

les statistiques à des problèmes idéologiques et sociaux d'ordre plus général<sup>1</sup>.

Je commencerai par présenter les deux articles publiés en 1900 par lesquels Yule et Pearson énoncèrent pour la première fois leurs conceptions divergentes. Puis, dans les deuxième et troisième sections, j'exposerai les développements qu'ils apportèrent à ces conceptions et la façon dont chacun évalua les positions de l'autre. Je montrerai alors qu'il faut voir dans les jugements théoriques et scientifiques de Pearson et de Yule l'intégration de différents « intérêts cognitifs ». Je montrerai en particulier qu'ils proposèrent des approches différentes de la notion d'association à cause de buts différents qu'ils poursuivaient. Je ferai ressortir ces buts en examinant divers écrits publiés ou non de Pearson et de Yule, puis j'étendrai mon analyse aux membres de la communauté des statisticiens britanniques qui soutinrent l'un ou l'autre des deux principaux protagonistes. Je présenterai ensuite les autres explications possibles de la controverse. Enfin, je terminerai en m'efforçant de montrer comment on peut relier cette exploitation divergente de la théorie statistique à des intérêts sociaux opposés.

### L'objet du débat

En 1900, les statisticiens britanniques étaient arrivés à un consensus manifeste sur la façon de mesurer des

1. Il n'existe aucune analyse complète de cette controverse. Néanmoins, Helen WALKER donne une utile bibliographie annotée des principaux articles sur le sujet dans *Studies in the History of Statistical Method*, Williams and Wilkins, Baltimore, Md., 1929, 130-141 ; et les importants articles de W.H. KRUSKAL sur les « Mesures de l'association dans les classifications croisées » contiennent une critique très complète des travaux réalisés précédemment dans ce domaine. Voir le *Journal of the American Statistical Association*, vol. 49 (1954), 732-764, et vol. 54 (1959), 123-163.

## Comment faire une sociologie de la statistique...

par Donald MacKenzie

Les connaissances ésotériques des mathématiques passent souvent pour se développer selon leurs lois propres, à l'abri de toute influence sociale. Le but de cet article est de mettre en doute cette hypothèse en présentant une étude de cas empruntée à l'évolution de la théorie mathématique des statistiques.

L'épisode dont il s'agit est une controverse qui eut lieu en Grande-Bretagne entre 1900 et 1914. La communauté naissante des statisticiens fut divisée par une querelle sur la meilleure méthode à utiliser pour mesurer l'association statistique. Karl Pearson, l'un des fondateurs de cette communauté, et George Udny Yule, son disciple le plus connu, se trouvèrent opposés par un débat qui devint de plus en plus venimeux. L'analyse de cet épisode met en lumière les « relations sociales » de la théorie statistique en révélant les liens qui unirent

variables telles que le poids ou la taille, pour lesquelles il existe une échelle de mesure dotée d'une unité de mesure valable. Grâce à ses concepts de régression et de corrélation, Francis Galton avait fourni la technologie de base nécessaire au traitement de ces variables « à intervalle<sup>2</sup> ». F.Y. Edgeworth, S.H. Burbury et Karl Pearson avaient étendu la théorie de deux variables à un nombre quelconque, et Pearson avait élaboré la formule aujourd'hui standard des moments mixtes pour le coefficient de corrélation<sup>3</sup>. Sauf un petit désaccord privé<sup>4</sup> sur le degré auquel on pouvait appliquer aux variables non normales la théorie de Galton prévue pour les variables à distribution normale, le problème semblait résolu pour les variables à intervalle. A partir de 1900, l'attention se porta sur les variables nominales — celles pour lesquelles on ne dispose d'aucune unité de mesure et qu'on ne peut que classer en catégories. Les deux principales tentatives pour élaborer une théorie de l'association des variables nominales furent celles de Karl Pearson (1857-1936) et de George Udny Yule (1871-1951).

Examinons tout d'abord les travaux de Yule. Son

2. L'utilisation dans cet article des termes « à intervalle » et « nominal » est anachronique, mais elle rend plus clair l'exposé du problème. A propos de ces termes, voir S.S. STEVENS, « On the Theory of Scales of Measurement », *Science*, vol. 103 (1946), 677-680. La variable est « à intervalle » lorsqu'elle est continue; elle est dite « nominale » dans le cas contraire, c'est-à-dire lorsqu'elle ne prend que des valeurs discrètes.

3. Les articles décisifs sur la question furent les suivants : F. GALTON, « Typical Laws of Heredity », *Proceedings of the Royal Institution*, vol. 8 (1877), 282-301; F. GALTON, « Family Likeness in Stature », *Proceedings of the Royal Society*, vol. 40 (1886), 42-73; F. GALTON, « Correlations and their Measurement, chiefly from Anthropometric Data », *Philosophical Magazine*, Series 5, vol. 34 (1892), 190-204; S.H. BURBURY, « On the Law of Distribution of Energy », *ibid.*, vol. 37 (1894), 143-158; K. PEARSON, « Mathematical Contributions to the Theory of Evolution III: Regression, Heredity and Panmixia », *Philosophical Transactions of the Royal Society, Series A*, vol. 187 (1896), 253-318.

4. Ce désaccord est exposé dans la note 38.

approche était extrêmement directe<sup>5</sup>. Soit un ensemble de  $N$  objets classés en fonction de deux variables  $A$  et  $B$ . Chaque objet est classé en  $A_1$  ou  $A_2$  et en  $B_1$  ou  $B_2$ <sup>6</sup>. Ainsi,  $A_1$  peut être « survivant d'une épidémie »,  $A_2$  « mort de l'épidémie »;  $B_1$  « vacciné » et  $B_2$  « non vacciné ». On peut présenter les données de la façon commode suivante :

	$B_1$ (vaccinés)	$B_2$ (non-vaccinés)	Totaux
$A_1$ (survivants)	$a$	$b$	$a + b$
$A_2$ (morts)	$c$	$d$	$c + d$
Totaux	$a + c$	$b + d$	$N$

Dans ce tableau, «  $a$  » est le nombre de vaccinés qui ont survécu à l'épidémie, «  $b$  » le nombre de non-vaccinés qui ont survécu à l'épidémie, et ainsi de suite.

Yule estima que le coefficient d'association d'un tel tableau devait avoir trois propriétés. Premièrement, il devait être égal à zéro si, et seulement si,  $A$  et  $B$  étaient non associés ou indépendants. Dans l'exemple ci-dessus, la survie et la vaccination ( $A$  et  $B$ ) sont dites indépendantes si la proportion des survivants est la même chez les vaccinés et chez les non-vaccinés, ce qui s'exprime de la façon symbolique suivante :

5. G.U. YULE, « On the Association of Attributes in Statistics », *Philosophical Transactions of the Royal Society, Series A*, vol. 194 (1900), 257-319. Réimprimé dans A. STUART et M.G. KENDALL, eds, *The Statistical Papers of George Udny Yule*, Griffin, Londres, 1971, 7-69. Nos références concerneront cette dernière version. Dans la suite, j'ai adopté, pour des raisons de clarté, des notations standard. C'est un peu regrettable, car les notations originales de Yule et de Pearson reflétaient, dans une certaine mesure, leurs buts différents. Voir notes 6 et 7.

6. Yule utilisait en fait une notation légèrement différente, empruntée à la logique symbolique. Pour  $A_1$  et  $A_2$ , il écrivait  $A$  et  $\alpha$ ,  $\alpha$  signifiant non- $A$ , et pour  $B_1$  et  $B_2$ , il écrivait  $B$  et  $\beta$ ,  $\beta$  signifiant non- $B$ . Sa notation pour la fréquence «  $a$  » était  $(AB)$ , pour la fréquence «  $b$  » ( $A\beta$ ), etc.

$$\frac{a}{a+c} = \frac{b}{b+d}$$

ou :  $ab + ad = ab + bc$

ou :  $ad - bc = 0$

En faisant cet enchaînement dans l'autre sens, on peut montrer que  $ad - bc = 0$  implique que A et B sont non associés. La première condition sera donc satisfaite par un coefficient égal à zéro si et seulement si  $ad - bc = 0$ .

