient de Wright nous a servi de base d'appréciation et nous a montré que certaines unions appartenaient à une catégorie différente de celle qui leur était assignée dans le rapport initial. La comparaison des deux tableaux suivants rend compte de cette différence.

A. — Classification du Rapport de 1858.

Classe A Incestes.	10 familles
Classe B } Oncle Nièce	12 »
 } Tante Neveu.	27 »
Classe C Doubles cousins	61 »
Classe D Cousins à généalogie compliquée.	
Classe E Cousins germains.	600 »
Classe F Cousins issus de germains.	120 »

B. — Classification en fonction de la valeur du Coefficient de Consanguinité.

Lien de consanguinité	Coefficient de consanguinité	Nombre d'observations
Frères et sœurs	0,2500	5
Trois générations successives de doubles cousins ou 1/2 frères et sœurs...	0,2180	2
Oncle-nièce, tante-neveu.	0,1250	1
Doubles cousins	0,1560	44
Cousins compliqués	0,1020	2
	0,0940	11
	0,0780	29
	0,0740	1
	0,0710	2
	0,0680	2
Cousins germains (4° degré)	0,0625	600
Cousins degré inégal	0,0312	9
Cousins (5° degré)	0,0274	1
Cousins issus de germains.	0,0156	120
		(en fait 119)

TRAITEMENT DES DONNÉES ET RÉSULTATS

En vue de l'étude projetée, nous avons réparti les familles consanguines en 3 catégories :

Catégorie	Coefficient de consanguinité	Nombre de familles
Cousins issus de germains.	0,0156	119
Cousins germains	0,0625	600
Parenté plus proche	de 0,2500 à 0,0680 (coefficient moyen de 0,126)	99

— 4 —

lement que ce n'est pas tant la valeur absolue de ce coefficient qui importe que ses variations en fonction de l'intensité de la consanguinité. Les facteurs de contagion familiale, par exemple, ou de similitude de milieu sociologique font en effet que, même en l'absence de toute consanguinité, la valeur moyenne n'est certainement pas nulle.

Nous avons obtenu les chiffres suivants :

1. $R = 0,946$
2. $R = 0,576$
3. $R = 0,351$

Toutes les différences sont cette fois significatives et traduisent le fait que dans le premier groupe la majorité des enfants tuberculeux provient de familles où presque tous les enfants sont tuberculeux, alors que dans le deuxième et surtout le troisième groupe les familles qui sans être absolument indemnes ne présentent qu'une faible proportion de cas, sont moins rares.

CONCLUSIONS

Une méthode d'analyse statistique originale nous a permis de comparer de manière valable trois groupes de familles établis en fonction du degré de consanguinité qui unissait les conjoints. Cette comparaison a montré que la fréquence de la tuberculose parmi les enfants

était d'autant plus grande que les liens de consanguinité entre leurs parents étaient plus étroits.

La thèse qui défend l'existence d'une sensibilité héréditaire à l'infection tuberculeuse, sensibilité transmise à la manière d'une qualité récessive, trouve dans les faits que nous avons analysés un argument complémentaire.

BIBLIOGRAPHIE

- (1) SERGENT (Emile) et TURPIN (Raymond). — Les facteurs de terrain autres que l'allergie dans l'infection tuberculeuse. Rapport au Congrès de Lyon, 1927, et *Revue de la Tuberculose*, avril 1927, tome VIII, n° 2, pp. 200 à 221.
- (2) TURPIN (Raymond). — L'hérédité des prédispositions morbides. Editions de la N. R. F. Gallimard, Paris, 1951.
- (3) LERICHE. — De la consanguinité comme cause de la scrofule. *Gaz. Méd. de Lyon*, 1858.
- (4) PETTIDI. — Mariages consanguins. Communication au VII^e Congrès International de la tuberculose, Rome, avril 1912.
- (5) WAHBA BOLES SHAHAT. — Les mariages consanguins et leurs conséquences. *Thèse Médecine*, Montpellier, 1943, n° 1.
- (6) DELAHAYE (Joseph). — Tuberculose et mariages consanguins. *Thèse Paris*, 1926, n° 570.
- (7) GROF (Walter). — Cité par Turpin (R) (2).
- (8) BEMISS (S. M.). — Report of influence of marriages of consanguinity upon offspring. *Trans. am. med. Assoc.*, 1858, II, 319-425.
- (9) SUTTER (Jean) et TABAH (Léon). — Effets des mariages consanguins sur la descendance. *Population*, 1951, n° 1, 59-82.

Résultats d'une enquête sur le rôle de l'hérédité dans l'apparition des hernies inguinales et crurales

par R. TURPIN, J. BARBET et M. P. SCHÜTZENBERGER

Le rôle d'une prédisposition héréditaire aux hernies est considéré depuis très longtemps comme probable. Déjà en 1888, Dechambre l'invoquait dans l'article « hernies » de son dictionnaire médical. Il rapportait en effet deux statistiques, celle de Malgaigne portant sur 316 hernieux et celle de la « Truss Society » de Londres (1863) portant sur 5.976 hernieux. Les deux statistiques montrent que 25 % environ des sujets atteints de hernie possèdent des hernieux parmi leurs ascendants, leurs descendants ou leurs collatéraux.

Pour Le Dentec, cité par Dechambre, la hernie serait transmise à peu près également par les deux sexes.

Le chiffre de 25 % est repris par Gates dans son livre « Human genetics ».

Les travaux plus récents confirment l'existence probable d'une prédisposition héréditaire, aussi bien dans l'espèce humaine que dans les diverses espèces animales.

ESPÈCE HUMAINE

Cette prédisposition est invoquée par G. Schreiber, à propos d'un cas de hernie diaphragmatique (1908), par S. Mayo Junior (1930), puis par Moorhead (1932), Stransky (1934).

En 1936, L.S. West publie deux généalogies de hernieux et considère que la prédisposition aux hernies se transmet comme un caractère dominant mais que la tare s'exprime d'une manière variable et plus souvent chez l'homme que chez la femme.

En 1940, Aubert suggère que la hernie a la valeur d'un caractère dominant lié au sexe, avec expressivité variable. Les femmes transmettraient la hernie inguinale à l'un et l'autre sexe.

Nous citerons encore les travaux d'Evans (1942), ceux de Montaigu (1942), pour lequel le caractère dominant de la tare serait inconstant ; ceux de Jessie Moore (1943) qui rapporte une observation de Lepage où le caractère héréditaire est particulièrement illustré.

ESPÈCES ANIMALES

De nombreuses observations de hernies héréditaires ont été rapportées par les zootechniciens, complétées dans certains cas par l'expérimentation.

Gates cite les travaux de : Wriedt (1930) sur la hernie ombilicale du porc ; Warren et Atheson (1931), Warvich, Phillips et Felton (1939) ; Moore et Schaible (1936) qui ont obtenu par des élevages sélectionnés, des taux de

— 2 —

fréquence très élevés (70 %) de la hernie ombilicale ; Prowochevski (1941) ; Berge (1941).

Les modes de transmission invoqués par ces auteurs sont variables selon les espèces considérées et la nature de la hernie. Ils sont souvent complexes.

Si pour Wriedt la hernie ombilicale du porc est dominante, il existerait aussi une variété récessive. Pour Warren et Atheson, la hernie ombilicale du bétail, dominante chez le mâle, suivrait un mode de transmission mal déterminé chez la femelle et sans doute lié au sexe.

Dans leur « Précis de génétique appliquée à la médecine vétérinaire » (1943), N. Kobozieff et N. A. Pomriaskinsky-Kobozieff donnent une classification des différents types de hernies suivant l'espèce animale et le mode de transmission héréditaire.

Ces mêmes auteurs ont publié un article sur les « hernies héréditaires chez les animaux domestiques » dans le « Recueil de Médecine vétérinaire d'Alfort » (1951). Dans cet article ils ont surtout étudié les hernies cérébrales de la poule et du porc, les hernies ombilicales des équidés et les hernies scrotales du porc.

ENQUÊTE PERSONNELLE

Nous avons réuni deux séries d'observations.

La *première série* groupe 107 enfants chez lesquels une hernie avait été décelée à l'occasion d'un examen général. Cent sept familles ont donc été ainsi étudiées, le proposant étant dans chaque cas un enfant atteint de hernie. Cent quatre familles seulement ont été retenues, les renseignements ayant paru insuffisants dans trois cas.

La *deuxième série* groupe 83 adultes, atteints de hernie, et dont les observations ont été recueillies soit dans les services du Professeur agrégé Ménégau et des Docteurs Leibovici, Longuet et Michon, que nous remercions de leur obligeance, soit d'une consultation de médecine du travail. Au total, dans cette série quatre-vingt-trois familles ont été étudiées, le proposant étant dans chaque cas un adulte atteint de hernie. Soixante-treize familles ont été retenues, les renseignements ayant paru insuffisants dans 10 cas.

Notre enquête porte donc, en définitive, sur 177 familles comprenant toutes au moins un proposant porteur de hernie.

Il s'agit dans la très grande majorité des cas de hernies inguinales. Les hernies crurales et ombilicales sont beaucoup moins nombreuses.

ANALYSE DE NOS DONNÉES

En raison du nombre relativement faible des cas, nous avons classé les documents d'après les particularités morbides des parents du proposant et, parmi les 4 classes ainsi déterminées (père sain x mère saine ; père hernieux x mère saine ; père sain x mère hernieuse ; père hernieux x mère hernieuse), nous avons déterminé le nombre total de germains et de descendants atteints ou non de hernie (Tableau I).

Il n'est pas inutile de rappeler que nous n'avons compté qu'un seul proposant par famille et que nous avons laissé en dehors de la statistique 4 proposants de parents inconnus.

TABLEAU I

	♂ ♀	♂ h ♀	♂ ♀ h	♂ h ♀ h	Total des 3 dernières classes	
Nbre de proposants	106	50	16	5	71	
Germaines ..	♂	86	54	5	7	66
	♂ h	26	12	4	2	18
	♀	84	37	6	6	49
	♀ h	10	9	2	1	12
Total	206	112	17	16	145	
Descendants	♂	22	23	8	2	33
	♂ h	3	1	1	1	3
	♀	26	14	7	4	25
	♀ h	4	4	0	1	5
Total	55	42	16	8	66	

Le signe ♀ h ou ♂ h = hernie.

La comparaison de deux chiffres :

proportion de hernie chez les germains du proposant (18,8 %),

proportion de hernie chez les descendants du proposant (12,4 %)

est frappante quoique un test par chicarré ne donne qu'une valeur de 2,598 (correspondant à peu près à une probabilité de 15 %). Cette différence s'explique, nous semble-t-il, par la différence d'âge des deux groupes : les sujets les plus jeunes n'ayant pas encore eu le temps de révéler leur prédisposition éventuelle.

Sur l'ensemble des chiffres, le tableau suivant :

TABLEAU II

	2 parents sains	Au moins 1 parent hernieux
Enfants ou germains indemnes.	218	173
Enfants ou germains hernieux.	43	38

ne révèle pas non plus de différence significative bien que les pourcentages correspondants aux 2 cas, parents indemnes ou au moins un parent hernieux (16,48 % et 18,01 %) s'écartent dans le sens que ferait prévoir une théorie de la hernie faisant jouer un rôle à des facteurs héréditaires.

Il nous paraît plus instructif de comparer notre échantillon à un échantillon de référence recueilli au Centre de génétique de l'Hôpital St-Louis en 1947, et qui sur 1.074 sujets donnait respectivement 6,5 p. 100 chez les garçons et 4,9 p. 100 chez les filles, comme taux de porteurs de hernies. Cet échantillon groupait 547 garçons et 465 filles dont les âges s'échelonnaient entre 2 et 24 ans (*).

ÉTUDE COMPARATIVE DES 177 FAMILLES DE HERNIEUX AVEC UN ÉCHANTILLON DE RÉFÉRENCE

Afin de comparer à l'échantillon de référence des sujets d'âge analogue, nous avons dû reprendre l'étude séparée de nos deux séries d'observations. En effet, dans la première série, le proposant étant presque toujours un enfant ou un adolescent, nous avons calculé le pourcentage de hernies observées chez ses germains. Dans la

(*) Ces données ont été recueillies par MM. François DARNIS et Michel BOUREL.

Année 1952 1952-5. Résultats d'une enquête sur le rôle de l'hérédité dans ...

— 3 —

deuxième série, au contraire, le proposant étant presque toujours un adulte, nous avons calculé ce pourcentage chez ses descendants.

Il ne nous a pas été possible de donner plus de précision à cette notion d'âge car celui-ci, dans nos arbres généalogiques, n'est généralement précisé que pour le proposant lui-même.

A) Etude comparative de la 1^{re} série d'observations.

Le nombre de germains, indemnes de hernie ou hernieux, de proposants hernieux est précisé par le tableau suivant :

TABLEAU III

Parents	♂ ♀	♂ h ♀	♂ ♀ h	♂ h ♀ h
Proposants	54	34	12	4
Germains	♂ h	42	19	4
	♂	17	7	4
	♀	31	16	3
	♀ h	10	8	2

Les germains du proposant sont généralement des enfants ou des adolescents.

Les pourcentages de sujets hernieux par rapport au nombre total d'enfants de même sexe sont les suivants :

TABLEAU IV

	♂ ♀	♂ h ♀	♂ ♀ h	♂ h ♀ h	% global
Garçons	28,8	26,9	50	22,2	29,4
Filles	24,3	33,3	40	14,3	27,2

Les chiffres obtenus ne permettent pas de mettre en évidence de différences significatives selon l'existence ou l'absence de la hernie chez les parents, ceci sans doute à cause du nombre trop limité de cas.

Par contre, ils indiquent dans tous les cas un pourcentage de hernieux infiniment plus élevé que dans la statistique de référence. Ce pourcentage global est de 29,4 pour les garçons et 27,2 pour les filles au lieu de 6,5 et 4,9 respectivement. Ceci met en évidence l'élévation considérable du taux des hernies chez les germains de sujets hernieux.

B) Etude comparative de la deuxième série d'observations.

Le nombre des descendants sains ou tarés de proposants hernieux est précisé par le tableau suivant :

TABLEAU V

Parents des proposants	♂ ♀	♂ h ♀	♂ ♀ h	♂ h ♀ h
Proposants	52	16	4	1
Descendants	♂ h	19	11	7
	♂	2	1	1
	♀	25	6	6
	♀ h	2	4	0

Le proposant étant ici un adulte, nous avons étudié ses descendants pour que les âges de nos sujets soient comparables à ceux des sujets de l'échantillon de référence.

Le pourcentage des hernieux est indiqué par :

TABLEAU VI

	♂ ♀	♂ h ♀	♂ ♀ h	♂ h ♀ h	Pourcentage global
Garçons .	9,5	8,3	12,5	0	9,5
Filles	7,4	40	0	0	13,3

Ici encore, la comparaison entre elles des diverses colonnes de ces tableaux ne permet pas de mettre en évidence de différences significatives, mais les résultats de la comparaison avec la statistique de référence sont assez nets puisque les pourcentages globaux de hernieux sont de 9,5 % au lieu de 6,5 chez les garçons, et de 13,3 % au lieu de 4,6 chez les filles (cette dernière différence est seule significative).

Il y a donc une élévation importante du taux des hernies chez les descendants de sujets hernieux.

C) Au total, pour l'ensemble des 177 familles, on arrive à 23,9 % de hernies chez les garçons et à 23,3 % chez les filles, au lieu de respectivement 6,5 % et 4,9 % dans la statistique de référence.

CONCLUSIONS

a) En vue d'une étude sur la prédisposition héréditaire aux hernies (inguinales surtout, crurales et ombilicales accessoirement) nous avons recueilli et analysé 177 familles.

b) Nous avons établi d'autre part un échantillon de référence de 1.074 sujets.

c) La comparaison de ces données a fait apparaître une augmentation considérable de la fréquence d'apparition de ces hernies parmi les germains et les descendants de hernieux.

d) La thèse d'une prédisposition héréditaire aux hernies trouve dans ces résultats un nouvel argument.

e) En raison du rôle capital que joue l'ambiance (facteurs d'amaigrissement, de laxité, de tension abdominale) dans l'extériorisation des hernies, un nombre considérable d'observations serait nécessaire pour pallier les fluctuations d'échantillonnage et préciser la nature de cette prédisposition héréditaire.

BIBLIOGRAPHIE

1. DECHAMBRE. — *Dictionnaire Médical*, t. 13, hen-her, chapitre hernies.
2. R. G. GATES. — *Human Genetics*. The Mac Millan Company, New-York, 1946.
3. N. KOBOZIEFF et N. A. POMRIASKINSKY-KOBOZIEFF. — Précis de génétique appliquée à la médecine vétérinaire, 1943, Paris.
4. N. KOBOZIEFF et N. A. POMRIASKINSKY-KOBOZIEFF. — Hernies héréditaires chez les animaux domestiques. Recueil de médecine vétérinaire d'Alfort (1951).
5. S. MAYO (Jr.). — *Proceedings of the staff meetings of the Mayo-clinic*, avril 1930, Rochester.
6. Jessie MOORE. — Hernies épigastriques. *Thèse*, 183, Paris, 1943.
7. G. SCHREIBER. — Un cas de hernie diaphragmatique congénitale avec hérédité herniaire. *Bull. Soc. de Péd. de Paris*, 1922, n° XX, pp. 189-192.
8. G. SCHREIBER. — Hérédité herniaire et hernie diaphragmatique congénitale. *Bull. Soc. d'Obstétrique de Paris*, 1908, n° XI, pp. 229-232.
9. E. STRANSKY-VINNE. — *Revue Française de Pédiatrie*, 1934, n° 2, tome X.

PARTICULARITÉS DE L'ÉCART D'ÂGE DES COUPLES DONT LE MARI EST ALCOOLIQUE

par H. DUCHÈNE, M. P. SCHÜTZENBERGER, J. BIRO et B. SCHMITZ

P LUSIEURS auteurs avaient signalé la fréquence qui leur paraissait caractéristique des hommes atteints d'alcoolisme chronique ayant épousé des femmes d'un âge très supérieur au leur. Cependant avant une étude d'Amarck (1951) aucun travail, à notre connaissance, n'avait envisagé une démonstration statistique de ce qui restait une impression clinique. Sans pouvoir entrer dans les détails d'une analyse qui paraîtra *in extenso* ultérieurement, bornons-nous à remarquer :

1° que l'hypothèse accordant une valeur à une telle constatation relève de la conception suivant laquelle une partie (difficile à évaluer) des alcooliques chroniques présentent des perturbations de la personnalité dont les excès de boissons ne sont qu'un aspect ;

2° qu'il n'est pas question de considérer le mariage d'un homme avec une femme plus âgée que lui comme nécessairement pathologique, mais que ce fait prend une valeur significative, dans notre société actuelle, soit dans une analyse individuelle approfondie qui le rattache à des troubles de la maturation affective, soit lorsqu'une différence statistique avec la population moyenne est constatée pour un groupe d'individus. C'est cette deuxième éventualité que nous avons essayé d'étudier ;

3° un tel travail nous paraît entraîner des considérations méthodologiques de la plus haute importance pour la recherche psychiatrique. Nous reviendrons ultérieurement sur ces points théoriques.

II. — SCHÉMA GÉNÉRAL DE L'ENQUÊTE

a) Le groupe des alcooliques est formé par les hommes adressés à la consultation spéciale de désintoxication pour alcooliques de l'un de nous entre son ouverture le 31 mars 1948 et le 31 mars 1951 à l'exception :

— de 8 cas d'alcoolisme trop douteux pour être retenus ;

— des célibataires, bien entendu, mais même de ceux qui, vivant en concubinage, depuis de nombreuses années sont considérés comme mariés par leur entourage ;

— des remariages après divorce ou veuvage, le premier mariage étant seul retenu.

Nous avons pu nous fonder, en définitive et sans autre sélection, sur 145 hommes mariés dont l'alcoolisme était plus ou moins ancien et grave, mais incontestable.

b) Il était fort difficile de constituer un groupe de contrôle, la statistique générale de la France ne donnant les écarts d'âge que par tranche de 5 ans. Nous avons donc réuni les âges des conjoints sur 300 fiches prises au hasard parmi les allocataires des Caisses d'Allocations Familiales. Ce groupe paraissait d'emblée et comme l'expérience l'a montré, relativement sélectionné et différent de la population générale.

Nous avons heureusement bénéficié d'un travail tout récent de P. Gasc (*Journal de la Société de Statistique de Paris*) (1) donnant pour 1948 la répartition des mariages suivant la différence par année d'âge des époux.

III. — RÉSULTATS GLOBAUX

Proportions pour 1.000 mariages en France en 1948 (P. Gasc)		Différence d'âge en années révolues	Répartition des 145 alcooliques d'une consultation spécialisée	
Mari moins âgé que sa femme	Mari plus âgé que sa femme		Mari moins âgé que sa femme	Mari plus âgé que sa femme
70,2	82,5	0	9	5
47,0	101,4	1	10	11
31,5	102,5	2	7	12
21,2	93,6	3	4	10
14,6	80,4	4	2	13
10,1	67,0	5	5	6
7,1	53,4	6	3	10
5,4	41,1	7	2	6
4,0	31,3	8	3	5
3,0	23,8	9	2	4
2,2	18,9	10	1	—
1,9	14,9	11	3	3
1,4	11,9	12	1	—
1,0	9,8	13	1	2
0,8	7,4	14	—	1
0,6	5,8	15	—	2
0,4	4,5	16	—	—
0,3	3,4	17	—	1
0,2	2,7	18	1	—
0,2	2,2	19	—	—
0,6	8,1	20 et plus	—	—
Ensemble	223,7	776,3	54	91
%	22,37	77,6	37,3	62,7

La différence de distribution entre les deux groupes est hautement significative, comme les calculs le montrent facilement.

Année 1952 1952-6. Particularités de l'écart d'âge des couples dont le mari est...

SEM. HÔP. PARIS
14 JUIN 1952

PARTICULARITES DE L'ECART D'AGE DES COUPLES

— 1858 —

En se limitant aux maris plus jeunes que leurs femmes, on constate en outre dans le groupe des alcooliques, un excès de sujets à grande différence d'âge comme en témoigne le simple tableau suivant :

Maris plus jeunes que leurs femmes	Pour 1.000 mariages en 1948		Pour 145 alcooliques	
	Nombre	%	Nombre	%
— de 0 à 5 ans.....	194,6	19,46	37	25,4
— de plus de 5 ans .	29,1	2,91	17	11,7
Total	223,7	22,37	54	37,3

IV. — DISCUSSION

La signification des différences observées dans l'écart d'âge des époux suivant qu'il s'agit d'alcooliques ou de l'ensemble des mariages en France, en 1948, doit tenir compte d'un grand nombre de considérations :

1° La définition de l'alcoolisme, le mode de recrutement de la consultation ayant fourni les alcooliques sont susceptibles d'intervenir dans les caractéristiques observées ;

2° La répartition des écarts d'âge dans la population globale est une donnée démographique sur laquelle nous possédons assez peu de documents et qui est susceptible sans doute de variations suivant l'époque, la région, etc...

D'ores et déjà, deux constatations importantes doivent être envisagées dans l'interprétation des chiffres précédents :

a) *L'âge au mariage* est susceptible d'intervenir, les hommes ayant évidemment plus de chances (et peut-être plus de tendances) d'épouser une femme d'un âge égal ou supérieur lorsqu'ils se marient très jeunes.

La répartition de nos 145 alcooliques en fonction de leur âge au mariage et de leur date de naissance (la moyenne d'âge au mariage s'étant abaissée dans les 80 dernières années) n'a pas apporté de preuves d'hétérogénéité et il ne semble pas possible d'établir une variation importante du phénomène.

Néanmoins la comparaison avec le groupe de contrôle des Allocations familiales met en évidence une proportion de 19 % de sujets nés après 1920 contre 7 % dans le groupe des alcooliques.

Bien que les 37,3 % d'alcooliques plus jeunes que leurs femmes représentent une différence significative avec l'ensemble des mariages français en 1948 (où ils n'atteignent que 22,4 %) il faut faire les réserves qui découlent d'un âge au mariage s'écartant dans les deux groupes parce que :

— notre population d'alcooliques est essentiellement urbaine, ce qui favorise les unions précoces ;

— nos alcooliques ont une moyenne d'âge plus élevée, ce qui peut agir en sens inverse.

b) Nous avons eu connaissance après notre enquête d'une remarquable étude danoise sur l'alcoolisme due à Amarck (2) dans laquelle le même problème a été étudié, avec des conclusions opposées puisque cet auteur n'a trouvé aucune différence statistiquement significative

entre les écarts d'âges des conjoints de son groupe d'alcooliques et des groupes de contrôle.

Mais en distribuant les chiffres de notre enquête sous la même forme que ceux d'Amarck, on remarque immédiatement, ce que confirme le calcul, qu'il n'existe pas de différence significative entre la distribution des écarts d'âges chez les alcooliques danois ou français, alors que cette différence est hautement significative pour les groupes de contrôle correspondants :

	Nombre total de cas	Age de la femme :					
		supérieur d'un an ou plus à celui du mari		égal à un an près à celui du mari		inférieur d'un an ou plus à celui du mari	
		Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%
Alcooliques Danois (Amarck)	105	29	27,6	13	12,4	68	60,2
Alcooliques Français	145	45	31	14	9,6	86	59,3
Recensement Danois de 1945			25,1		6,9		68
Marriages en France en 1948			15,3		16,27		68,3

De nombreux commentaires et de nouvelles recherches seraient nécessaires pour essayer de dégager la signification de l'excédent de femmes plus âgées que leur mari dans la population danoise, par rapport à la population française.

CONCLUSIONS

1° Les écarts d'âge entre conjoints observés sur 145 hommes alcooliques d'une consultation parisienne spécialisée comportent un excédent très significatif de femmes plus âgées que leur mari (37,3 %) par rapport à l'ensemble des mariages français en 1948 (où le chiffre correspondant est 22,37 %).

2° Un certain nombre de réserves nécessaires dans l'interprétation de ces chiffres ne permettent pas encore de donner à cette constatation une valeur confirmative de l'hypothèse suivant laquelle ce fait caractériserait des troubles de la personnalité chez certains alcooliques. Cependant on peut espérer que des études en cours éclairciront le sens exact des résultats acquis.

RÉSUMÉ

Dans le cadre des facteurs progénésiques susceptibles d'influencer les caractères normaux ou pathologiques somato-psychiques de la descendance, l'écart d'âge entre conjoints a été beaucoup moins souvent étudié que l'âge respectif de chacun d'eux.

En fait, la plupart des travaux de génétique humaine postulent que la répartition des unions légitimes est régie par le hasard. Cependant depuis plusieurs années, R. Turpin et d'autres avaient signalé combien critiquable était ce postulat qui est infirmé déjà par la constatation du taux d'unions consanguines.