La seconde propriété de ce coefficient est qu'il doit être égal à +1 si et seulement si A et B sont complètement associés. On peut comprendre ici l'association complète dans deux sens. Le premier est le sens fort : A et B sont dits complètement associés seulement si tous les  $A_1$  sont  $B_1$  et tous les  $A_2$  sont  $B_2$  (c'est-à-dire que  $b = c = 0$ ). Cela veut dire en l'occurrence que tous les vaccinés ont survécu et que tous les non-vaccinés sont morts. Il y a aussi un sens faible de l'association complète : A et B sont dits alors complètement associés si *soit* tous les  $A_1$  sont  $B_1$ , *soit* tous les  $A_2$  sont  $B_2$ . Chacun des deux tableaux suivants représente donc une association complète au sens faible :

	B <sub>1</sub> (vaccinés)	B <sub>2</sub> (non-vaccinés)
A <sub>1</sub> (survivants)	a	0
A <sub>2</sub> (morts)	c	d

	B <sub>1</sub> (vaccinés)	B <sub>2</sub> (non-vaccinés)
A <sub>1</sub> (survivants)	a	b
A <sub>2</sub> (morts)	0	d

Dans le premier tableau, aucun des non-vaccinés ne survit (même si certains vaccinés meurent). Dans le second, aucun des vaccinés ne meurt (même si certains non-vaccinés survivent). Yule choisit d'utiliser cette

définition faible de l'association complète ; son second critère fut donc que le coefficient devait être égal à +1 si et seulement si  $b = 0$ , soit  $c = 0$ .

La troisième propriété du coefficient est qu'il doit être égal à -1 lorsque A et B sont complètement associés dans le sens négatif. Là aussi, nous avons une association complète forte et une association complète faible, et Yule choisit l'association faible. A et B sont donc complètement associés au sens négatif lorsque soit tous les  $A_1$  sont  $B_2$ , soit tous les  $A_2$  sont  $B_1$ .

	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>
A <sub>1</sub>	0	b
A <sub>2</sub>	c	d

ou

	B <sub>1</sub>	B <sub>2</sub>
A <sub>1</sub>	a	b
A <sub>2</sub>	c	0

Donc le coefficient doit être égal à -1 si et seulement si soit  $a = 0$ , soit  $b = 0$ .

Yule examina ensuite le coefficient  $Q = \frac{ad - bc}{ad + bc}$ . Si

$ad - bc = 0$ , on a évidemment  $Q = 0$ . Inversement,  $Q = 0$  implique  $ad - bc = 0$ . Ainsi Q satisfait à la première condition. Si soit  $b = 0$ , soit  $c = 0$ , alors  $bc = 0$  et  $Q = ad/ad = +1$ . De même, si  $Q = +1$ , alors  $ad - bc = ad + bc$ , d'où  $bc = 0$ , et donc soit  $b = 0$ , soit  $c = 0$ . Ainsi Q satisfait à la deuxième condition. Enfin, si soit  $a = 0$ , soit  $d = 0$ , alors  $ad = 0$  et  $Q = -bc/bc = -1$ . Inversement,  $Q = -1$  implique  $ad - bc = ad - bc$ , d'où  $ad = 0$  et donc soit  $a = 0$ , soit  $d = 0$ . Ainsi Q satisfait aux trois conditions. Yule proposa donc Q comme mesure de l'association dans les tableaux  $2 \times 2$ . Mais, ainsi qu'il le savait, Q n'a pas de justification particulière. On peut trouver un nombre illimité de fonctions qui satisfont aux trois conditions de Yule, par exemple  $Q^3$ ,  $Q^5$ , et ainsi de suite. En outre, comme le montra plus tard Pearson, pour ce qui concerne l'intensité de l'association, deux tableaux différents peuvent être rangés dans

un certain ordre par l'une de ces fonctions et dans un ordre différent par une autre.

L'approche de Pearson consista à déduire, par un raisonnement théorique beaucoup plus serré mais plus périlleux, un coefficient d'association qu'il baptisa « coefficient tétrachorique de corrélation ». Je le noterai ici par  $r_t$ . L'hypothèse déterminante sur laquelle repose cette déduction de  $r_t$  est que l'on peut considérer le tableau  $2 \times 2$  précédent comme issu du processus suivant : on estime que les catégories  $A_1, A_2$  et  $B_1, B_2$  correspondent à des séries de variables à intervalle plus fondamentales  $y$  et  $x$  :  $A_1$  correspondrait par exemple à  $y \leq k', A_2$  à  $y > k', B_1$  à  $x \leq h', B_2$  à  $x > h'$ . On suppose en outre que  $y$  et  $x$  suivent ensemble une distribution normale à deux variables, avec  $x$  ayant pour moyenne zéro et pour écart type  $\sigma_1$ , et  $y$  ayant pour moyenne zéro et pour écart type  $\sigma_2$ , ce qui peut se représenter géométriquement par la figure 1.

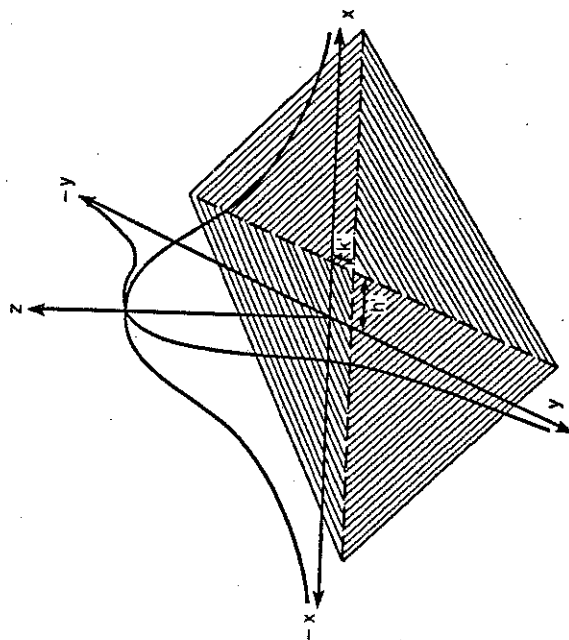


Figure 1

Sur la figure 1, on voit la surface représentant la distribution en fréquence d'un couple de variables normales (en forme de cloche avec des coupes transversales elliptiques) s'élevant au-dessus du plan de  $x$  et de  $y$ . Ce plan est divisé en quatre quadrants par des lignes se croisant au point  $(h', k')$  — ces quadrants correspondant aux cases du tableau  $2 \times 2$ . Le volume situé au-dessus du sommet gauche de ces quadrants correspond à la fréquence avec laquelle  $x > h'$  et  $y > k'$ , c'est-à-dire à la fréquence «  $a$  » du tableau d'origine <sup>7</sup>.

Pearson avait donc fourni un modèle de distribution statistique supposé sous-jacent au tableau  $2 \times 2$ . Ce modèle avait trois paramètres :  $h'/\sigma_1, k'/\sigma_2$  et  $r$ , la corrélation de  $x$  et  $y$ . Il y a trois paramètres dans le tableau représenté (et non quatre, car le total  $N$  est considéré comme fixe, et  $a + b + c + d = N$ ). Le modèle peut s'adapter à tout tableau  $2 \times 2$ , car les équations qui le relient aux observations sont toujours solubles, bien que la solution fasse appel à des méthodes numériques. On peut donc toujours trouver une valeur de  $r$ , la corrélation des variables sous-jacentes.

C'est cette corrélation des variables sous-jacentes que Pearson appela le « coefficient tétrachorique de corrélation ». Alors qu'il savait manifestement que la déduction mathématique de ce coefficient reposait sur l'hypothèse d'une distribution sous-jacente normale à deux variables et que cette hypothèse n'était pas vérifiable, il l'appela, dans le titre de son mémoire et dans d'autres écrits, la corrélation. Il envisageait certes d'autres coefficients d'association empiriques, dont le  $Q$  de Yule, mais il les traitait uniquement comme des approximations de  $r_t$  présentant l'avantage d'une faci-

7. PEARSON, « Mathematical Contributions to the Theory of Evolution VII: On the Correlation of Characters not Quantitatively Measurable », *Philosophical Transactions of the Royal Society, Series A*, vol. 195 (1900), 1-47. Pearson, qui voulait souligner l'analogie de  $r_t$  avec le coefficient de corrélation ordinaire, l'appelait simplement «  $r$  ».

lité de calcul beaucoup plus grande, mais l'inconvénient de s'écarter plus ou moins de  $r_1$ .

Il nous reste un dernier problème à examiner avant d'aborder les développements apportés aux différentes approches. J'ai présenté les coefficients de Yule et de Pearson comme si les données auxquelles ils s'appliquent étaient toujours des populations entières. A cet égard, je reste fidèle aux travaux de ces deux auteurs, qui ne faisaient pas de distinction systématique entre les statistiques calculées sur les échantillons et les paramètres associés à une population. Ces distinctions systématiques ne se répandirent qu'après les travaux de Fisher dans les années vingt. Yule et Pearson savaient bien sûr que les données auxquelles ils appliquaient  $Q$  et  $r_1$  étaient souvent tirées d'échantillons, mais à part le fait qu'ils calculèrent les « erreurs probables » de leurs coefficients, ils ne s'occupèrent pas vraiment des problèmes que cela posait.