APPLICATIONS BIOMÉTRIQUES DE LA THÉORIE DE L'INFORMATION

par M. P. SCHÜTZENBERGER

L'IMPORTANCE accordée par la statistique moderne à la planification préalable des expériences et des observations est peut-être l'aspect le plus frappant de son développement actuel.

Au lieu de considérer comme données antérieurement à l'intervention du statisticien les expériences et leurs résultats et de chercher seulement alors à en extraire le maximum d'informations, le statisticien actuel doit plutôt s'efforcer de prévoir comment doit être organisée la technique d'observation afin qu'en découlent au mieux les renseignements qu'il sollicite. Ainsi sont nées, par exemple, des méthodes telles que l'analyse séquentielle à laquelle nous avons déjà consacré un article dans cette revue (5) qui permet à précision égale de réduire en moyenne de moitié le nombre des observations nécessitées par un contrôle statistique ; c'est aussi le cas des techniques de « design of experiment » de l'analyse de variance grâce auxquelles, à coût égal, la sécurité et la richesse des conclusions possibles sont considérablement augmentées. Les méthodes que nous exposerons ici ont ce même caractère d'économie d'observations et d'accroissement du rendement en information par le choix préalable d'un schéma opératoire adapté au but poursuivi, et elles semblent pouvoir trouver un large emploi aussi bien dans la recherche théorique que dans les applications industrielles et ceci tout particulièrement en biologie où nombre d'épreuves entraînent le sacrifice d'un animal.

Un exemple : Le dépistage de la syphilis.

Pour illustrer d'un cas concret la méthode que nous voulons exposer nous prendrons l'exemple familier du dépistage des réagines syphilitiques par la réaction de Bordet-Wasserman, exemple qui présente en outre l'avantage de correspondre à des essais effectués pendant la guerre aux U.S.A. avec des techniques voisines de celles que nous préconisons.

Prenant avantage de la sensibilité de la réaction, Dorfman (1) avait suggéré d'effectuer celle-ci, non pas sujet par sujet mais sur le mélange des sérums de x sujets : si aucun de ceux-ci ne contient de réagines

la réaction sera négative (1) et, d'un seul coup, les x sujets seront diagnostiqués. Si au contraire un ou plusieurs des sujets présentent une réaction positive, il en sera de même pour le mélange des sérums et l'on retestera chacun des individus du groupe : appelons p la probabilité pour un sujet de présenter un B.W. positif, l'on a manifestement les relations suivantes :

Probabilité pour que le mélange des sérums de x sujets donne une réaction négative : $(1-p)^x$.

Probabilité pour qu'au moins un sujet du groupe de x présente une réaction positive : $1-(1-p)^x$.

En moyenne, on effectuera donc pour chaque groupe de x sujets, un nombre de tests égal à $1+x[1-(1-p)^x]$ et l'on voit que pour p petit (ce qui est en général le cas) et x convenablement choisi, cette valeur sera très largement inférieure aux x tests nécessités par la méthode courante.

Par exemple, pour $p = 1/1000$, un millier de sujets seront diagnostiqués au moyen de 196 tests en moyenne seulement en utilisant un groupage de sérums 11 par 11, soit une économie de plus de 80 %. Nous verrons plus loin que la technique de Dorfman peut être améliorée et ce nombre réduit à 150 par une application conséquente du même principe général, c'est-à-dire en retestant des mélanges de sérums prélevés dans certains sous-groupes du groupe initial.

L'on voit aussi qu'une méthode analogue aurait pu être employée dans des types de problèmes beaucoup plus variés que ceux considérés par Dorfman. Nous nous limiterons à étudier ici les cas où l'on peut utiliser la méthode pour estimer la proportion des sujets malades dans une certaine population, ou bien encore pour se procurer un certain nombre de sujets dont le sang contiendrait la réagine cherchée et dont on aurait besoin pour telle ou telle recherche de laboratoire ou encore, inversement, pour sélectionner un lot de sujets sains, etc... Ces divers exemples correspondraient respectivement à ce que nous appellerons plus loin les pro-

(1) Il serait probablement plus juste de dire que la réaction est « nulle » plutôt que « négative », mais nous nous conformons à cet usage dans toute la suite de cet article.

Année 1952 1952-7. Applications biométriques de la théorie de l'information

SEM. HÔP. PARIS
14 JUIN 1952

APPLICATIONS BIOMETRIQUES DE LA THEORIE DE L'INFORMATION

— 1860 —

blèmes de *diagnostic, d'estimation* et de *triage*, ce dernier cas se distinguant du premier en ce que le diagnostic d'un sujet malade (ou sain) est considéré comme seul but de l'expérimentation, et que le diagnostic d'un sujet du type non recherché est considéré comme ne présentant aucun intérêt.

Le domaine d'application de la méthode.

Il est évident que le champ d'application de semblables méthodes est beaucoup plus vaste. Sous réserve de certaines hypothèses, on pourra faire appel à elles chaque fois qu'une observation (un test) unique portant sur un groupe de x objets permettra de garantir :

- Soit que ces objets appartiennent tous à un même type, que nous appellerons « neutre » (ou, pour abrégé N) et qui serait dans l'exemple précédent l'état normal. Nous dirons alors que le résultat du test est « négatif » ;
- Soit qu'au moins un d'entre eux appartient au type *marqué* (pour abrégé M) et qui était représenté dans notre exemple par la présence de réagines dans le sérum. Nous dirons alors que le résultat du test est « positif ».

Nous avons réuni ci-dessous quelques exemples typiques qui rendront tout à fait claire cette notion. On remarquera que dans certains cas la définition des types N ou M dépend essentiellement de la technique d'observation employée. Par exemple dans les déterminations

TABLEAU I

Objets	Technique d'observation	Objets de type « N »	Objets de type « M »
Groupes sanguins O ou A et B ou AB	Réaction d'agglutination avec sérum A.	Groupe A et O	Groupe B et AB
Groupes sanguins O ou B et A ou AB	Réaction d'agglutination avec sérum B.	Groupe B et O	Groupe A et AB
Urines de sujets éventuellement excréteurs d'acide phénylpyruvique..	Test au perchlore de fer.	Sujets normaux	Sujets excréteurs
Appareils électriques.	Mise en série et vérification du passage du courant.	Appareils en état de marche	Appareils hors d'état de marche
Séquence de calculs numériques ..	Vérification du résultat final (on suppose qu'une compensation des erreurs est absolument improbable).	Opérations exactes	Opérations erronées
Produit de nombres quelconques	Observation de la valeur nulle ou non du résultat final.	Nombres différents de zéro	Nombres égaux à zéro
Produit de chiffres non nuls ..	Observation de la valeur paire ou impaire du résultat final.	Nombres impairs	Nombres pairs
Gènes mendéliens	Détermination du phénotype.	Allèles récessifs	Allèles dominants
Prélèvements bactériologiques	Ensemencement.	Prélèvements aseptiques	Prélèvements septiques

des groupes sanguins les sujets A sont « neutres » pour le sérum A mais « marqués » pour le sérum B. En revanche les sujets « O » sont toujours « neutres » à ce point de vue dans les tests classiques et les sujets A B toujours « marqués ». Il n'est pas besoin d'insister par conséquent sur le fait que si, *relativement à l'observation du phénotype*, les gènes récessifs se comportent comme des caractères de type N, il n'existe absolument aucune liaison autre que fortuite entre notre classification et les phénomènes de la génétique (par exemple l'arrération mentale phényl-pyruvique s'hérite selon le mode *récessif* et, relativement à la réaction au perchlore de fer d'un mélange d'urines, la présence de cette anomalie doit être considérée comme étant de type M).

Enfin il faut encore rappeler que notre discussion sera essentiellement théorique en ce sens que nous n'envisagerons pas dans chaque cas les limitations inhérentes à la technique d'observation : il est évident que quelle que soit la sensibilité du test au perchlore de fer il serait absurde de tester par une seule réaction en mélangeant leurs urines 2.000 malades mentaux, sous prétexte que ce nombre serait optimal du point de vue du « design of experiment ». Mais il serait dans ce cas précis probablement aussi peu fondé de refuser de procéder à un groupage des sujets disons 10 par 10 qui, représentant une sérieuse économie de temps, permettrait donc d'examiner beaucoup plus de sujets et, par exemple, de mieux estimer dans une population la fréquence du gène responsable de l'anomalie.

De même nous ne discuterons pas la possibilité (que nous supposons systématiquement être exclue a priori) d'une éventuelle interaction entre les objets composant un groupe, soit que cette interaction fasse apparaître un résultat positif alors que tous les objets sont N, soit qu'elle risque au contraire de masquer la présence d'un objet M. Il ne peut s'agir là que de cas d'espèce, propres à telle ou telle technique et c'est le spécialiste seul qui a capacité, sur la base des indications fournies par le mathématicien, pour décider de la validité des méthodes proposées et des limites de leur application.

Il est à noter toutefois que, même dans le cas où il y a un risque d'interaction, divers artifices permettent d'employer ces méthodes : dans le cas du diagnostic de la syphilis, admettons que la probabilité soit inférieure à 1% par exemple, pour que les réagines d'un sujet malade soient masquées par une éventuelle interaction avec le sérum d'un autre sujet au hasard.

Nous groupons les sujets 15 par 15 de telle sorte que chacun d'eux appartienne à 3 groupes et ne se rencontre jamais associé 2 fois avec le même sujet, ce qui est d'ailleurs facile à réaliser (1). Nous avons alors moins de 2,5

(1) Voici la méthode la plus simple : On prend un lot de 225 sujets que l'on numérote conventionnellement par un couple de deux chiffres (a, b) a et b prenant toutes les valeurs de 1 à 15.

Les trois classes de groupages à effectuer sont alors obtenues en réunissant les sujets ayant :

- 1) Soit le même nombre a.
- 2) Soit le même nombre b.
- 3) Soit la même valeur de la différence a-b (si a est plus grand que b, ou 15+a-b si a est plus petit que b).

Par exemple (0,1) (12,4) (4,11) et (7,14) appartiennent à un même groupe.

chances sur mille pour qu'un malade passe inaperçu ce qui est une probabilité très faible et nous n'avons cependant effectué que 3 fois plus de test que dans la méthode la plus rapide, soit encore une réduction de plus de 50 % par rapport à la technique habituelle sujet par sujet. Nous ne discuterons pas ici les problèmes d'optimalité qui peuvent se poser en rapport avec une semblable procédure.

La représentation des schémas opératoires.

Dans la méthode de Dorfman le groupage des sérums n'intervenait qu'une seule fois. Il est évident que des schémas plus complexes, dans lesquels divers sous ensembles d'un même ensemble sont testés successivement, doivent être considérés si l'on veut donner une pleine efficacité à la méthode.

La manière la plus claire de décrire un schéma opératoire est d'employer une représentation graphique telle que la suivante :

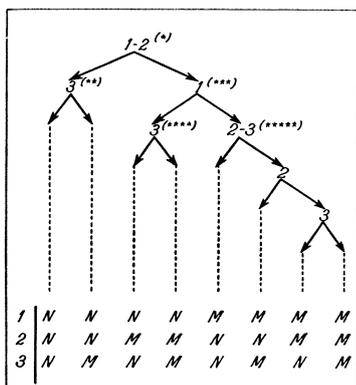


Fig. 1

L'arbre ci-contre (fig. 1) se lit de haut en bas.

Les objets 1 et 2 sont testés ensemble (*).

Si le résultat est négatif (flèche en bas à gauche) l'objet 3 est testé (**).

Si le résultat est positif (flèche en bas à droite) l'objet est alors testé seul (***).

Si ce résultat est négatif, 3 est testé à son tour (****) ; s'il est positif, 2 et 3 sont testés ensemble (*****) etc...

Au bout de chaque « branche » sont indiquées les conclusions que l'on peut tirer à la suite de la série des essais.

Un pareil schéma décrit parfaitement un ensemble de tests puisqu'il indique à chaque étape le nouveau test qu'il convient d'effectuer compte tenu des résultats antérieurs.

Les schémas réguliers.

Tous les schémas opératoires convenables a priori ne sont d'ailleurs pas utilisables pratiquement en raison de leur complexité trop grande qui risquerait d'entraîner des erreurs de procédure, d'autant plus graves qu'elles pour-

raient passer entièrement inaperçues. Nous nous limiterons donc à une catégorie particulièrement simple de schémas que nous appellerons « réguliers » et qui sont caractérisés par le fait que si un groupe de x objets testés ensemble a donné un résultat positif, les objets de ce groupe ne seront plus jamais testés que conjointement par la suite. Comme nous le verrons plus bas une conséquence de cette limitation est que, à chaque moment de la procédure, l'information que l'on possède relativement à un objet donné α est réduite à l'une des quatre possibilités suivantes :

- 1) α est M ;
- 2) α est N ;
- 3) α appartient à un groupe de x objets ayant donné un résultat positif ;
- 4) ? on ne sait rien sur α.

Nous excluons ainsi délibérément de ce travail les schémas trop complexes tel que celui indiqué dans la fig. 2

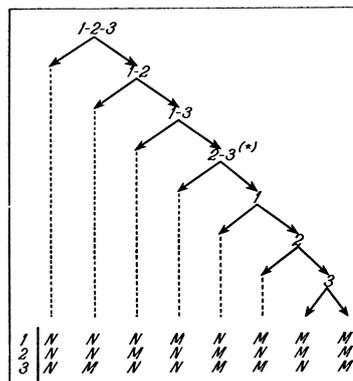


Fig. 2

(qui est pourtant optimal pour le diagnostic de 3 objets quand la probabilité commune que l'un de ceux-ci soit M est inférieure à

$$\frac{\sqrt{65}-7}{8} \approx 0,133).$$

puisque au moment désigné par (*) sur la figure notre information sur 1 n'appartient à aucune des quatre classes possibles énumérées ci-dessus.

Dans la pratique on peut le plus souvent considérer que la probabilité a priori pour un objet d'être de type M (ou N) a la même valeur « p » pour tous les objets. Nous ferons donc systématiquement cette hypothèse et il est évident que c'est seulement dans ce cas que nous pourrions dire que telle ou telle procédure est « optimale » c'est-à-dire comporte, pour la probabilité donnée p (que l'on connaît presque toujours à l'avance au moins de manière approximative) un nombre moyen minimum de tests.

Remarquons d'ailleurs qu'en général la détermination exacte de la procédure « la plus strictement optimale »

nécessiterait la connaissance précise (souvent à quelques unités pour cent près) de la valeur de p .

Trop souvent aussi nous sommes incapables de calculer a priori la meilleure procédure sans faire intervenir quelques tâtonnements : il doit donc être entendu que les schémas que nous proposons ne sont « optimaux » que dans un sens bien défini mathématiquement. On verra dans les exemples qu'ils assurent quand même un gain important (souvent dans l'ordre de 50 pour cent) par rapport aux méthodes habituelles.

Quelques remarques importantes s'imposent : si un test sur un ensemble de x objets, a donné un résultat positif et si un second test sur un ensemble de $y < x$ objets choisis parmi ces derniers donne lui aussi un résultat positif, nous n'avons plus aucune information sur les $x - y$ autres objets : ceci serait justifié aisément par le calcul et est d'ailleurs parfaitement intuitif.

Il en résulte que chaque fois que dans une séquence de tests nous aboutirons à un résultat positif, nous pourrions rejeter dans le lot initial certains éléments sur lesquels nous n'avons obtenu absolument aucune information bien qu'ils aient fait partie de groupes testés, ce qui permet de simplifier à la fois la discussion mathématique et la procédure opératoire.

D'autre part, il est évident que si un test sur 2 objets donne un résultat positif et que nous apprenons par la suite que l'un de ces objets est de type neutre, il est sûr que l'autre est de type marqué sans qu'il soit besoin d'un nouveau test, d'où une nouvelle raison d'économie de ce mode d'expérimentation.

Il n'entre évidemment pas dans nos intentions de faire ici la théorie mathématique de ces questions et nous nous bornerons à donner des règles pratiques et des illustrations concrètes pour chacune des trois variétés de problèmes que nous avons évoqués plus haut.

1) *Diagnostic* : étant donné un certain nombre d'objets, déterminer le type N ou M auquel appartient chacun d'eux.

2) *Estimation* : estimer par sondage la fréquence du type M (ou N) dans une population supposée très nombreuse.

3) *Triage* : Extraire d'une population (supposée aussi très nombreuse) un nombre donné à l'avance des objets, soit appartenant au type M, soit appartenant au type N.

PROBLÈMES DE DIAGNOSTIC

Règle : A chaque stade de l'expérience choisir le nombre x d'objets testés simultanément de telle sorte que la probabilité d'un résultat positif ou négatif soit la plus voisine possible de $1/2$.

1^{er} Exemple : une technique de préparation d'un produit biologique donne avec une certaine régularité environ 10 % d'unités présentant un défaut. Ce défaut a un caractère « marqué » par rapport aux unités qui sont « neutres » et relativement à une certaine technique de contrôle (par exemple le défaut est constitué par une certaine impureté provoquant une réaction caractéristique). Comment tester le plus économiquement les résultats

de la fabrication d'une série ? : si nous testons chaque unité nous avons à chaque fois 90 chances pour 100 d'obtenir un résultat négatif ; si nous groupons les unités par deux et que nous testons le mélange cette proportion descend à $90/100 \times 90/100 = 81/100$; à un groupage par 3 correspond une probabilité de $73/100$; à un groupage par 4 : 66 p. 100 ; par 5 : 59 p. 100 ; par 6 : 53 p. 100 ; par 7 : 48 p. 100. C'est donc cette dernière valeur qu'il faut retenir et la méthode optimale consistera (si cela est techniquement possible) à tester les mélanges des prélèvements effectués dans 7 unités qui se trouveront vérifiées d'un seul coup si le résultat du test est négatif. S'il est positif c'est qu'au moins une des 7 unités est marquée.

Si nous testions alors une seule de celle-ci la probabilité d'un résultat négatif serait $\frac{0,9 - (0,9)^7}{1 - (0,9)^7}$, soit à peu près 0,72 ; si nous en testions 2 cette probabilité deviendrait $\frac{(0,9)^2 - (0,9)^7}{1 - (0,9)^7} \neq 0,55$ et 0,40 si nous en testions 3 à la fois.

Il convient donc de prendre 2 unités et de les tester ensemble. Si le résultat est positif nous testerons l'une d'elle et nous ne saurons plus rien sur les 5 unités laissées de côté. Il faut donc les retester en bloc, mais il est plus économique d'y adjoindre 2 nouvelles unités afin de se rapprocher du chiffre optimal de 7 conformément aux remarques faites plus haut. On a donc un schéma tel que le suivant (fig. 3).

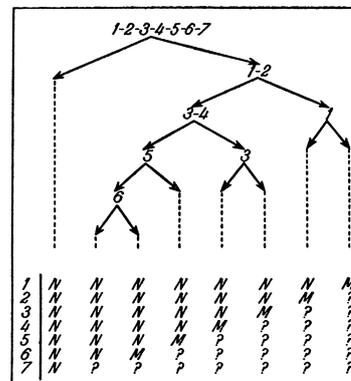


Fig. 3

2^e Exemple : Soit à déterminer le seuil de gustation d'un sujet à la phényl-thiocarbamide.

L'on peut considérer comme neutre (au sens spécial où nous employons ce mot ici) le caractère : « ne trouve pas le goût pour des concentrations inférieures à C ». La règle indiquée plus haut nous montre alors que la procédure la plus rapide pour trouver le seuil, consiste à tester le sujet à chaque fois avec des concentrations telles que l'on ait une chance sur 2 de lui voir trouver du

goût à la solution, ce qui est assez facile si l'on possède une estimation empirique de la distribution des seuils dans la population à laquelle appartient le sujet.

3^e Exemple : dépistage d'une erreur dans un tableau d'intercorrélations : on peut supposer que les erreurs sont très rares et indépendantes et sachant qu'une erreur s'est glissée dans le calcul des intercorrélations entre un grand nombre x de variables, on cherche à « retrouver » celle-ci. La méthode la plus expéditive consiste à utiliser la formule classique pour chaque groupe de y variables

$$\text{var}(\Sigma a_i) = \Sigma \text{var}(a_i) + 2 \Sigma \text{cov}(a_i, a_j)$$

en calculant directement le membre de gauche et en déduisant la valeur du membre de droite des chiffres à contrôler. D'après les hypothèses faites la chance pour les tests de donner un résultat négatif sera la plus voisine de 1/2 si $[\frac{y}{2}] = 1/2 [\frac{x}{2}]$ c'est-à-dire si y est l'entier le plus voisin de $\frac{1 + \sqrt{2x^2 - 2x + 1}}{2} \neq \frac{x\sqrt{2}}{2}$

Si la vérification donne un résultat positif c'est qu'il y a une erreur parmi les y variables. On opérera alors sur elles comme on a opéré sur les x premières ; si elle donne un résultat négatif $[\frac{y}{2}]$ covariances auront été vérifiées d'un coup. Pour continuer la vérification, le plus simple est d'employer la même formule mais cette fois-ci en ajoutant z variables aux y précédentes et ceci de telle sorte que :

$$[\frac{y+z}{2}] - [\frac{y}{2}] = 1/2 \{ [\frac{x}{2}] - [\frac{y}{2}] \}$$

Si le résultat est positif c'est qu'il y a une erreur parmi l'une des covariances entre les y premières variables et les z suivantes ou dans les covariances entre ces dernières. Sinon on ajoutera encore z' nouvelles variables conformément à la règle de la probabilité 1/2.

PROBLÈMES D'ESTIMATION

Nous ne démontrerons pas le théorème suivant qui joue un rôle fondamental et qui est d'ailleurs assez intuitif.

Si on se limite aux schémas réguliers tels que nous les avons définis, la précision la plus grande à coût égal est obtenue en choisissant à chaque fois x nouveaux objets, x étant tel que la probabilité d'un résultat négatif soit le plus près possible d'une certaine constante pratiquement égale à 1/5.

Comme on le voit facilement la méthode revient simplement à estimer d'abord q^x puis \hat{q} au lieu de q (q : fréquence des caractères N), a et b désignant respectivement le nombre de test ayant donné un résultat

positif et négatif on a : $\hat{q} = \left(\frac{b}{a+b} \right)^{1/x}$ ce qui est

l'estimation par le maximum de vraisemblance dont la variance est : $(a+b)^{-1} q^{2-x} (1-q)^x x^{-2}$.

On remarquera que pour $x = 1$ on a la formule habituelle

$$(a+b)^{-1} q(1-q)$$

et, pour $x = 2$, la formule donnant la variance dans l'estimation de la fréquence d'un gène :

$$0,25 q^{-1} (1-q)^2$$

Exemple : l'on sait d'avance que la fréquence d'un certain caractère de type N est de l'ordre de 0,9. Quel doit être le groupage qui donne la plus grande précision dans l'estimation de cette probabilité ?

Les tables indiquent que la quinzième puissance de 0,9 est 0,206, la seizième puissance étant 0,185. On groupera les objets 15 par 15 et l'estimation p de p pour m semblables opérations aura une variance de 0,0123 m au lieu de 0,090 m avec une méthode d'observation objet par objet. La précision est donc 7 fois plus grande à coût égal.

Le tableau I donne pour x plus petit ou égal à 20 les valeurs limites de p pour lesquelles chaque groupage est efficace : ainsi dès que p est inférieur à 1/3 il est fructueux de tester par groupes de 2, et par groupes de 3 dès que p est inférieur à 0,525, etc... Réciproquement le tableau II donne les valeurs optimales de x pour les petites valeurs de p .

TABLEAU I

TABLEAU II

Valeurs de x	Valeurs limites de p	Valeurs de p	Valeurs optimales de x
1		0,10	15
2	0,67	0,09	17
3	0,51	0,08	19
4	0,31	0,07	22
5	0,30	0,06	26
6	0,25	0,05	31
7	0,22	0,04	39
8	0,19	0,03	52
9	0,17	0,025	63
10	0,15	0,02	78
11	0,14	0,015	105
12	0,13	0,010	157
13	0,12	0,005	320
14	0,11	0,002	798
15	0,10	0,001	1.592
16	0,10		
17	0,09		
18	0,09		
19	0,08		
20	0,08		

Il est à noter que le gain réalisé par l'emploi du groupage convenable est d'autant plus grand que p est plus petit (il croît sans limite quand p tend vers zéro ce qui est d'ailleurs naturel *a priori*).

Il est intéressant de compléter par quelques remarques élémentaires la discussion dans le cas où, en raison d'une sensibilité insuffisante de test, il se pourrait que le groupage de ces objets risque de donner un résultat négatif alors que le groupe contient un objet marqué. Nous supposerons pour simplifier que l'inverse est impossible (si tous les objets sont N alors le test est toujours négatif) et que l'on connaît la probabilité s d'un résultat faussement négatif.

Avec les mêmes notations que précédemment, q est estimé par : $\hat{q} = \left(\frac{b + a(1-s)}{b + as} \right)^{1/x}$ et a pour variance :

$$q^{2-2x} s^{-1} x^{-2} (a+b)^{-1} (1-q)^2 (1-s+sq)^2$$

SEM. HÔP. PARIS
14 JUIN 1952

APPLICATIONS BIOMETRIQUES DE LA THEORIE DE L'INFORMATION

— 1864 —

Une étude complète de l'optimalité de la procédure exigerait une connaissance de s en fonction de n . Nous nous bornerons à faire observer que si s est voisin de 1, ce qui est en général le cas, la variance ne diffère guère de sa valeur dans le cas idéal que par un facteur s^{-1} et que ce changement est pratiquement négligeable par rapport à la réduction considérable que procure le groupage, ce qui montre que la méthode reste applicable sans modification si l'on connaît s avec assez de précision.

PROBLÈME DE TRIAGE

Deux cas sont évidemment à distinguer selon que l'on se préoccupe de trier les objets porteurs du caractère N ou les objets porteurs du caractère M.

Dans le premier cas, le plus simple, il est facile de voir que x doit être le plus voisin possible d'une racine de l'équation : $p^x + x \log p = 0$.

Pour les valeurs courantes de p on obtient les chiffres suivants :

- $p = 0,75 : x = 2$
- $p = 0,80 : x = 3$
- $p = 0,85 : x = 4$
- $p = 0,90 : x = 5$
- $p = 0,925 : x = 7$
- $p = 0,95 : x = 11$

Par exemple, si l'on puise dans un stock très grand d'appareils électriques et si 90 % d'entre eux sont en état de marche, on en tirera en moyenne 2,95 par opération si on les teste 5 par 5, alors qu'un contrôle unité par unité abaisserait ce rendement à 0,9, soit à plus de trois fois moins.

Le problème est plus compliqué quand ce sont les objets porteurs de caractère M que l'on cherche à extraire. La méthode que nous proposons n'est qu'asymptotiquement optimale pour des valeurs de p très voisines de 1, c'est-à-dire quand les objets à extraire sont rares.