### Les développements apportés aux approches de Yule et de Pearson

L'invention du coefficient tétrachorique ne servit nullement de conclusion aux travaux théoriques de Pearson sur la mesure de l'association. Ce domaine fut en effet l'un des principaux sujets de ses travaux entre 1900 et 1922. Pearson était parfaitement conscient des insuffisances de  $r_1$  — notamment le fait qu'il était limité aux tableaux  $2 \times 2$ . Tout en continuant à défendre l'utilisation de  $r_1$ , il tenta de trouver pour le problème de mesure de l'association une approche qui permette d'analyser directement les tableaux plus importants (ceux où les objets sont classés en  $A_1, A_2, \dots, A_p$  et  $B_1, B_2, \dots, B_q$ ) et de se passer, si possible, des hypothèses incluses dans la déduction de  $r_1$ .

La plus importante de ces tentatives fut l'élaboration

de la théorie de la contingence. Cette théorie découlait de l'application de son propre test du khi carré ( $\chi^2$ ) aux tableaux à double entrée<sup>8</sup>. Pour tout tableau de ce type, il est possible de calculer les fréquences attendues dans chaque case dans l'hypothèse où les deux variables sont indépendantes et de mesurer l'écart entre les fréquences attendues et les fréquences observées au moyen du  $\chi^2$ . En se référant à la distribution du  $\chi^2$ , on peut alors mesurer la probabilité de cet écart par rapport aux fréquences attendues, dans l'hypothèse de l'indépendance. La valeur du  $\chi^2$  lui-même n'avait pas directement d'intérêt pour Pearson. Il voulait non pas rejeter simplement l'hypothèse de la non-association, mais mesurer la force de l'association. La valeur du  $\chi^2$  ne peut pas servir à cette mesure, car le fait de multiplier les fréquences de chaque case d'un tableau par une constante (ce qui ne change vraisemblablement pas la force de l'association) multiplie la valeur du  $\chi^2$  par cette constante. Mais on peut facilement tourner le problème. Si on divise la valeur du  $\chi^2$  par  $N$  — le nombre total de cas du tableau —, le coefficient résultant n'est manifestement pas modifié par la multiplication de chaque case du tableau par une constante. Ce coefficient  $\phi^2 = \chi^2/N$ , Pearson l'appela « contingence carrée moyenne »<sup>9</sup>.

Une mesure qui repose sur  $\chi^2$  est manifestement

8. Le test du  $\chi^2$  apparut pour la première fois dans K. PEARSON, « On the Criterion that a Given System of Deviations from the Probable in the Case of a Correlated System of Variables is Such that it can be Reasonably Supposed to have Arisen from Random Sampling », *Philosophical Magazine*, Series 5, vol. 50 (1900), 157-175.

9. K. PEARSON, « Mathematical Contributions to the Theory of Evolution XIII: On the Theory of Contingency and its Relation to Association and Normal Correlation », *Draper's Company Research Memoirs: Biometric Series*, I, Dulau, Londres, 1904, 6.  $\phi^2$  sert encore parfois de mesure de l'association. Pour les tableaux  $2 \times 2$ , sa valeur est :

$$\phi^2 = \frac{(ad - bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$$

et il ne peut être supérieur à 1.

séduisante. Elle dispense d'avoir à faire l'hypothèse de variables sous-jacentes et peut s'appliquer à toutes les tailles de tableaux. Elle est même indépendante de l'arrangement des catégories de chaque variable. Le problème qui se pose est de savoir quelle mesure particulière reposant sur  $\chi^2$  utiliser. Une fois encore, Pearson résolut le problème en revenant à la corrélation des variables à intervalle normalement distribuées. Il supposa que n'importe quel tableau était issu de la répartition de ces variables continues en catégories. Puis il trouva une relation entre la contingence carrée moyenne de ce type de tableau et le coefficient de corrélation  $r$  des variables sous-jacentes. Dans le cas limite où le nombre des cases du tableau tend vers l'infini, il montra que <sup>10</sup>:

$$r = \pm \sqrt{\frac{\phi^2}{1 + \phi^2}}$$

Il proposa alors le coefficient :

$$C_1 = \sqrt{\frac{\phi^2}{1 + \phi^2}}$$

qu'il appela « premier coefficient de contingence <sup>11</sup> ». Si le tableau à double entrée provenait de la catégorisation d'une distribution normale sous-jacente à deux variables et si le nombre des cases du tableau était élevé, alors  $C_1$  approchait le coefficient de corrélation des variables sous-jacentes. Comme  $C_1$  est une fonction monotone de la valeur de  $\chi^2$  pour le tableau à partir duquel il est calculé, il a aussi une certaine justification en dehors du fait que ces hypothèses soient valables ou non.

$C_1$  ne remplaça pas  $r$  dans l'affection de Pearson.

10. K. PEARSON, *op. cit.*, note 9, 7-8.

11. *Ibid.*, 9. Pearson proposa également un second coefficient de contingence basé sur une fonction différente de la divergence entre les fréquences observées et les fréquences prévues. Ce coefficient, qui était plus facile à calculer mais n'avait pas un rapport aussi clair avec  $r$ , fut moins utilisé.

Il estimait que le meilleur usage de  $C_1$  résidait dans les tableaux importants (d'environ 25 cases), car pour les petits tableaux, la relation limite entre  $C_1$  et  $r$  n'était plus valable, et donc  $C_1$  était une mauvaise estimation de la corrélation des variables sous-jacentes :

D'où le fait que la nouvelle conception de la contingence, si elle éclaire tout le sujet... n'élimine pas l'ancienne méthode de la quadruple division <sup>12</sup>.

Le critère fondamental de Pearson était toujours le rapport entre un coefficient d'association et la corrélation des variables sous-jacentes : il cherchait toujours un coefficient d'association directement comparable au coefficient de corrélation des variables à intervalle.

Les autres développements apportés à la théorie de l'association par Pearson et ses collaborateurs se situèrent en gros dans la même ligne. Le souhait que le coefficient de contingence puisse être comparé à la corrélation des variables à intervalle se voit dans des remarques telles que celle-ci : « Afin que nos résultats s'accordent d'assez près avec les résultats d'une distribution gaussienne, nous choisissons... notre échelle... <sup>13</sup>. » L'un des grands objectifs de ces travaux était d'« améliorer »  $C_1$  par diverses corrections, dont la plus importante fut la correction de l'indice de classe présentée en 1913 <sup>14</sup>. Ici encore on trouve comme base de la correction l'hypothèse des variables continues sous-jacentes, et le but de la correction est d'améliorer l'estimation de la corrélation de ces variables en tenant

12. K. PEARSON, *op. cit.*, note 9, 9.

13. K. PEARSON, « Mathematical Contributions to the Theory of Evolution XVIII: On a Novel Method of regarding the Association of two Variates classed solely in Alternate Categories », *op. cit.*, note 9, Series VII, 24. Pour un compte rendu général de ces travaux, voir K. PEARSON, ed., *Tables of Statisticians and Biometricians*, Cambridge University Press, 1914, XXXVI-XLI, LVII-LX.

14. K. PEARSON, « On the Measurement of the Influence of "Broad Categories" on Correlation », *Biometrika*, vol. 9 (1913), 116-139.

compte du fait que  $C_1$  est calculé à partir d'un nombre fini de cases plutôt qu'à partir du nombre infini présupposé par la relation limite entre  $C_1$  et  $r$ . Sans correction,  $C_1$  tend donc à sous-estimer la « vraie » corrélation. L'effet d'une correction par l'indice de classe pour un tableau  $5 \times 5$  est, par exemple, de relever  $C_1$  d'environ 0,05.

La dernière tentative de Pearson pour trouver une solution « parfaite » au problème de la mesure de l'association fut l'élaboration d'une méthode itérative pour adapter une distribution normale à deux variables à un tableau à double entrée (en vue de trouver un équivalent de  $r_1$  pour les tableaux supérieurs à  $2 \times 2$ ). Pearson publia une solution à ce problème dans un article qu'il cosigna avec son fils Egon en 1922<sup>15</sup>. Mais le « coefficient polychorique » qui en résultait, même s'il représentait en un sens la conclusion logique de l'approche de Karl Pearson, échoua, en ces temps précurseurs de l'informatique, du fait que son mode de calcul était particulièrement laborieux.

Yule, lui, élaborait deux autres coefficients : le « coefficient produit-somme »  $r_{ps}$  et le « coefficient de colligation »  $w$ . Ces deux coefficients ne constituaient pas une rupture fondamentale avec l'approche sur laquelle reposaient ses travaux antérieurs. Ils satisfaisaient tous deux à ses trois critères du coefficient d'association, à ceci près que si  $Q$  et  $w$  prennent la valeur 1 pour l'association parfaite au sens faible (soit  $b = 0$ , soit  $c = 0$ ),  $r_{ps}$  ne prend cette valeur que pour l'association positive au sens fort ( $b$  et  $c = 0$ ). Le coefficient produit-somme est le coefficient de corrélation ordinaire des variables à intervalle appliqué à un tableau  $2 \times 2$ , non pas sur le mode perfectionné de Pearson, mais « naïvement », en faisant l'hypothèse que les deux catégories correspon-

15. K. PEARSON et E.S. PEARSON, « On Polychoric Coefficients of Correlation », *Biometrika*, vol. 14 (1922-1923), 127-156.

dent aux valeurs 0 et 1 d'une variable discrète. On peut montrer que cela donne la valeur suivante :

$$r_{ps} = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+c)(b+d)(a+b)(c+d)}}$$

Yule appelait  $r_{ps}$  « coefficient de corrélation d'un tableau  $2 \times 2$  », bien qu'il ne dit pas qu'il remplaçait  $Q$ <sup>16</sup>. Le coefficient de colligation<sup>17</sup> relie  $Q$  et  $r_{ps}$ . Sa formule est :

$$w = \frac{\sqrt{ad} - \sqrt{bc}}{\sqrt{ad} + \sqrt{bc}}$$

et  $Q$  et  $w$  sont reliés par une équation simple :

$$Q = \frac{2w}{1 + w^2}$$

Lorsqu'on réduit le tableau  $2 \times 2$  à une forme symétrique normalisée en multipliant et en divisant les rangées et les colonnes par des constantes jusqu'à ce que chaque total marginal soit égal à  $1/2N$ , le  $w$  du tableau d'origine est égal au  $r_{ps}$  du tableau normalisé. Donc  $w$  et  $r_{ps}$  sont aussi reliés entre eux. Mais l'interrelation de  $Q$ ,  $w$  et  $r_{ps}$  est beaucoup plus faible que celle des coefficients de Pearson, qui se réfèrent tous à la norme

16. YULE introduisit pour la première fois le coefficient produit-somme dans son manuel intitulé *An Introduction to the Theory of Statistics*, Grif-fon, Londres, 1911, 212-213. Ce coefficient avait déjà été proposé indépendamment par le généticien W. JOHANSEN dans son livre *Elementen der exakten Erblichkeitslehre*, Fischer, Iéna, 1909, 272-279, et par l'anthropologue F. BOAS dans « Determination of the Coefficient of Correlation », *Science*, new series, vol. 29 (1909), 823-824. Pearson l'avait même déjà utilisé en 1904 sans le moindre commentaire, mais dans une situation très différente : celle de la théorie mendélienne de la transmission héréditaire : K. PEARSON, « Mathematical Contributions to the Theory of Evolution XII: On a Generalised Theory of Alternative Inheritance, with special reference to Mendel's Laws », *op. cit.*, note 7, vol. 203 (1904), 53-86.

17. Le coefficient de colligation est introduit et discuté dans YULE, « On the Methods of Measuring Association between two Attributes », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 75 (1911-1912), 579-642, article réimprimé dans KENDALL et STUART, *op. cit.*, note 5, 107-170.



théorique unique du coefficient de corrélation des variables à intervalle.  $Q$ ,  $w$  et  $r_{ps}$  donnent des valeurs différentes lorsqu'on les applique à un même tableau, et Yule ne proposa aucune règle générale pour indiquer le coefficient à utiliser dans tel ou tel cas.

### La controverse

Les problèmes fondamentaux en jeu dans la controverse apparurent implicitement dans les deux articles de Yule et de Pearson publiés en 1900. Pourtant, aucun des deux protagonistes n'attaquait ouvertement l'autre, et leurs relations personnelles restèrent apparemment bonnes. Le conflit ouvert ne se déclencha que fin 1905. Le 7 décembre, Yule lut à la Royal Society de Londres deux articles critiquant certains aspects des travaux de Pearson et jetant en particulier le doute sur la validité de l'hypothèse sur laquelle reposait l'utilisation du coefficient tétrachorique<sup>18</sup>. Pearson répliqua à ces critiques par un article publié dans *Biometrika*<sup>19</sup>. A ce stade, la controverse ne s'étendait pas encore à tous les aspects des deux approches concurrentes de la mesure de l'association. Cela se produisit seulement lorsque Yule fit paraître un manuel intitulé *An Introduction to the Theory of Statistics*<sup>20</sup> où il exposait ses mesures de  $Q$  et  $r_{ps}$ . David Heron, collaborateur de Pearson, rédigea pour les lecteurs de *Biometrika* une mise en garde

18. YULE, « On a Property which holds good for all Groupings of a Normal Distribution of Frequency for two Variables, with Application to the Study of Contingency-Tables for the Inheritance of Unmeasured Qualities », *Proceedings of the Royal Society, Series A*, vol. 77 (1906), 324-336 ; « On the Influence of Bias and of Personal Equation in Statistics of ill-defined Qualities », *Journal of the Anthropological Institute*, vol. 36 (1906), 325-381.

19. PEARSON, « Reply to Certain Criticism of Mr. G. U. Yule », *Biometrika*, vol. 5 (1907), 470-476.

20. YULE, *op. cit.*, note 16.

acérbe contre le « danger » des formules de Yule<sup>21</sup>. Puis Yule lut à la Royal Statistical Society un long article défendant sa position et attaquant celle de Pearson<sup>22</sup>. Pearson et Heron répliquèrent par un article qui occupait 157 grandes pages de *Biometrika*<sup>23</sup>. Cet article, paru en 1913, marqua la fin de la phase ouverte de la controverse<sup>24</sup>. Mais celle-ci ne fut pas résolue pour autant. Pearson et Yule avaient certes le sentiment d'avoir énoncé entièrement leurs positions, mais aucun d'eux n'était parvenu à convaincre l'autre, même en partie. Dans la notice nécrologique de Pearson qu'il rédigea en 1936, Yule déclara à propos de cette controverse : « Le temps résoudra la question au moment voulu<sup>25</sup>. »

Les attaques de Yule contre le coefficient tétrachorique portaient principalement sur les hypothèses qui fondaient son élaboration et son emploi. Yule écrivait en effet :

Introduire des hypothèses inutiles et invérifiables ne me paraît pas une façon souhaitable de procéder dans les travaux scientifiques<sup>26</sup>.

21. D. HERON, « The Danger of Certain Formulae suggested as Substitute for the Correlation Coefficient », *Biometrika*, vol. 8 (1911-1912), 109-122.

22. YULE, *op. cit.*, note 17.

23. K. PEARSON et D. HERON, « On Theories of Association », *Biometrika*, vol. 9 (1913), 159-315 ; la note de K. PEARSON intitulée « Note on the Surface of Constant Association », *ibid.*, 534-537 est essentiellement un supplément à cet article.

24. Sauf une exception partielle : un article écrit par Major GREENWOOD et YULE, dans lequel ils examinent l'utilisation du modèle normal à deux variables appliqué aux statistiques sur la vaccination et le déclarent non plausible : « The Statistics of Anti-typoid and Anti-cholera Inoculations, and the Interpretation of such Statistics in general », *Proceedings of the Royal Society of Medicine (Epidemiology)*, vol. 8 (1915), 113-190, réimprimé dans KENDALL et STUART, *op. cit.*, note 5, 171-248.

25. YULE, « Karl Pearson, 1857-1936 », *Obituary Notices of the Royal Society of London*, vol. 2 (1936-1938), 84.

26. YULE, *op. cit.*, note 17, 140.



A propos, par exemple, des statistiques sur la vaccination (domaine auquel les biométriciens avaient appliqué la méthode tétrachorique), Yule déclarait que les catégories « vacciné » et « non-vacciné », « vivant » et « mort » étaient des classes naturellement discontinues :

[...] tous ceux qui sont morts de la variole sont également morts : aucun n'est plus ou moins mort que l'autre, et les morts sont parfaitement distincts des vivants<sup>27</sup>.

Appliquer dans ce domaine un coefficient qui reposait sur l'hypothèse de variables continues sous-jacentes était absurde :

Dans de tels cas, le coefficient normal nous donne, au mieux, une corrélation hypothétique entre des variables contrefaites<sup>28</sup>.

Yule admettait que dans certains cas l'hypothèse d'une continuité sous-jacente était « moins déraisonnable ». Mais dans ces cas-là, l'hypothèse que la distribution sous-jacente fût une distribution normale à deux variables était fréquemment douteuse. Pearson avait souvent utilisé le coefficient tétrachorique avec des tableaux  $2 \times 2$  issus de tableaux plus grands par amalgame des classes adjacentes. En effet, jusqu'à ce qu'il eut inventé le coefficient de contingence, il fut obligé de procéder ainsi, n'ayant aucune méthode d'analyse des grands tableaux. Ces grands tableaux permettaient, contrairement aux tableaux  $2 \times 2$ , de vérifier l'hypothèse de la distribution normale sous-jacente à deux variables.

Cela pouvait se faire de deux façons. Premièrement, si l'hypothèse était vraie, le mode d'amalgame des classes ne devait pas avoir de répercussions sur le calcul de

27. YULE, *op. cit.*, note 17, 139-140.

28. *Ibid.*, 140.