On peut alors procéder de la manière suivante : on prend un groupe de x objets où x est choisi de telle sorte que p soit le plus voisin possible de 0,5125 et on le teste en bloc. Si le résultat est négatif, on recommence sur un autre lot, puis sur un troisième, etc., jusqu'à ce que le résultat soit positif. On est alors sûr que ce dernier groupe de x objets en contient au moins un du type marqué. Pour déterminer celui-ci on procède par dichotomies successives en prenant des groupes de $x/2, x/4, x/8...$, ou plutôt de l'entier le plus voisin de $x/2, x/4, x/8...$ Il est clair que si q est voisin de 1 et si x est grand, on obtiendra en moyenne $1 - q^x$ objets pour un total de $1 + (1 - q^x) \log_2 x$ opérations d'où, par un calcul élémentaire, la condition que nous avons indiquée plus haut relativement à la valeur optimale de x pour p donné à l'avance.

Dans l'exemple précédent si l'on essayait cette fois de trouver des appareils électriques défectueux on les testerait 6 par 6 conformément au schéma opératoire de la figure 4. La méthode permet d'extraire une pièce défectueuse pour 5 essais en moyenne, alors qu'un contrôle pièce par pièce exigerait 2 fois plus d'opérations.

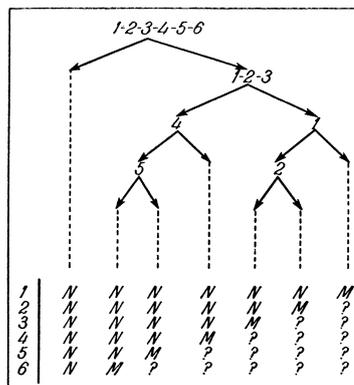


Fig. 4

CONCLUSIONS

S'il nous était permis d'ajouter quelques remarques de nature technique sur les méthodes que nous venons de décrire ce serait pour souligner l'unité qui existe entre les trois problèmes traités : *diagnostic, estimation, triage*. Cette unité qui a des raisons de nature physique profonde tient au fait que dans chaque cas il est possible de construire une expression mathématique appropriée mesurant en quelque sorte la valeur, l'efficacité de chaque observation élémentaire : dans le premier cas cette expression est l'information au sens Wiener-Shannon (7, 11) qui a les dimensions d'une entropie et qui mesure notre ignorance de la nature exacte de chacun des objets. Dans le second cas c'est l'information au sens de R. A. Fisher (2) qui a les dimensions de l'inverse d'une variance et qui mesure notre incertitude sur la vraie valeur de p . Dans le troisième cas, enfin, il s'agit d'un type nouveau d'information que nous avons défini ailleurs (6) et qui mesure d'une certaine manière la richesse de l'échantillon en la catégorie d'objets que l'on cherche à extraire. Dans les trois cas cette information intervient dans une relation d'incertitude étroitement apparentée aux relations d'incertitude de la physique théorique (3) et permet le calcul d'une limite supérieure de l'efficacité de toute méthode concevable : il faut au moins $x(p \log p + q \log q)$ observations pour diagnostiquer x objets, la variance d'une estimation utilisant x objets ne saurait être inférieure à $x p(1-p)$ etc... Dans les trois cas selon une démarche extrêmement générale elle aussi, la solution pratique [la « stratégie » dans un sens très voisin de celui de von Neumann (10)] est obtenue en maximisant (compte tenu des particularités de la technique expérimentale) à chaque nouvelle observation la quantité d'information spécifique qu'elle peut apporter.

Enfin dans tous les cas ces « informations » découlent d'une équation fonctionnelle qui les fait apparaître ainsi que nous l'avons montré ailleurs (7) comme les cas les plus simples d'un certain type de fonctions contenant

28^e ANNÉE
N° 44

A TRAVERS LA LITTÉRATURE MÉDICALE

— 1865 —

également l'indice dit « de chi-carré » des statisticiens et même l'expression de certaines distributions de la physique quantique.

BIBLIOGRAPHIE

- (1) R. DOREMAN. — *Ann. Math. Stat.*, 1943, 14, p. 436.
- (2) R. A. FISHER. — *Proc. Roy. Soc.*, 1934, 146, p. 1.
- (3) D. GABOR. — *Journ. Ind. Elect. Eng.*, 1946, 93 (111), p. 429.
- (4) J. RIGUET. — Les relations binaires. *Thèse Paris*, 1951.
- (5) M. P. SCHÜTZENBERGER. — *Semaine des Hôpitaux*, 1949, n° 60, p. 2562.
- (6) M. P. SCHÜTZENBERGER. — *Comptes rendus Ac. Sc.*, 1951, (232), p. 525.
- (7) M. P. SCHÜTZENBERGER. — *Comptes rendus Ac. Sc.*, 1951 (232), p. 1085.
- (8) C. SHANNON. — *The BELL system Techn. J.*, 1948, 27, p. 379.
- (9) J. VILLE et M. P. SCHÜTZENBERGER. — *Comptes rendus Ac. Sc.*, 1951 (232), p. 206.
- (10) J. VON NEUMAN and O. MORGENSTERN. — *Theory of games and economic behaviour*, 1948.
- (11) N. WIENER. — *Cybernetics*, 1948, p. 47.

(Travail du Centre de Génétique de l'Hôpital St-Louis. Subventionné par l'Institut National d'Hygiène et le Fonds d'Etudes de la Société Médicale des Hôpitaux de Paris).

Année 1952 1952-8. De l'influence sur les caractères physio-pathologiques de...

LA SEMAINE DES HOPITAUX

28^e ANNÉE
NUMÉRO 18
6 MARS 1952

ORGANE FONDÉ PAR L'ASSOCIATION
D'ENSEIGNEMENT MÉDICAL DES HOPITAUX DE PARIS

DE L'INFLUENCE SUR LES CARACTÈRES PHYSIO-PATHOLOGIQUES DE L'ENFANT DE SON RANG DE NAISSANCE ET DE L'ÂGE DE SES PROGÉNITEURS

par R. TURPIN, H. DUCHÊNE, M. P. SCHUTZENBERGER et J. SUTTER

A mesure que se développe la Médecine, le domaine des investigations étiologiques s'accroît.

Tout d'abord limité aux causes immédiates, aux agressions toxi-infectieuses qui menacent l'individu après sa naissance, ce domaine englobe aujourd'hui les influences qui s'exercent avant la conception même, par l'intermédiaire des procréateurs, puis avant la naissance, par l'intermédiaire de l'organisme maternel.

Pour mettre de l'ordre dans cette suite de causes anématales, il était naturel de séparer les causes pathologiques, toxi-infectieuses, parasitaires, carencielles, des causes dites physiologiques.

Ce sont ces dernières que nous avons considérées dans notre rapport.

Notre étude porte donc sur l'influence éventuelle qu'exerce sur l'individu l'âge de ses parents, son rang de naissance, l'intervalle qui sépare sa naissance de celle qui la précède et de celle qui la suit, le nombre de ses frères et sœurs.

Cette énumération laisse certainement dans l'ombre diverses causes que nous entrevoyons déjà, telle la durée de la grossesse, d'autres que nous ne soupçonnons même pas. Mais elle a l'avantage de grouper des facteurs étiologiques, inhérents à l'évolution dans le temps des organismes procréateurs, de la famille.

Tantôt ces facteurs semblent traduire un phénomène d'inadaptation chez une primipare, tantôt un phénomène de sénescence, déséquilibre hormonal ou altération utéro-ovarienne, tantôt des modifications plus mystérieuses de l'ambiance favorisant ou non la pénétrance, l'expressivité d'un gène.

Bien souvent donc, ce retentissement sur l'enfant de l'évolution dite physiologique de ses procréateurs sera surtout d'ordre pathologique.

Les recherches poursuivies dans ce domaine n'apportent pas de réponse, il s'en faut de beaucoup, à tous les problèmes posés. Elles ne sont bien souvent que le prélude de nouveaux travaux. Pour la commodité de la description nous avons séparé

- les caractères somatiques,
- des caractères intellectuels.

I. — CARACTÈRES SOMATIQUES

Dans le groupe des caractères somatiques prennent place :

les faits relatifs aux chances de vie de l'individu :

— problèmes de stérilité, d'avortement, de mortalité néo-natale, de prématurité, de longévité ;

les faits relatifs aux chances d'être garçon ou fille, de naître ou non avec un partenaire jumeau : problèmes de détermination du sexe, de la gémeité ;

les faits relatifs aux chances d'être affligé d'une malformation congénitale.

a) Les problèmes de détermination du sexe, de détermination de la gémeité ont particulièrement retenu l'attention.

Le taux de masculinité à la naissance, c'est-à-dire la proportion des naissances de garçons dans l'ensemble de toutes les naissances, ne peut être entièrement expliqué par la fécondation suivant les lois du hasard de l'ovule par un spermatozoïde, mâle ou femelle. Les résultats ne sont pas tout simplement ceux du tirage successif des boules d'une urne emplie de quantités rigoureusement égales de boules blanches et rouges. La détermination du sexe est solidaire, à un très faible mais réel degré, du rang de naissance et de l'intervalle entre les naissances.

Du rang de naissance, car les garçons sont un peu plus nombreux parmi les premiers nés que parmi les suivants. Cette différence est bien faible, elle n'excède pas 1 p. 100.

De l'intervalle entre les naissances car il existe une liaison intrinsèque faible, mais indiscutable entre le sexe d'enfants successifs. Il y a un peu plus de chances de voir naître après un garçon, un garçon, après une fille, une fille.

Ce phénomène nous explique que les séquences de garçons ou de filles sont plus nombreuses que ne le voudraient les lois du hasard, si les naissances étaient indépendantes les unes des autres.

En outre, le sexe des enfants successifs est corrélatif de la durée de l'intervalle qui les sépare.

Les intervalles limités par deux enfants de même sexe sont plus courts que ceux limités par deux enfants de sexe opposé.

Les intervalles commençant par une fille sont plus courts que ceux qui commencent par un garçon.

Tout se passe comme si l'organisme maternel réagissait au sexe du fruit de la conception assez longtemps pour influencer sur le sexe de l'enfant suivant.

Après la naissance d'un garçon, période androphile favorable aux embryons mâles ou défavorable aux em-

Année 1952 1952-8. De l'influence sur les caractères physio-pathologiques de...

SEM. HÔP. PARIS
6 MARS 1952

SUR LES CARACTERES PHYSIO-PATHOLOGIQUES DE L'ENFANT

— 748 —

bryons femelles, comme le suggérerait plutôt l'allongement de l'intervalle moyen après les naissances masculines.

Après la naissance d'une fille, période gynophile.

Quant à l'influence sur le taux de masculinité de l'âge des progéniteurs, à l'influence du moment de la fécondation dans le cycle œstral, elles sont beaucoup moins démontrées.

b) La détermination de la gémellité n'est pas moins intéressante à considérer.

Avec l'âge de la mère, la fréquence des gémellités dizygotes croît jusqu'au groupe de femmes de 35-40 ans. La fréquence des gémellités monozygotes croît aussi mais beaucoup moins rapidement. Nous avons confirmé ce phénomène pour les grossesses triples.

Avec le rang de naissance, pour les mères de plus de 25 ans, la fréquence des paires gémellaires de sexe opposé s'accroît elle aussi, et beaucoup plus vite que celle des paires de même sexe.

Ainsi, âge maternel et rang de naissance pris isolément exercent sur la fréquence de la gémellité une influence indiscutable. Ces deux facteurs vont retentir à nouveau, par l'intermédiaire de la gémellité, sur le taux de la masculinité puisque, l'un de nous l'a montré avec Caratazi, ce taux diminue avec les naissances multiples, diminution plus marquée pour les naissances triples que pour les doubles, pour les quadruples que pour les triples.

On ne peut s'empêcher d'évoquer à ce propos la réalisation expérimentale par Zavadowski de la gémellité par injection à la brebis, d'urine de jument gravide, car elle suggère une explication hormonale de l'influence de l'âge de la mère, tout au moins sur la fréquence de la gémellité dizygote.

c) Non moins importants que les phénomènes que nous venons d'évoquer sont les rapports des chances de vie de l'individu avec l'âge des procréateurs, le rang de naissance, l'intervalle entre les naissances.

La stérilité dans les populations non malthusiennes est d'autant plus fréquente que la nuptialité est plus tardive.

Les avortements spontanés augmentent de fréquence avec l'âge de la mère et le degré de multiparité.

Le problème de la mortinatalité est corrélatif dans les conditions que nous envisageons, avec l'âge maternel, le rang de naissance et les intervalles entre les naissances. Il en résulte des conséquences eugéniques du plus haut intérêt.

La mortalité néo-natale, moins bien étudiée, est sensible elle aussi à l'âge maternel, au rang de naissance. Mais au contraire des accidents précédents, elle varie avec l'âge paternel : très forte quand le père est très jeune, elle diminue puis s'accroît à nouveau à mesure que le père prend de l'âge.

La prématurité est plus fréquente chez les primipares que chez les multipares, mais ses rapports avec les facteurs que nous considérons restent à préciser.

Réduire sa fréquence ce serait pourtant réduire du même coup, notablement, la mortalité résiduelle de certaines populations.

La longévité enfin dépendrait beaucoup plus de l'âge maternel que de l'âge du père : l'espérance de vie des aînés serait statistiquement plus grande que celle de leurs frères et sœurs plus jeunes.

Sans envisager une pathogénie que nous n'avons pas à considérer il est intéressant de souligner le parallélisme étroit de l'évolution dans le temps de la stérilité et de la mortalité en fonction de l'âge maternel. Ces phénomènes sont dominés par le vieillissement de l'organisme de la mère auquel certains histologistes rapportent des modifications ovariennes décelables, d'après eux, dès la 30^e année.

d) Cette influence de l'âge maternel et du rang de naissance, nous la retrouvons encore à l'origine de certaines malformations congénitales.