$r_1$  sa valeur devait être au moins approximativement indépendante de la frontière choisie entre les deux classes finales. Yule put donc vérifier l'hypothèse de Pearson en calculant  $r_1$  de plusieurs façons différentes pour un même grand tableau. Il montra que, dans certains des cas cités par Pearson, les valeurs obtenues variaient considérablement, allant par exemple de 0,27 à 0,58 pour un tableau sur la ressemblance des couleurs d'yeux entre pères et fils<sup>29</sup>. Deuxièmement, s'il était vrai qu'un grand tableau était constitué selon l'hypothèse de Pearson, il devait posséder la propriété que Yule appelait « isotropie ».

Soit quatre fréquences adjacentes  $n_1$ ,  $n_2$ ,  $n_3$  et  $n_4$  extraites d'un grand tableau.

		$n_1$	$n_2$	
		$n_3$	$n_4$	

Ce tableau est dit isotrope si le signe de  $n_1n_4 - n_2n_3$  est le même pour tous les « sous-carrés » du tableau. Dans sa première critique des travaux de Pearson, Yule vérifia l'isotropie des tableaux auxquels Pearson, après amalgame des classes, avait appliqué  $r_1$ , et s'aperçut que beaucoup de ceux-ci n'étaient pas « isotropes »<sup>30</sup>.

Pearson se défendit en disant que le critère d'isotropie de Yule n'était pas valable, car celui-ci avait omis d'estimer l'« erreur probable » de  $n_1n_4 - n_2n_3$ . Comme

29. YULE, *op. cit.*, note 17, 144.

30. YULE, « On a Property... », *op. cit.*, note 18.

un tableau n'est que l'échantillon d'une population plus vaste, il peut y avoir une absence d'isotropie pour de simples raisons de fluctuation aléatoire. Pearson admit que les valeurs différentes de  $r$ , obtenues pour un même tableau montraient que, dans certains cas, l'hypothèse de la normalité sous-jacente paraissait inacceptable. Mais il le savait fort bien, puisqu'il avait justement inventé la méthode de contingence pour traiter ces cas-là. Lorsqu'on calculait les coefficients de contingence pour ces tableaux, ils se révélaient « sensiblement » en accord avec les coefficients tétrachoriques; Pearson estima donc que ses résultats étaient valides, malgré les défauts de la méthode qui avait permis de les obtenir<sup>31</sup>.

L'attaque de Pearson et Heron contre l'approche de Yule s'appuya sur le fait que, pour un même tableau, les différents coefficients de Yule prenaient des valeurs discordantes et que, pour les tableaux constitués à partir de données normales authentiques à deux variables, aucun ne s'accordait avec le coefficient de corrélation ordinaire. Pour l'un des tableaux donnés par Yule, Heron trouvait  $Q=0,91$  et  $r_{ps}=0,02$ . Pour les données normales à deux variables,  $Q$  ne s'écartait pas trop du coefficient de corrélation tant que les divisions étaient opérées près de la médiane, mais pour des divisions plus proches des queues de distributions, l'écart pouvait être grand (par exemple  $r=0,5$  et  $Q=0,97$ ). Avec de telles données, la valeur de  $Q$  variait exactement selon le lieu où étaient opérées les divisions; il en était de même pour  $r_{ps}$  (et, en fait,  $w$ ).

Pearson et Heron estimaient que Yule réifiait ses catégories. Rares étaient les cas où il semblait justifié de recourir à de telles méthodes — comme dans la théorie de Mendel où les catégories d'un tableau  $2 \times 2$  correspondaient à la présence ou à l'absence d'une unité mendélienne et où les deux variables étaient donc

31. PEARSON, *op. cit.*, note 19.

authentiquement discontinues (facteur présent = 1; facteur absent = 0). Dans ces cas,  $r_{ps}$  était la façon correcte d'étendre la théorie ordinaire de la corrélation, qui supposait justement l'existence de telles variables discontinues. Mais en général, traiter ainsi les catégories relevait du pur formalisme:

Et ici, nous soulignerons immédiatement la différence fondamentale entre M. Yule et nous-mêmes. M. Yule, comme nous le montrerons plus tard, ne cesse de discuter sur le point de savoir si ses attributs sont en réalité continus ou discontinus ou cachent, sous une terminologie discontinue, de vraies variables continues. Sous des indices de classe tels que « mort » ou « guérison », « emploi » ou « chômage » de la mère, nous ne voyons que des mesures de variables continues qui, bien sûr, ne sont pas nécessairement *a priori* gaussiennes...

La controverse entre nous est beaucoup plus profonde que ne pourrait le penser au premier abord un lecteur superficiel. C'est la vieille controverse du nominalisme contre le réalisme. M. Yule jongle avec les noms des classes comme s'ils représentaient des entités réelles, et ses statistiques ne sont qu'une forme de logique symbolique. Aucune connaissance pratique n'est jamais sortie de ces théories logiques. Elles peuvent avoir un intérêt pédagogique d'exercices pour étudiants en logique, mais il s'ensuivra de grands dommages pour la pratique statistique moderne si les méthodes de M. Yule, qui consistent à traiter comme identiques tous les individus rangés sous un même indice de classe, se répandent, ce qui risque fort d'arriver, car sa voie est facile à suivre et la plupart des gens cherchent à esquiver les difficultés<sup>32</sup>.

Pearson et Heron justifiaient la position biométrique en disant qu'elle était nécessaire pour faire *au moins* une hypothèse sur la nature de la distribution continue des fréquences dont les classes observées étaient des regroupements. La seule distribution qui avait été correctement étudiée sur le plan mathématique était la distribution normale. En pratique, disaient-ils, les

32. PEARSON et HERON, *op. cit.*, note 23, 161, 302.

méthodes fondées sur la distribution normale donnent presque toujours des résultats corrects. Le seul avantage de ces méthodes semblait être, pour eux, de résoudre les difficultés posées par ce genre de problèmes :

Le coefficient de corrélation a une signification physique si précieuse et si bien définie qu'on peut l'obtenir, même approximativement, pour n'importe quel élément ; il vaut infiniment plus que n'importe quel coefficient d'« association » ou de « colligation »<sup>33</sup>.

### Les intérêts cognitifs

Il serait naïf de croire, comme cela arrive parfois, que les objections soulevées dans une controverse scientifique par l'une des deux parties contre les positions de l'autre peuvent compter comme explications de cette controverse. Il faut au contraire entamer son explication en cherchant les facteurs qui décrivent correctement les façons différentes dont chaque théorie se développe et les différents critères d'évaluation des deux camps.

Je proposerai l'hypothèse que les « intérêts cognitifs » figurent parmi ces facteurs. Bien que ce terme soit emprunté à Jürgen Habermas<sup>34</sup>, je n'en déduis pas, en l'utilisant ici, que l'épistémologie stimulante mais controversée de Habermas est pleinement applicable. J'entends par « intérêts cognitifs » les aspects des applications scientifiques effectives ou potentielles d'une théorie qui produisent un effet de retour sur l'évolution de la théorie en structurant sa construction et son appréciation par les scientifiques. Il est évident que toutes les applications d'une théorie n'affectent pas le développement de la théorie, ni tous les aspects d'un ensemble, même limité, d'applications : la théorie est

33. PEARSON et HERON, *op. cit.*, note 23, 300.

34. J. HABERMAS, *Connaissance et intérêt*, Gallimard, 1979.

différente de la pratique. De même, le terme d'« applications » ne désigne pas simplement ici les « utilisations » au sens technologique normal. Les scientifiques peuvent utiliser et utiliser effectivement les théories pour des buts entièrement internes à la science. Ce que nous voulons faire en employant l'expression « intérêts cognitifs », c'est nous concentrer sur le fait qu'il faut voir la construction et l'évaluation des théories comme une construction à des fins particulières et une évaluation qui repose sur des critères particuliers<sup>35</sup>.

Dans un sens très général, on peut considérer que les travaux de Pearson et de Yule exprimaient les mêmes intérêts cognitifs. Comme le fait remarquer Habermas, les sciences de la nature comportent de façon caractéristique des intérêts cognitifs de prévision et de maîtrise technique. La théorie statistique, qui offre par exemple des techniques d'inférence utilisables dans les situations d'incertitude, peut être considérée, dans un sens général, comme élargissant le champ de la prévision. En proposant des mesures de l'association, Pearson et Yule s'efforçaient tous deux d'étendre le champ de l'analyse statistique à un domaine où il n'existait aucune technique d'inférence sûre. Mais définir les choses ainsi n'est pas assez spécifique. Il n'y avait pas qu'un seul moyen « naturel » d'étendre le champ de l'analyse statistique à ce nouveau domaine ; les façons différentes dont s'y prirent Pearson et Yule sont peut-être à mettre au compte des formes concrètes différentes sous lesquelles se manifestaient les intérêts généraux de prévision et de contrôle.

Les travaux de Pearson se référaient essentiellement à un résultat déjà acquis de la théorie statistique : la théorie de corrélation et de régression des variables à

35. Pour un exposé plus complet de cette notion d'« intérêts cognitifs », voir S.B. BARNES et D. MACKENZIE, « On the Role of Interests in Scientific Change » in R. WALLIS, ed., *Rejected Knowledge, Sociological Review Monograph*, 1978.

intervalle. Pour Pearson, cette théorie était l'exemple même de la façon dont les statistiques avaient élargi le champ de la prévision. La régression était donc la théorie qui disait comment prévoir au mieux la valeur d'une variable à partir de celle d'une autre, dans les situations où il n'existait pas de correspondance terme à terme. La corrélation de deux variables était, pour Pearson, la constante ou l'ensemble de constantes suffisants pour décrire la façon dont la valeur attendue d'une variable dépendait de la valeur d'une autre<sup>36</sup>. Dans un cas seulement, la corrélation entendue dans ce sens avait été pleinement spécifiée : celui de deux variables qui suivent une distribution normale à deux variables. Étant donné le coefficient de corrélation de ces deux variables, on pouvait déterminer directement la valeur attendue d'une variable associée à une valeur quelconque de l'autre.

L'approche de l'association des variables nominales de Pearson était manifestement structurée par l'intérêt qu'il avait à maximiser l'analogie entre l'association de ce type de variables et la corrélation de variables à intervalle ayant une distribution conjointe normale. Cette corrélation avait un sens clair pour la prévision, et ce sens en faisait le seul critère permettant d'apprécier la force de l'association. Ce point de référence fondamental fut à la base des efforts de Pearson pour construire une théorie unitaire de l'association et de la corrélation, et c'est lui qui l'amena à juger négativement les travaux de Yule.

La déduction de  $r_1$  montre qu'au début Pearson définissait l'association comme la corrélation de l'hypothétique distribution normale sous-jacente à deux variables. Dans ses travaux ultérieurs sur la contingence, cette superposition littéraire des deux cas se trouva en partie rejetée : Pearson reconnaissait que l'hypothèse d'une distribution normale sous-jacente à

deux variables ne correspondait peut-être pas aux faits. Mais l'analogie continua d'opérer, comme on le voit à la façon dont le modèle normal à deux variables servait à choisir les fonctions particulières du  $\chi^2$  qui furent sélectionnées pour devenir les coefficients de contingence. Pearson considérait donc les mesures de l'association comme un moyen d'estimer la corrélation d'une distribution sous-jacente réelle ou supposée. C'était en effet tout ce que Pearson entendait par « mesure de l'association », et sa façon de présenter  $r_1$  comme « le coefficient de corrélation » montre qu'il tenait la métaphore pour acquise. Selon lui, le critère fondamental de validité des coefficients d'association était leur utilité dans l'estimation de cette corrélation sous-jacente.

Ce critère de validité fonctionnait typiquement de la façon suivante : on prenait des données à intervalle qui suivaient une distribution normale à deux variables et l'on construisait avec ces données un tableau  $2 \times 2$  ou plus grand. Par exemple, si les données concernaient la taille et le poids d'un certain nombre d'individus, on pouvait construire un tableau  $2 \times 2$  en classant comme « grands » tous ceux qui mesuraient plus de 1,80 m, comme « petits » ceux qui mesuraient moins, comme « lourds » ceux qui dépassaient 75 kg et comme « légers » ceux qui pesaient moins. On appliquait alors à ce tableau un coefficient d'association. Si la valeur de ce coefficient se rapprochait suffisamment de la corrélation des mesures discontinues de poids et de taille, c'était un bon point en sa faveur. Si les valeurs d'un coefficient ne s'accordaient pas avec le coefficient de corrélation, c'était un motif pour le rejeter.

Le coefficient tétrachorique réussissait à ce test ; cette réussite était bien sûr garantie par la façon dont il était construit. Il en était de même pour le coefficient de contingence, du moins dans les tableaux suffisamment grands. En revanche, les coefficients de Yule échouaient lamentablement. Non seulement ils étaient dans

36. PEARSON, *op. cit.*, note 3, 256-257.

l'ensemble de piètres approximations du coefficient de corrélation, mais les valeurs qu'ils prenaient dépendaient du niveau où étaient opérées les divisions arbitraires entre « grand » et « petit » et entre « lourd » et « léger »<sup>37</sup>.

Vu l'intérêt fondamental de Pearson à maximiser l'analogie nominal/intervalle, on voit très bien le sens qu'avait pour lui l'utilisation du modèle normal à deux variables. Il n'était nullement obsédé par la distribution normale, bien au contraire : il fut l'un des premiers statisticiens à attirer l'attention sur la nature non normale de nombreuses distributions empiriques et tenta, quoique sans succès, d'élaborer pour les variables non normales une théorie de la corrélation qui prenne entièrement en compte leur caractère non normal<sup>38</sup>. La position de Pearson était pragmatique. Si l'on considère comme lui que la corrélation dépend de la spécification de la fonction qui permet le mieux de prévoir

37. On trouvera des exemples de ce procédé d'évaluation dans PEARSON, *op. cit.*, note 7, 15-18 et dans PEARSON et HERON, *op. cit.*, note 23, 193-202. Pearson en fait usage dès le tout début de ses travaux sur l'association. Ainsi, le 6 mai 1899, avant la parution du premier article sur ce sujet, il écrivit à Yule pour lui faire observer que Q ne satisfaisait pas à ce test (Pearson papers, University College London, C1, D6).

38. K. PEARSON, « Contributions to the Mathematical Theory of Evolution II: Skew Variations in Homogeneous Material », *op. cit.*, note 7, vol. 186 (1895), 343-414; « Notes on the History of Correlation », *Biometrika*, vol. 13 (1920), 25-45, réimprimé dans E.S. PEARSON et M.G. KENDALL, eds., *Studies in the History of Statistics and Probability*, Griffin, Londres, 1970, 185-205.

Pearson estimait que pour aborder la corrélation des variables non normales, il fallait connaître la forme particulière de leur distribution conjointe, car sans cela il était impossible de déterminer la meilleure façon de prévoir les valeurs d'une variable à partir de celles de l'autre. Yule, quant à lui, disait qu'on pouvait utiliser pour ces variables non normales le coefficient des moments mixtes ordinaire quelle que soit la forme particulière de cette distribution. Voir YULE, « On the Significance of Bravais's Formulae for Regression, etc., in the Case of Skew Correlation », *Proceedings of the Royal Society, Series A*, vol. 60 (1897), 477-489; PEARSON, *op. cit.*, note 3, 274; PEARSON, « Notes on the History of Correlation », et les lettres de 1896 entre Pearson et Yule (Pearson papers, University College London, C1 D6).

la valeur d'une variable à partir de celle d'une autre, il faut faire une hypothèse sur la distribution conjointe des deux variables. Il n'y avait, selon Pearson, qu'une seule distribution conjointe assez bien connue pour permettre ce type d'analyse : la distribution normale à deux variables. L'expérience qu'on avait de cette distribution avait montré, disait-il, que même si l'hypothèse de la normalité n'était pas absolument juste, les inférences fondées sur cette hypothèse avaient peu de chances d'être grandement erronées<sup>39</sup>. Donc, s'il fallait utiliser un modèle, Pearson estimait que le meilleur était le modèle normal à deux variables. En outre, il fallait bien un modèle si l'on voulait que l'analogie nominal/intervalle ait une quelconque validité. Or le Q de Yule était l'exemple d'un coefficient non fondé sur un modèle explicite. Les valeurs de Q ne sont pas comparables avec celles du coefficient de corrélation. Et l'on ne peut pas non plus arriver à comparer des cas nominaux et des cas à intervalle en réduisant les données à intervalle à des tableaux  $2 \times 2$  et en appliquant Q, car la valeur de Q dépend du procédé par lequel on exécute cette opération. En effet, la comparaison des valeurs de Q d'un tableau nominal  $2 \times 2$  à l'autre devient, dans cette perspective, un procédé très difficile à justifier. Sans un modèle de la situation qui donne un sens aux coefficients d'association, Pearson estimait que l'usage de ces coefficients à des fins de comparaison était dangereusement arbitraire.