1° L'âge maternel, on le sait, est une des causes prépondérantes de l'apparition du mongolisme. La fréquence de cette maladie croît avec lui jusqu'à atteindre une proportion de 2 à 3 %, parmi les femmes de plus de 45 ans. Cette influence n'exclut pas, à notre avis, celle de l'hérédité.

Avec l'âge maternel encore s'accroissent les chances d'apparition de l'anencéphalie, du spina bifida, de l'hydrocéphalie que rapproche leur association fréquente dans la même famille et chez un même sujet parfois, les chances d'apparition de la variété centralis du placenta prævia.

Par contre, les formes les plus sévères de bec-de-lièvre se voient de préférence chez les enfants de mères jeunes.

2° Le rang de naissance, si son influence est négligeable à l'égard du mongolisme, agit sur l'apparition de certaines malformations.

Les premiers nés sont plus exposés que les enfants suivants à la sténose hypertrophique du pylore, l'anencéphalie, le spina bifida, l'hydrocéphalie, l'hypospadias.

Par contre avec le rang de naissance on voit augmenter les chances du placenta prævia marginalis, du bec-de-lièvre, de la stérilité par aplasie utérine. (Laffont et H. Fulconis).

Le rôle de l'âge du père a été parfois invoqué mais en raison d'une apparence, facile à expliquer par la liaison statistique qui unit l'âge des progéniteurs.

Ce rapide aperçu donne une idée des effets sur les caractères somatiques de l'enfant de son rang de naissance et de l'âge de ses progéniteurs.

Malgré bien des incertitudes, bien des inconnues, les problèmes considérés sont relativement simples en regard de ceux que pose l'étude, du même point de vue, des caractéristiques psychiques.

II. — CARACTERES PSYCHIQUES

Les difficultés de cette étude tiennent tout d'abord au matériel à traiter.

Il faut choisir, appréhender en quelque sorte les caractères psychiques d'une façon assez objective pour qu'ils se prêtent à l'analyse.

Pour cette raison, les enquêtes ont porté sur le niveau intellectuel apprécié suivant les techniques psychométriques inaugurées par Binet et Simon, en 1905.

Mais cette investigation se heurte quand même à de nombreuses difficultés considérées dans notre rapport : imprécision de la méthode qui ne peut être réduite que par la multiplication des mesures ; hétérogénéité du matériel ; identification difficile des cas extrêmes à la limite du normal et du pathologique.

Quoi qu'il en soit, la quasi-totalité des enquêtes, 20 sur 21 mettent en lumière un fait du plus grand intérêt : *le niveau intellectuel moyen des enfants est d'autant plus élevé que la dimension de la fratrie à laquelle ils appartiennent est petite*. En d'autres termes, il existe une corrélation négative entre niveau intellectuel moyen et dimensions de la famille : plus il y a d'enfants dans la famille, moins leur niveau intellectuel est élevé.

Parmi les enquêtes dont les résultats sont les plus valables il convient de citer en raison de son ampleur celle qui fut entreprise à partir de 1941 par G. Heuyer, H. Piéron, Mme Piéron et Sauvy. Du tableau de 95.000 résultats de tests, environ, si nous extrayons les résultats qui concernent l'ensemble des garçons et filles de 6 ans à 6 ans 1/2, un écart de 13 points sépare la moyenne des enfants uniques de celle des sujets appartenant à des familles de 8 enfants ou plus.

Par contre, les enquêtes menées jusqu'à présent ne permettent pas de donner une appréciation définitive de l'influence du rang de naissance, sur le niveau intellectuel. Toutefois, l'enquête écossaise de 1947 montre que dans certains groupes le premier né et le dernier né sont en moyenne plus intelligents que les intermédiaires et ce phénomène serait plus net chez les garçons que chez les filles. On peut espérer que l'enquête française de 1945 apportera des éclaircissements sur ce point.

Ainsi donc, le fait majeur, isolé, est la corrélation négative entre niveau intellectuel moyen et dimension de la famille.

Il a provoqué dans certains milieux une émotion considérable que reflètent les publications en Angleterre de la Commission royale sur la population. Il laisse entrevoir en effet la possibilité d'un déclin rapide et progressif du niveau intellectuel des populations et Cattell, même, a soutenu que dans 300 ans la moitié de la population du globe serait formée d'arriérés.

En réalité un tel pessimisme semble excessif.

Si les résultats d'enquêtes globales, portant sur des groupes sociaux très hétérogènes, font apparaître cette fâcheuse corrélation, il n'en est plus de même quand on sépare les résultats de catégories socio-économiques bien définies. On trouve alors des corrélations moins élevées et même de sens inverse. Les auteurs de l'enquête française reconnaissent que seule une analyse statistique en cours pourra nous dire si cette corrélation négative existe dans les 2 catégories socio-économiques groupant cadres, industriels, commerçants, professions intellectuelles et libérales.

Quand il s'est agi d'interpréter ce résultat brutal de

la corrélation négative, deux opinions bien entendu se sont affrontées.

Celle qui donne une part essentielle aux mécanismes héréditaires, excluant l'influence de l'âge des parents et du rang de naissance.

Celle qui donne au contraire un rôle prééminent au milieu, à ces relations entre parents et enfants, entre frères et sœurs, qui paraissent à la psychopathologie moderne la source essentielle du développement de la personnalité. Le rôle de l'âge des parents et du rang de naissance est alors admis sans difficulté.

L'une et l'autre de ces conceptions sont passibles d'objections. Nous les avons développées, sans qu'il soit possible, dans l'état actuel de nos connaissances, de conclure.

S'il nous fallait maintenant dégager de cette étude les réflexions générales qu'elle suggère, il en est deux surtout que nous voudrions retenir, l'une méthodologique, l'autre eugénique. La première est relative aux possibilités de la statistique médicale. Il est de nombreux domaines où les mathématiques et la biologie se rencontrent. Derrière les grands nombres se cachent des réalités qu'un traitement mathématique peut seul faire apparaître. Beaucoup des problèmes qui sont posés dans notre rapport ne pourront être résolus sans l'aide de l'analyse statistique au service de longues et méthodiques enquêtes.

Mais ce labeur porte en lui sa récompense. A l'heure où de nombreuses voix se font entendre pour ramener l'eugénique négative à ses justes possibilités, pour dénoncer l'erreur de ceux qui la détournent de ses fins véritables, il est réconfortant d'assister au développement de recherches qui tendent à réaliser l'ambiance la plus favorable à l'épanouissement de l'individu.

Approfondir les causes des embryopathies, c'est orienter déjà les études qui permettront un jour de les combattre, qui permettront de réduire ces véritables fléaux que représentent pour la société et les familles la mortalité et les maladies congénitales.

RÉSUMÉ

Les auteurs de ce Rapport attirent l'attention sur l'importance de certains facteurs qui, bien qu'ils préexistent à la fécondation, influencent le développement psycho-somatique de l'individu. Ces facteurs sont l'âge des parents, le rang de naissance, l'intervalle qui sépare la naissance de l'individu considéré de celle qui la précède et de celle qui la suit, le nombre des frères et sœurs. Leur influence s'exerce sur les caractères somatiques et les caractères psychiques.

Dans leur Rapport au XIII^e Congrès des Pédiatres de langue française, les auteurs ont envisagé tour à tour ces faits, enrichis de leurs travaux personnels.

A propos des caractères somatiques, ils distinguent : la détermination du sexe ; la détermination de la gemellité ; les chances de vie de l'individu ; les malformations congénitales.

A propos des caractères psychiques, ils étudient la corrélation entre le niveau intellectuel moyen des enfants et les dimensions de la famille ; entre niveau intellectuel et rang de naissance.

Ce rapport met en valeur l'importance de facteurs de développement jusqu'alors à peu près négligés ; il ouvre un nouveau chapitre étiologique.

ALGÈBRE. — *Construction du treillis modulaire engendré par deux éléments et une chaîne finie discrète* ⁽¹⁾. Note de M. MARCEL PAUL SCHÜTZENBERGER, présentée par M. Émile Borel.

Soient y et z les deux éléments et $x_0 \leq x_1 \leq x_2 \dots \leq x_n \leq x_\infty = x_{n+1}$ la chaîne que l'on a complétée par $x_0 = x_1 y z$ et $x_\infty = x_n + y + z$.

On appellera « éléments P » les éléments de l'une des formes suivantes :

$$x_i; \quad X_{ij} = x_i(yx_j + zx_j); \quad Y_{ij} = x_jy(x_i + z); \quad Z_{ij} = x_jz(x_i + z)$$

(avec $i \leq j$) et « éléments \bar{P} » les sommes d'éléments P. On définira de même les éléments P^* et \bar{P}^* par dualité en permettant les signes + et

Par calcul direct on peut établir les relations suivantes :

$$(1.1) \quad \begin{cases} X_{ij} \leq X_{kl} \Leftrightarrow i \leq k \quad \text{et} \quad j \leq l, \\ Y_{ij} \leq Y_{kl} \Leftrightarrow i \leq k \quad \text{et} \quad j \leq l, \\ Y_{ij} \leq X_{kl} \Leftrightarrow j \leq k; \end{cases}$$

$$(1.2) \quad \begin{cases} X_{ij} \leq X_{kl}^* \Leftrightarrow i \leq l, \\ Y_{ij} \leq Y_{kl}^* \quad (\text{tout } i, j, k \text{ et } l), \\ Y_{ij} \leq X_{kl}^* \quad (i \leq k \text{ ou } j \leq l), \\ X_{ij} \leq Y_{kl}^* \quad (i \leq k \text{ ou } j \leq l); \end{cases}$$

$$(1.3) \quad \text{Tout } i \text{ et } j \quad X_{ij} + Y_{ij} = Y_{ij} + Z_{ij} = Z_{ij} + X_{ij}.$$

A toute somme S d'éléments P on associe le produit S^* de tous les P^* plus grands (d'après 1.2) que chacun des constituants de S.

Il est facile de voir que ceci établit une correspondance de Galois entre \bar{P} et \bar{P}^* où les « fermés » sont les expressions maximales eu égard aux lois d'absorption et aux relations 1.1 et 1.3.

On aura établi que le treillis ne peut contenir aucun élément irréductible non trivial en dehors de P et P^* lorsqu'on aura prouvé que tout élément de \bar{P}^* est un \bar{P} (ou dualement). Or puisque par définition même $P^* \in \bar{P}$ il suffira par récurrence de montrer que $U^* S \in \bar{P}$ pour tout $U^* \in P^*$ et $S \in \bar{P}$. La démonstration complète exigeant la considération de nombreux cas particuliers, on se bornera à en indiquer le principe. Soit $U^* = A_{ij}^*$; $S = B_{kl} + C_{kl'} + S'$ où l est le plus grand des indices intervenant dans S et l' l'indice immédiatement inférieur.

⁽¹⁾ Problème 29 de G. BIRKHOFF, *Lattice Theory*, p. 70.

(2)

Le seul cas intéressant est celui où $l, l' > j$ et $k, k' > i$. Il existe alors un $D_{i'}$ plus grand que A_{ij}^* et que $C_{k'}$ (d'après 1.1 et 1.2) et l'on peut écrire

$$A_{ij}^* S = A_{i'}^* D_{i'}^* S = A_{i'}^* (D_{i'}^* B_{kl} + C_{k'} + S').$$

Un calcul direct montre alors que $D_{i'}^* B_{kl} \in \bar{P}$ et $D_{i'}^* B_{kl} < B_{kl}$, ce qui permet (moyennant les relations 1.3) de réduire effectivement l'expression à une somme \bar{P} .

On a montré ailleurs [(2) et (3)] que la loi \mathbf{U} : pour tout a, b, c, d et e :

$$a(b + c(d + e)) = a(b + cd) + a(b + ce) + ac(d + e) + ad(be + c) + ae(bd + c)$$

est l'élément maximal des lois non distributives plus fortes que la loi modulaire et l'on sait que dans tout treillis T satisfaisant à \mathbf{U} :

1° les seuls irréductibles sont de la forme $\alpha(\beta\gamma + \beta\delta)$, où les $\alpha, \beta, \gamma, \delta$ sont des monomes disjoints en les générateurs;

2° T est l'union subdirecte d'un treillis distributif et de treillis modulaires M_5 non distributifs à 5 éléments.

Puisque le treillis modulaire \mathcal{L} libre engendré par une chaîne et deux éléments n'admet pas d'autres irréductibles que le \mathbf{U} -treillis correspondant, \mathcal{L} satisfait à \mathbf{U} et est l'union subdirecte de M_5 et d'un treillis distributif.

Il est alors possible de calculer les classes d'intervalles minimaux projectivement équivalents dont la forme canonique est

$$(X_{i-1,j} + X_{i,j-1} | X_{ij}).$$

Si la chaîne contient n éléments (x_0 et x_n n'étant pas comptés), il existe donc $n(n+1)/2$ treillis M_5 indépendants dans le treillis \mathcal{L} et une condition nécessaire et suffisante pour que le treillis soit distributif sera :

$$(x_1 + y)(x_n + z)(y + z) = x_1 z + x_n y + y z.$$

On notera enfin l'équivalence projective pour tout $x < x', y$ et z des deux intervalles :

$$[x(x'y + x'z) | x(y + z)] \quad \text{et} \quad [x' + yz | x' + (x + y)(x + z)].$$

(2) *Comptes rendus*, 218, 1944, p. 818.

(3) *Comptes rendus*, 220, 1945, p. 218.

(Extrait des *Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences*,
t. 233, p. 926-928, séance du 27 octobre 1952.)

Année 1952

1952-10. Étude expérimentale du test de L. Szondi

BIBLIOTHÈQUE SCIENTIFIQUE INTERNATIONALE
SCIENCES HUMAINES — SECTION PSYCHOLOGIE
dirigée par H. PIÉRON, *Professeur au Collège de France*
Secrétaire : Paul FRAISSE

LA PSYCHOTECHNIQUE DANS LE MONDE MODERNE

Compte rendu
du IX^e Congrès international de Psychotechnique
Berne, 12-17 septembre 1949

Rédaction :

Dr Franziska BAUMGARTEN
Chargée de cours à l'Université de Berne
Secrétaire générale du Congrès



160561



PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE
108. BOULEVARD SAINT-GERMAIN - PARIS

1952

ÉTUDE EXPÉRIMENTALE DU TEST DE L. SZONDI

par Mme A. E. ANCELIN

et les D^{rs} H. DUCHÊNE et M. P. SCHUTZENBERGER (Paris)

L'étendue des applications auxquelles prétend le test du Dr L. Szondi et l'originalité de l'assemblage de théories psychologiques et biologiques qui ont conduit à son élaboration, nous ont semblé justifier une étude expérimentale minutieuse de cette épreuve sur un assez grand nombre de sujets (plus de 500).

Il nous faut tout d'abord répondre au reproche liminaire d'avoir choisi comme matériel d'expériences des sujets normaux et non des malades mentaux. En raison même du champ des applications actuelles — et craignons-le, futures — de ce test à l'orientation professionnelle, la psychologie sociale, l'éducation, les consultations prénatales et l'eugénisme même, il était nécessaire d'étudier le test dans une population banale analogue. Ensuite, parce que le caractère éminemment personnel de la compilation nosologique de L. Szondi nous eût exposé au reproche plus grave encore d'utiliser des diagnostics cliniques de base sans rapport avec les siens et ne permettant donc aucune comparaison valable.

I. — Rappelons brièvement le principe du test : il existe pour L. Szondi 8 besoins pulsionnels ou facteurs groupés deux à deux en 4 pulsions ou vecteurs. A chaque facteur correspond une maladie pulsionnelle :

- Homosexualité (*h*) ou sadisme (*s*) dépendant de la « pulsion sexuelle » ;
- Épilepsie (*e*) et hystérie (*hy*) dépendant de la « pulsion paroxysmale ou éthique » ;
- Schizophrénie catatonique (*k*) et schizophrénie paranoïde (*p*) dépendant de la « pulsion du moi » ;
- États dépressifs (*d*) et état maniaque (*m*) dépendant de la « pulsion de contact » (1).

Six séries de 8 photographies d'aliénés ressortissant de chacune de ces maladies pulsionnelles, sont présentées au sujet qui doit indiquer dans chaque série les 2 photographies qui lui sont le plus sympathiques et les 2 autres qui lui sont le plus antipathiques.

Sur la base de ces choix un profil est établi et interprété suivant le code suivant :

- Choix positif : on dira qu'un sujet a effectué un choix positif pour l'un des facteurs, s'il a choisi comme sympathiques au moins deux des six photographies relatives à ce facteur. Ceci d'après L. Szondi signifierait un besoin pulsionnel connu et admis par le Moi.

(1) Nous utilisons systématiquement pour la traduction en français de la terminologie de L. Szondi celle qu'emploie Mme R. BEJARANO dans « le test du dessin de Szondi » (*Psyché*, 1948, n° 23-24, p. 1130-1160). Nous empruntons également à cet article fort autorisé, avec quelques simplifications, la définition exacte de la signification des différents types de réponses.

- Choix négatif : dans un facteur donné plus de deux photographies de ce facteur désignées comme antipathiques ; cela signifierait une tendance ou besoin que le Moi n'a pas admis dans ses manifestations directes et qu'il a refoulé ou sublimé.
- Choix ambivalent : au moins deux photographies choisies comme sympathiques et au moins deux autres choisies comme antipathiques dans le même facteur ; exprimerait une attitude ambivalente vis-à-vis de ce facteur.
- Choix nul : aucun choix, ou bien un seul sympathique ou un seul antipathique, ou encore un seul sympathique et un seul antipathique : exprimerait que le besoin est actuellement déchargé chez le sujet (mais il peut se recharger).

En bref, selon le nombre et la nature de ce choix à l'intérieur de chacun des groupes de photographies relevant d'un même facteur, on détermine un score en 4 points : +, —, ±, ou 0. *Le résultat d'une passation est totalement résumé* par l'énoncé des scores du sujet dans chacun des 8 facteurs.

Une remarque fort importante s'impose : ces chiffres fixant les seuils de positivité, de négativité, d'ambivalence ou de nullité, sont les mêmes pour tous les facteurs et sont posés *a priori* sans référence à une observation statistique comme celle qui a conduit par exemple à l'établissement de listes de banalités du Rorschach.

Voici par exemple (tableau 1) pour 100 sujets constituant un échantillon assez représentatif de la population parisienne adulte mâle, le résultat pour le facteur homosexualité (*h*).

En abscisse, le nombre de photographies de ce facteur désignées comme sympathiques par un sujet ; en ordonnée, le nombre de photographies de ce même facteur désignées comme antipathiques.

On voit que TROIS sujets seulement se trouvent dans la zone correspondant aux scores négatifs.

11 sujets dans la zone 0 ;
9 sujets dans la zone ambivalente ;
77 sujets dans la zone positive.

Au contraire (tableau 2) pour le facteur de la schizophrénie catatonique (*k*) :

8 sujets sont positifs ;
4 sujets sont ambivalents ;
16 sujets ont une réaction nulle ;
72 sujets sont négatifs.

LA MÉTHODE DES TESTS

171

	0	1	2	3	4	5	6	Nombre de choix «sympathique»
0	0	5	11	9	13	5	2	
1	0	6	7	11	12	7		
2	0	3	4	0	2			
3	0	0	3	0				
4	0	0	0					
5	0	0						
6	0							

Facteur *k*
 0 : 11 sujets
 + : 77 —
 — : 3 —
 ± : 9 —

Nombre de choix
«antipathique»

TABLEAU 1

	0	1	2	3	4	5	6	Nombre de choix «sympathique»
0	1	1	1	1				
1	9	5	5	1				
2	10	13		1				
3	17	14	2	1				
4	8	7						
5	2	1						
6	0							

Facteur *k*
 0 : 16 sujets
 + : 8 —
 — : 72 —
 ± : 4 —

Nombre de choix
«antipathique»

TABLEAU 2

Même si notre échantillon était 10 fois plus grand et s'il était parfaitement représentatif, ceci, d'après Szondi, ne signifierait nullement que pour le facteur k la limite de négativité doit être reportée plus haut (à 3 ou 4 photographies par exemple) mais bien au contraire qu'effectivement le Moi de 72 % de la population parisienne adulte mâle a refoulé ou sublimé son besoin de contraction (de coactation).

De même pour le facteur d , un calcul classique de limite de tolérance statistique permettrait d'affirmer que sûrement moins de 12 % de la population adulte mâle a une attitude ambivalente dans son besoin d'acquérir des objets, ce qui est plausible, et que plus de 25 % a ce besoin actuellement déchargé, ce qui est surprenant.

II. — Malheureusement, les choses ne sont pas aussi simples quand on les considère dans le détail. Nous avons pris un échantillon de 200 autres sujets. Échantillon que l'on ne peut taxer d'homogénéité excessive puisqu'il est formé des 4 sous-échantillons suivants :

- 50 étudiants ;
- 50 étudiantes ;
- 50 tuberculeux d'un sanatorium des environs de Paris ;
- 50 adultes malades de provenance et d'âge divers.

Un test par χ^2 n'ayant mis en valeur aucune différence significative entre ces 4 groupes, nous avons totalisé la fréquence des différents choix, photographie par photographie, et obtenu les résultats suivants :

Voici (tableau 3) pour chaque photographie, le pourcentage de sujets ayant trouvé le personnage sympathique (chiffre supérieur) et antipathique (chiffre inférieur). Les différences sont évidemment significatives puisque la déviation standard de chacun de ces chiffres est inférieure à 3,1 % ; leur valeur théorique devant être 25 %. On constate que 6 photographies sur 48 absorbent à elles seules 30 % de tous les choix positifs et 12 photographies seulement, 50 %. Il en est de même à peu près pour les choix négatifs.

En outre, on constate que, par exemple, si le malade hy de la 3^e série était supprimé, 50 % des sujets qui se voient attribuer un score négatif dans ce facteur, auraient un score zéro. Or, 60 % de la population a un score négatif dans hy . C'est donc

LA MÉTHODE DES TESTS

173

1 ^{re} série	28 82	53 47	101 13	77 14	4 137	24 50	36 50	77 7
2 ^e série	69 46	85 34	17 68	5 106	29 41	50 50	39 41	106 14
3 ^e série	68 36	69 22	35 22	3 157	13 91	49 23	35 30	128 19
4 ^e série	68 43	120 22	47 31	13 51	27 81	79 27	29 78	17 67
5 ^e série	147 15	22 51	38 80	40 33	31 38	23 85 *	20 62	79 36
6 ^e série	111 10	24 90	25 55	52 43	59 40	13 94	29 46	87 22
	<i>h</i>	<i>s</i>	<i>e</i>	<i>hy</i>	<i>k</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>m</i>

TABLEAU 3

30 % de toute la population qui dépend du fait que le malade hystérique de troisième planche qu'a sélectionné L. Szondi soit si généralement antipathique, au contraire des autres malades relevant de ce même facteur. De même 10 % de la population est « ambivalente » pour H, mais la moitié des sujets ne le doivent qu'à l'antipathie que leur inspire l'homosexuel de la première série, rejeté par 40 % des sujets. Alors que pour les autres homosexuels du test, cette proportion n'atteint jamais 25 %.

On pourrait multiplier ces exemples. Ils sont graves car ils montrent que ces proportions qui d'après L. Szondi seraient des véritables caractéristiques d'une population, semblent dépendre entièrement de la sélection originelle de photographies effectuées par l'auteur.

Comment concevoir d'après la théorie « génétique » de L. Szondi qu'une forme parallèle du test pourrait donner pour une population une proportion statistique différente de sujets « refoulant » une tendance ou bien l'« acceptant » puisque les limites sont fixées hors de tout recours à l'observation ?

Nous espérons d'ailleurs pouvoir montrer par une nouvelle

série d'expériences en cours de réalisation que la simple permutation de 2 photographies d'un même facteur entre 2 séries modifie les proportions des réactions positives et négatives.

III. — Nous avons rappelé plus haut que les facteurs étaient groupés 2 à 2 en vecteurs.

A chaque couple de scores dans un vecteur, L. Szondi attribue une signification précise qui est parfois un véritable petit portrait psychologique (« psychodiagnostic vectoriel »).

Par exemple, si le sujet manifeste simultanément une réaction négative dans le facteur épilepsie (*e*) et positive dans le facteur hystérie, c'est qu'il est « Der reine Kain » (le pur Caïn) : s'il est l'inverse (*e* + et *h* -) il est « Der reine Abel » (le pur Abel) et, tout naturellement, si le sujet est ambivalent dans ses deux facteurs, il s'agit d'un « Ethische Dilemmen, Abels Kampf mit Kaïn » (dilemme éthique — la lutte d'Abel contre Caïn), etc.

Comme 4 scores élémentaires peuvent être attribués à chacun des 2 facteurs d'un même vecteur, 16 combinaisons sont donc possibles et chacune d'entre elles a une signification vectorielle bien précise pour laquelle L. Szondi donne des tableaux.

Nous disposons d'un échantillonnage relativement homogène de 100 sujets mâles adultes ayant subi 2 fois l'épreuve en vingt-quatre heures d'intervalle ; en voici les résultats (tableau 4) pour le vecteur sexuel (*s*) par exemple. En ordonnée, le numéro du psychodiagnostic obtenu à la première passation. en abscisse le numéro du psychodiagnostic à la deuxième passation. A première vue, la constance semble relativement satisfaisante ; pour le vecteur sexuel 43 % des sujets sont dans la diagonale, c'est-à-dire sont justiciables les deux fois du même psychodiagnostic vectoriel.

Pour le vecteur *p*, 21 % des sujets montrent une semblable constance : pour le vecteur du Moi, 39 %, pour le vecteur de contact, 38 %.

De fait, en raison de la rareté de certaines combinaisons le seul hasard conduirait déjà à des chiffres assez élevés :

21,45 pour *s* ;
11,47 pour *p* ;
19,18 pour Sch ;
14,52 pour C.

LA MÉTHODE DES TESTS

175

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	
1	26	3	3		1	1				6		2			1		(43) + +
2	2	1	1						1								(5) 0 +
3	3		4		2	1				2							(12) + 0
4				1											1		(2) 0 -
5					5					2							(7) + -
6													1		1		(2) - 0
7			1														(1) - +
8	1																(1) - -
9	1		1	1													(3) 0 ±
10	3	1			2				1	3					2		(12) + ±
11	1																(1) - ±
12	1				1							1					(3) ± -
13	1												1				(2) ± ±
14						1							1				(2) ± 0
15				1								1		1			(3) ± -
16															1		(1) 0 0

TABLEAU 4

D'autre part, si nous considérons la répartition par sujet des concordances dans le temps de ces « psychodiagnostic vectoriels » nous trouvons que sur 100 sujets et à vingt-quatre heures d'intervalle, *il faut le répéter*, à vingt-quatre heures d'intervalle :

- 3 % seulement sont concordants d'une fois à l'autre pour les 4 vecteurs.
- 7 % sont concordants pour 3 vecteurs, discordants pour le 4^e.
- 35 % sont concordants pour 2 vecteurs, discordants pour les deux autres.
- 38 % ne sont concordants que pour un seul vecteur.
- 17 % ont changé d'une fois à l'autre pour *taus* les vecteurs.