L'approche de la théorie de l'association proposée par Pearson était donc assez étroitement structurée par l'analogie entre l'association des variables nominales et la corrélation employée comme outil de prévision dans le domaine des variables à intervalle. L'approche de Yule, en revanche, était beaucoup plus souple. Un coefficient d'association dans le cas de variables nominales (ou même un coefficient de corrélation dans le cas

39. PEARSON et HERON, *op. cit.*, note 23, 300.

de variables à intervalle), c'était pour lui une mesure de dépendance statistique qui ne devait satisfaire qu'à des critères formels généraux (être égal à zéro en cas d'indépendance, à un en cas de dépendance complète, etc.). Le simple fait de savoir que deux variables sont associées (comme la vaccination et la survie) est déjà utile pour résoudre les problèmes de prévision et de maîtrise. Yule n'avait pas pour souci premier de faire des inférences plus serrées que cela. Les problèmes *spécifiques* de prévision et de maîtrise liés à des contextes *spécifiques* d'application intervenaient dans son choix des coefficients *particuliers* (par exemple entre  $Q$ ,  $w$  ou  $r_{ps}$  dans tel ou tel cas particulier), mais ne structuraient pas sa formulation globale du problème de l'association<sup>40</sup>. On peut donc voir en Yule quelqu'un qui énonça une théorie formelle et générale de l'association, théorie qui laissait une grande place à des élaborations plus précises dans tel ou tel exemple. Il ne cherchait pas la meilleure mesure possible de l'association. De même qu'il existe des mesures différentes d'une tendance centrale (moyenne, médiane, mode, etc.), de même il y avait, pour Yule, des façons différentes de mesurer l'association, qui donnaient des valeurs différentes pour un même tableau. On ne pouvait garantir la supériorité de l'une sur l'autre avant d'avoir examiné l'application concernée. Essayer d'agir ainsi en s'appuyant sur des hypothèses sujettes à caution (comme celle des distributions sous-jacentes) était, selon Yule, dangereux et

40. Yule en vint en effet à douter que le coefficient d'association fût toujours ce qui convenait. Le 2 mars 1915, il écrivait à Major Greenwood :

Voici les calculs et les diagrammes sur le choléra. J'y ai joint deux feuilles de réflexions sur la mesure de l'avantage, de l'efficacité ou de l'efficacité de l'immunisation ou de procédés similaires. Je ne vois pas comment arriver à mesurer l'association, car les choses ne sont pas claires dans mon esprit, à commencer par ce qu'on veut mesurer avec le coefficient d'association : plus j'essaie d'y réfléchir, plus les choses s'embrouillent dans ma tête. C'est comme si je n'avais finalement besoin d'aucune mesure de l'association. L'« avantage » et l'« efficacité » me donnent ce dont j'ai besoin, et ni l'un ni l'autre n'ont la nature d'un coefficient d'association : le premier est une régression et le second Dieu sait quoi.

source d'erreurs. Yule estimait que lorsqu'on travaille sur des données nominales, il faut accepter les limites qui découlent du niveau de mesure : on a affaire à des cas classés en catégories, rien de plus. Le statisticien doit accepter les données telles qu'elles se présentent. Les méthodes de Yule étaient donc structurées par un intérêt cognitif de prévision qui l'amenait à utiliser les données nominales comme des phénomènes de plein droit ; l'analogie nominal/intervalle n'avait pour lui aucune force d'évidence.

Les intérêts cognitifs différents de Pearson et de Yule rendaient leurs deux positions incommensurables<sup>41</sup>. Les démonstrations logiques et mathématiques ne furent pas suffisantes pour décider entre les deux positions. Leurs concepts de « mesure de l'association » étaient différents : pour Pearson, il s'agissait d'estimer une corrélation sous-jacente et pour Yule de mesurer, dans un sens plus souple, la dépendance des données nominales présentées. Le même résultat mathématique se trouvait interprété différemment par les deux camps selon leurs intérêts cognitifs.

Les deux camps savaient donc qu'en principe, pour un même tableau, les trois coefficients  $Q$ ,  $w$  et  $r_{ps}$  de Yule ne concorderaient pas et qu'il pouvait même y avoir entre leurs valeurs des différences quelque peu extravagantes. Aux yeux de Pearson, cela suffisait à condamner intégralement le système de Yule : comment pourrait-il en effet y avoir trois valeurs différentes de l'association pour un même tableau ? Aux yeux de Yule en revanche, ce résultat correspondait parfaitement aux attentes, car  $Q$ ,  $w$  et  $r_{ps}$  étaient simplement des façons différentes de résumer les données. De même, les deux

41. Sur le concept d'incommensurabilité, voir P.K. FEYERABEND, « Explanation, Reduction and Empiricism », in H. FEIGL et G. MAXWELL, eds., *Scientific Explanation, Space and Time, Minnesota Studies in the Philosophy of Science*, vol. 3, University of Minnesota Press, Minneapolis, 1962, 28-97 ; T.S. KUHN, *La Structure des révolutions scientifiques*, trad. L. Meyer, Flammarion, 1983.

camps reconnaissent que la valeur du coefficient de contingence était affectée par la grandeur du tableau auquel on l'appliquait. Pour Yule, c'était là une grave faiblesse du coefficient de contingence. Dans certaines circonstances, sa valeur reflétait le nombre des cases du tableau autant que l'association des données. Pour Pearson, en revanche, cette propriété n'était rien de moins que prévue. Le coefficient de contingence n'était égal au coefficient de corrélation que dans le cas limite où le nombre des cases du tableau était infini. Il n'était donc pas étonnant que la valeur du coefficient de contingence soit affectée par la grandeur du tableau : en faisant l'hypothèse d'une distribution normale sous-jacente, on pouvait contrebalancer cet inconvénient. Pour prendre un autre exemple, aucun des deux camps ne contestait le fait que lorsqu'on appliquait Q aux données authentiquement continues issues d'un couple gaussien, sa valeur différerait considérablement selon le niveau où l'on opérerait la division (par exemple entre grand et petit). Pour Pearson, cela invalidait Q. Pour Yule, les propriétés que pouvait posséder Q lorsqu'on l'appliquait artificiellement à des données à intervalle n'affectaient pas son utilisation avec des données normales puisqu'il rejetait le modèle fondamental de la division sous-jacente de Pearson<sup>42</sup>.

### Intérêts cognitifs et finalités

Les intérêts cognitifs différents dont témoignaient les travaux de Pearson et de Yule n'étaient pas dus au hasard. On peut les relier à leurs objectifs différents concernant l'exploitation de la théorie statistique et

42. Voir YULE, *op. cit.*, note 17, notamment 145-146 et 159-163 ; PEARSON et HERON, *op. cit.*, note 23, notamment 171-183, 193-202 ; PEARSON, *op. cit.*, note 9, notamment 8-9 ; PEARSON, *op. cit.*, note 14.

peut-être fondamentalement à des intérêts sociaux différents.

Comme l'a montré Norton<sup>43</sup>, Pearson avait des positions engagées dans le domaine de l'eugénique qui furent une motivation essentielle à ses travaux sur la théorie statistique. Dans son programme de recherche à orientation eugénique, les théories de la régression, de la corrélation et de l'association jouaient un rôle important. Le premier lien entre ces théories et l'eugénique avait été forgé par leur créateur, Francis Galton, qui avait élaboré la théorie de la régression et de la distribution normale à deux variables en étudiant les rapports de deux populations liées par l'hérédité. La régression était à l'origine un moyen de résumer la façon dont les caractères attendus d'un descendant dépendaient de ceux de ses parents ; Galton élaborait pour la première fois sa distribution normale à deux variables en étudiant la distribution conjointe des caractères souches et des caractères de la descendance<sup>44</sup>. Dans ses travaux sur la théorie statistique, Pearson reprit ce lien entre d'une part l'étude mathématique de la corrélation et de la régression, et d'autre part le problème eugénique des rapports héréditaires entre générations successives.

Dans son premier exposé général sur l'approche statistique de la théorie de l'évolution, Pearson donnait la définition opérationnelle suivante de l'hérédité :

Étant donné un organe quelconque chez un parent et le même ou tout autre organe quelconque chez ses descendants, la mesure mathématique de l'hérédité est la corrélation de ces organes pour les couples parents-descendants... Par

43. Bernard NORRON, « Karl Pearson and Statistics : The Social Origins of Scientific Innovation », *Social Studies of Science*, vol. 8 (1978), 3-34.

44. Voir les articles de GALTON cités en note 3 et Ruth SCHWARTZ COWAN, « Francis Galton's Statistical Ideas : The Influence of Eugenics », *Isis*, vol. 63 (1972), 509-528.



organe, on entend ici tout caractère qui peut être quantitativement mesuré<sup>45</sup>.

Deux pages plus haut, Pearson avait expliqué que la corrélation de deux variables (il parlait d'« organes ») était ce qui définissait la fonction permettant de prévoir la valeur de l'une à partir de la valeur de l'autre<sup>46</sup>. Mises ensemble, ces notions d'hérédité et de corrélation nous montrent ce que faisait Pearson : il élaborait une théorie mathématique de prévision de la descendance afin de prévoir, à partir des ancêtres d'un individu, les caractères de celui-ci. Galton avait résolu le problème de l'origine parentale de l'individu ; Pearson voulait remonter plus loin et étudier les grands-parents, les arrière-grands-parents, etc.