Parmi nos 100 sujets, 50 ont subi la semaine suivante deux nouvelles passations à vingt-quatre heures d'intervalle ; au cours de ces 4 passations :

- 20 d'entre eux se sont vu attribuer successivement au moins 3 psychodiagnostic vectoriels différents pour le seul vecteur *s* ;
- ce chiffre monte à 30 pour le seul vecteur *p*.

18 pour le vecteur *s* ;
20 pour le vecteur *C*.

Mais voici mieux : pour le vecteur *s*, le psychodiagnostic 1 (le plus fréquent) s'est trouvé suivi ou précédé chez au moins un de nos 100 sujets par tous les autres psychodiagnostics sauf ceux numérotés 4 et 7 (et la somme des fréquences de ceux-ci est inférieure à 3 %).

Le psychodiagnostic 3 a été associé de même à 11 autres et les 4 avec lesquels il n'a pas été observé, ne totalisent d'ailleurs qu'une fréquence de 6,5 %.

Le psychodiagnostic 10 a été associé à 10 autres (les 5 restants totalisant à peine 8,5 %).

Nous ne multiplierons pas les exemples relatifs aux 3 autres vecteurs où des phénomènes semblables sont aisément mis en valeur.

IV. — Reste à expliquer cette fidélité des psychodiagnostics successifs médiocre mais excédant nettement le hasard ; ici il faut encore revenir à l'étude image par image. Pour 50 sujets, ayant passé le test deux fois à vingt-quatre heures d'intervalle, nous avons décompté pour chaque photographie le pourcentage de sujets ayant :

- (+ +) Désigné 2 fois la photographie comme sympathique ;
- (+ .) Désigné 1 fois seulement la photographie comme sympathique ;
- (— —) Significations correspondantes pour les photographies antipathiques ;
- (— .) — — —
- (+ —) Désigné la photographie une fois comme sympathique, une fois comme antipathique ;
- (. .) N'ayant jamais désigné la photographie.

Il est frappant de constater que la proportion de ces différents types de réponses est à peu près fixe quand on fait la moyenne pour chacune des 6 séries de planches (voir tableau 5) puisqu'un χ^2 calculé donne 17,3608 pour $(6 - 1) (6 - 1) = 25$ degrés de liberté ; donc non significatif. Par contre le même test appliqué à la différence de fidélité entre les sympathies et les antipathies donne pour un degré de liberté un χ^2 de 5,6016, donc significatif à 2 %.

D'ailleurs la régularité même du phénomène dans les 6 séries montre qu'il s'agit bien là d'une règle générale du test : les sympathies sont légèrement plus fixes que les antipathies.

Bien que le calcul soit pratiquement infaisable, il semble bien que cette constance à 50 % environ (pour vingt-quatre heures d'intervalle) des choix d'un même sujet suffise parfaite-

LA MÉTHODE DES TESTS

	1 ^{re} série	2 ^e série	3 ^e série	4 ^e série	5 ^e série	6 ^e série	Total
	%	%	%	%	%	%	%
2 fois « sympathique »	17	17,50	18,25	17,00	18,25	18,50	17,750
1 — — — — —	13,75	14,25	11,50	13,00	12,00	11,25	12,625
2 fois « antipathique »	16,00	14,25	17,00	14,00	15,75	17,25	15,708
1 — — — — —	15,75	18,25	14,00	19,00	17,00	13,75	16,292
1 fois « sympathique », 1 fois « antipathique »	2,25	3,25	2,00	3,00	1,50	1,75	2,292
Jamais choisi	35,25	32,50	37,25	34,0	35,50	37,50	35,333

F. BAUMGARTEN

TABLEAU 5

Facteur	Corrélation
h.....	+ 0,292 ± 0,132
s.....	+ 0,122 ± 0,144
e.....	— 0,063 ± 0,146
hy.....	— 0,078 ± 0,146
k.....	— 0,054 ± 0,146
p.....	+ 0,159 ± 0,142
d.....	+ 0,297 ± 0,132
m.....	+ 0,185 ± 0,141

TABLEAU 6

	0	+	—	±	Score dans h
0	1	12	2	2	17
	1,87	12,58	0,85	1,70	
+	5	43	1	3	52
	5,72	33,48	2,6	2,52	
—	2	7	1	3	13
	1,43	9,69	0,65	1,30	
±	3	12	1	2	18
	1,98	13,32	0,90	1,80	

Score dans s 11 74 5 10

TABLEAU 7

ment à expliquer avec l'inégalité des fréquences statistiques la fidélité partielle mais significative des psychodiagnostic vectoriels. Elle n'implique aucune constance propre au système de groupement des photos ou à leur scorage.

V. — La signification même des choix dans la théorie de L. Szondi devrait impliquer une certaine solidarité entre photographies relevant d'une même maladie ; supposons en effet qu'une forme parallèle du test existe, elle devrait donner pour chaque sujet des résultats à peu près équivalents, et ceci revient à dire qu'il devrait exister une corrélation entre le nombre des choix à l'intérieur d'un même facteur dans l'une des formes et dans l'autre.

Mais rien *a priori* ne fixait le nombre total des séries à 6 plutôt qu'à 3, ou à 8 ou à 12 ; l'argument vaut donc entre parties du test actuel et nous devrions, de toute nécessité, trouver une corrélation entre le nombre total des choix (sympathiques ou antipathiques) reçus par les 3 premières photographies de chaque maladie et les 3 dernières.

Appliquant ce critère rigoureux de la « split half reliability » au nombre total des choix (sympathiques ou antipathiques) reçus au cours des 4 passations consécutives dans deux moitiés de la série de 6 photographies relatives à chaque facteur, nous avons obtenu, pour 50 sujets, les chiffres figurant au tableau 6.

Prises individuellement, aucune de ces corrélations n'est significative au niveau de 1 %. L'hypothèse selon laquelle elles ne sont que le résultat des fluctuations autour d'une même valeur comme zéro, ne peut pas être rejetée puisque le z de Fischer qui correspond à leur moyenne est $0,0856 \pm 0,0516$.

Ainsi, et cette dernière expérimentation nous paraît la plus décisive, *aucune cohérence ne peut être trouvée entre les photographies d'un même facteur* ; bien plus, si cette cohérence existait, elle ne saurait être qu'excessivement faible.

Ce fait essentiel est confirmé par des résultats parfaitement identiques qu'a obtenus sur une population de quelques centaines de sujets (sujets normaux et anormaux), dans le service du Dr Eysenck, M. Aroie Lubin au Maudsley's Hospital de Londres, résultats qui n'ont pas encore été publiés et qu'il a bien voulu nous communiquer personnellement.

Mais par contre, il est certain que dans la détermination des choix individuels, des facteurs jouent que la théorie « génétique »

LA MÉTHODE DES TESTS

179

de Szondi ne prévoyait nullement : pour prendre un seul exemple de ces particularités secondaires des photographies qui influent sur les sympathies, nous choisirons le cas du port de la barbe : l'épileptique de la 4^e série et le paranoïaque de la 2^e sont les seuls barbuis manifestes du test. La corrélation des choix « sympathiques » ou « antipathiques » pour ces 2 photos est de 0,417 (dans un échantillon homogène de 50 adultes mâles ayant subi 4 fois le test).

On pourrait sans nul doute mettre en évidence d'autres effets semblables (photos de femmes, de malades jeunes ou vieux, etc.).

VI. — Signalons enfin que sur 100 sujets, le calcul par la méthode classique ne révèle aucune liaison entre les scores obtenus dans les deux facteurs d'un même vecteur. Toujours pour le vecteur *s* que nous prenons pour exemple (tableau 7) voici sur 100 sujets, les pourcentages observés de chacun des 16 psychodiagnostic vectoriels et les valeurs théoriques dans l'hypothèse de l'indépendance. Les écarts sont si faibles que tout test statistique est superflu. Il en est de même pour les autres vecteurs.

Au contraire des résultats fournis par l'étude des corrélations internes, il n'y a évidemment rien là qui soit formellement en désaccord avec les théories de L. Szondi. Cependant il semble bien difficile d'admettre qu'aucune discordance entre les chiffres observés et ceux que prévoient les seules lois du calcul des probabilités ne trahirait l'existence « d'un quelque chose » derrière le choix des sujets... si ce « quelque chose » existait.

Là encore, l'analyse détaillée des résultats ne révèle rien d'autre dans le test que ce qui découle de façon banale d'une sélection arbitraire de 48 photographies, de leur groupement psychologiquement artificiel et de l'attribution gratuite à toute réponse possible d'une signification assez imagée et assez vague pour servir de support à l'éventuelle habileté clinique (ou verbale) du psychologue.

CONCLUSION

Malgré les espoirs qu'a suscités ce nouveau test, force est donc de conclure avec Mme Baumgarten : « Les psychologues qui prétendent pouvoir examiner le caractère avec autant de certitude que l'intelligence, trompent le public. »

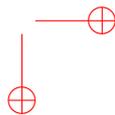
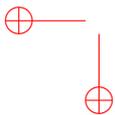
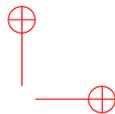
Table des matières

Tome II

Introduction	iii
1950	1
1950-1 Recherches critiques sur la théorie et le test de L. Szondi .	3
1950-2 À propos du test de L. Szondi	15
1950-3 Rapport entre le sexe des nouveaux nés et l'intervalle séparant leurs naissances	19
1950-4 Sur une différence pondérale entre deux lignées consanguines de <i>Mus musculus</i>	22
1950-5 Sur une différence pondérale à l'âge adulte entre deux lignées consanguines de <i>Mus musculus</i>	24
1950-6 Le problème de la spécificité chimique dans les différences génétiques de la sensibilité gustative	26
1950-7 Considérations sur l'accroissement de la population des hôpitaux psychiatriques	28
1950-8 Sur la masculinité à la naissance dans les grossesses multiples	33
1950-9 Nouvelles recherches sur la distribution du sexe à la naissance	35
1950-10 Étude de la détermination du sexe chez l'homme	43
1950-11 Sur la détermination du sexe chez l'homme	50
1951	51
1951-1 Bilan de la génétique vis-à-vis des problèmes de la stérilisation	53
1951-2 Étude statistique de diverses expériences radiesthésiques .	67
1951-3 Analyse statistique du tracé électromyographique dans la tétanie	104
1951-4 Sur les rapports entre la quantité d'information au sens de Fisher et au sens de Wiener	106

Table des matières

1951-5	Une généralisation de la notion de valuation pour les treillis quelconques et son application aux distributions de la statistique quantique	109
1951-6	An extension problem in the theory of incomplete block designs	112
1951-7	Sur certains problèmes d'estimation dans les cas de double échantillonnage	118
1951-8	Les problèmes de diagnostic séquentiel	126
1951-9	Documents pour aider à l'étude des différentes causes du cancer du sein	128
1951-10	Rapports entre l'âge au premier symptôme et certains aspects de la vie biologique de la femme dans une série de cancers de l'utérus et du sein	137
1952		151
1952-1	Possibilité d'une estimation quantitative des hétéroauxines par le test <i>Marchantia</i>	153
1952-2	Sexe et gémellité	157
1952-3	Progénèse et gémellité	163
1952-4	Consanguinité et tuberculose	175
1952-5	Résultats d'une enquête sur le rôle de l'hérédité dans l'apparition des hernies inguinales et crurales	179
1952-6	Particularités de l'écart d'âge des couples dont le mari est alcoolique	182
1952-7	Applications biométriques de la théorie de l'information	184
1952-8	De l'influence sur les caractères physio-pathologiques de l'enfant de son rang de naissance et de l'âge de ses progéniteurs	191
1952-9	Construction du treillis modulaire engendré par deux éléments et une chaîne finie discrète	195
1952-10	Étude expérimentale du test de L. Szondi	197



Marcel-Paul Schützenberger

ŒUVRES COMPLÈTES

éditées par Jean Berstel, Alain Lascoux et Dominique Perrin

Les treize tomes de cette édition contiennent l'ensemble des œuvres de Marcel-Paul Schützenberger qui ont fait l'objet d'une publication dans une revue scientifique ou un livre. Ses travaux couvrent une période de plus de 50 ans, depuis sa première note aux Comptes Rendus en 1943 jusqu'à son dernier article, paru en 1997.

Les publications sont présentées dans l'ordre chronologique. Chaque tome est précédé d'une courte introduction qui essaie d'éclairer certains des travaux, tant pour leur intérêt scientifique intrinsèque que pour l'écho qu'ils ont rencontré et les développements qu'ils ont suscités.

Tome 2 : 1950 – 1952

L'article « An extension problem in the theory of incomplete block designs » est, avec « A non-existence theorem for an infinite family of symmetric block designs » (voir volume précédent) la première contribution de Schützenberger à la combinatoire. Ce résultat est le début d'une série de travaux qui ont abouti à ce qu'on appelle aujourd'hui le théorème de Bruck-Ryser-Chowla. Ce tome contient aussi une longue série d'analyses statistiques d'observations médicales de nature diverses. C'est dans ce cadre qu'il faut placer les études et critiques sur le test de Szondi.

La note « Sur les rapports entre la quantité d'information au sens de Fisher et au sens de Wiener » est le début des recherches menant à sa thèse d'État présentée dans le tome suivant.

L'« Étude statistique de diverses expériences radiesthétiques » est extraite d'un livre qui est une étude critique de la radiesthésie.