L'article de Pearson révèle deux aspects de sa position sur la corrélation et sa mesure. Premièrement, on voit que sa notion de corrélation en tant que fonction permettant de prévoir directement une variable à partir d'une autre prenait ses racines dans la tâche que la corrélation était censée remplir dans le domaine de la prévision de l'évolution et de la prévision eugénique. Il ne suffisait pas de savoir que les caractères des descendants dépendaient des caractères ancestraux : il fallait mesurer cette dépendance de façon à prévoir les effets de la sélection naturelle ou de l'intervention volontaire dans la reproduction. Le but de Pearson était de parvenir à des conclusions telles que celles-ci :

Conformément à cette hypothèse, et avec des coefficients de corrélation aux alentours de ce qu'ils sont chez l'homme, cinq générations de sélections du type requis chez les deux parents devraient suffire à créer une race<sup>47</sup>.

45. PEARSON, *op. cit.*, note 3, 259.

46. *Ibid.*, 256-257.

47. *Ibid.*, 317 (souligné par Pearson).

Pour aller dans la direction indiquée ici, pour passer de la prévision au contrôle potentiel des processus de l'évolution, il fallait des outils de prévision précis et puissants : il ne suffisait pas d'énoncer simplement une dépendance. Deuxièmement, la prééminence de la corrélation dans la pensée statistique de Pearson apparaît liée au rôle de cette corrélation comme mesure de la « force de l'hérédité ». En définissant l'hérédité comme la corrélation entre les parents et leur descendance, Pearson montrait le caractère aprioriste de sa conception de l'hérédité. Il n'envisageait même pas, dans son article, que la corrélation puisse venir du fait que le milieu des parents et des descendants était similaire<sup>48</sup>. Ces positions laissent également penser que le moteur des travaux de Pearson sur la théorie de la corrélation pouvait bien être d'établir un lien direct entre la corrélation et l'hérédité. Pour accroître le champ des études sur l'hérédité, il fallait apporter un développement parallèle à la théorie de la corrélation. Dans cet article de 1896, l'association était clairement faite entre d'une part le passage de l'étude de la parenté à celui de toute la lignée ancestrale, et d'autre part le développement de la théorie de la corrélation depuis le cas à deux variables de Galton jusqu'à un nombre infini de variables.

Le principal obstacle qui s'opposait aux études de Pearson sur l'hérédité à la fin des années 1890 était qu'elles étaient limitées à des caractères mesurables. De nombreux caractères tels que la couleur des animaux et des plantes, ainsi que les caractères mentaux de l'homme essentiels pour l'eugénique, n'étaient pas directement quantifiables (cette période précédait, bien sûr, l'invention de l'échelle de l'intelligence par Binet

48. Plus tard, Pearson tenta de démontrer le faible rôle du milieu en comparant les « coefficients d'hérédité » aux corrélations entre les caractères des enfants et certains aspects de leur milieu familial ; mais pour lui c'était un problème accessoire, car il estimait que le milieu familial reflétait de toute façon largement les caractères innés des parents.

et Simon). Tout ce qu'on pouvait faire à propos de ces caractères, c'était classer les individus en catégories, et comme on ne pouvait analyser les données résultantes par une théorie de la corrélation du type à intervalle, on n'avait aucun moyen d'estimer la « force de l'hérédité » pour ces caractères. Pour étendre la recherche sur l'hérédité de l'étude des caractères à intervalle à celle des caractères nominaux, il fallait, selon la définition opérationnelle de l'hérédité de Pearson, faire passer la théorie de la corrélation de l'étude des variables à intervalle à celle des variables nominales.

La façon dont Pearson définit lui-même la nature du problème en 1900 montre que mon interprétation de l'origine de ses travaux sur l'association est correcte :

De nombreux caractères sont tels qu'il est très difficile, voire impossible, de constituer une échelle numérique soit discontinue, soit continue de leur intensité. Tel est par exemple le cas pour la peau, la fourrure ou la couleur des yeux chez les animaux ou encore de la couleur des fleurs... Or ces caractères sont parmi les plus communs, ceux qu'on peut généralement apprécier au premier regard. L'éleveur de chevaux range une bête parmi les bruns, les bays ou les alezans ; la mère range les yeux de son enfant parmi les gris ou les marrons sans hésiter ni se tromper, si l'on reste dans des limites normales. Il est évident que si l'on parvient à étendre la théorie de la corrélation pour l'appliquer facilement à de tels cas, on aura élargi de beaucoup le champ au sein duquel on peut étudier numériquement l'intensité de l'hérédité, de même qu'on aura réduit de beaucoup le travail de collecte des données et de constitution des informations<sup>49</sup>.

Ces recherches sur l'hérédité non seulement furent le motif qui amena Pearson à développer sa théorie de l'association, mais encore conditionnèrent la nature de

49. K. PEARSON (avec l'assistance d'Alice LEE), « Mathematical Contributions to the Theory of Evolution VII : On the Application of Certain Formulae in the Theory of Correlation to the Inheritance of Characters not Capable of Quantitative Measurement », *Proceedings of the Royal Society, Series A*, vol. 66 (1900), 324-325.

cette théorie. Dans sa définition du problème, on peut voir le lien entre d'une part ses buts de partisan de l'eugénisme et du darwinisme social, et d'autre part les intérêts cognitifs qui ressortent de ses travaux sur l'association. Pearson disposait déjà de ce qu'il considérait comme un moyen satisfaisant d'étudier la transmission des caractères à intervalle et il s'en était servi pour accumuler une quantité considérable de « coefficients d'hérédité ». Pour tirer le maximum des informations sur la transmission des caractères nominaux, il fallait leur trouver un « coefficient d'hérédité » parallèle à celui des caractères à intervalle. Le sens qu'il fallait donner au développement de la théorie de l'association fut donc, dans son cas, déterminé par la nécessité de maximiser l'analogie entre l'association des variables nominales et la corrélation des variables à intervalle. Pearson voulait pouvoir dire : « le coefficient d'hérédité des capacités mentales de l'homme est  $r$  » et comparer ce coefficient aux « coefficients d'hérédité » déjà calculés pour la taille et les autres caractères du même ordre. Un coefficient d'association tel que le  $Q$  de Yule ne lui aurait pas permis de le faire. Comme nous l'avons déjà expliqué, les valeurs de  $Q$  ne peuvent être comparées à celles du coefficient de corrélation ; de même, on ne peut analyser la taille ou les capacités mentales au moyen de  $Q$ , car  $Q$  dépend de la frontière arbitraire tracée entre « grand » et « petit ». Pour que la comparaison nominal/intervalle fût plausible, il fallait à Pearson un coefficient qui, appliqué aux données de taille séparées en deux, donne une valeur aussi proche que possible de celle du coefficient de corrélation : d'où l'intervention de  $r_1$  et le critère fondamental d'évaluation des coefficients d'association<sup>50</sup>.

Pearson avait en fait commencé à réunir un ensemble de données essentiellement nominales qui concernaient de très près l'eugénisme avant même d'avoir

50. PEARSON, *op. cit.*, note 49, 49-50.

trouvée, en  $r_1$ , le moyen de les analyser. Les corrélations parents-enfants étaient difficiles à réunir, mais Pearson raisonna en disant que la corrélation des couples de frères et sœurs<sup>51</sup> avait la même valeur théorique pour mesurer la force de l'hérédité<sup>52</sup>. Grâce à des questionnaires envoyés à des professeurs, il accumula, sur près de 4 000 couples de frères et sœurs, des observations portant sur des caractères physiques à intervalle tels que l'index céphalique, sur des caractères physiques nominaux tels que la couleur des yeux et sur une série de caractères mentaux nominaux tels l'« aptitude » ou le caractère « consciencieux ». L'étude avait débuté en 1898 ; en 1903, Pearson s'estima en mesure de donner un compte rendu complet de ses résultats lors de sa conférence à l'Anthropological Institute. Ce fut là sa contribution majeure à la théorie de l'hérédité des caractères mentaux, et la première d'une série de tentatives plus complexes visant à montrer la prédominance de l'inné sur l'acquis<sup>53</sup>. Ce fut aussi sa

51. K. PEARSON, *Life, Letters and Labours of Francis Galton*, Cambridge University Press, 1914-1930, vol. 3A, 332.

52. Les corrélations des couples de frères et sœurs et les corrélations des parents étaient bien sûr reliées par la célèbre « loi de l'hérédité ancestrale » de Galton-Pearson. Voir K. PEARSON, « Mathematical Contributions to the Theory of Evolution : On the Law of Ancestral Heredity », *Proceedings of the Royal Society, Series A*, vol. 62 (1898), 404-407.

53. Il y a trois différences essentielles entre les travaux de Pearson et les études ultérieures faites pour estimer l'« hérédité » : l'introduction d'une échelle de l'« intelligence » numérique, l'utilisation de jumeaux aussi bien que de couples de frères et sœurs en général et l'application de modèles multifactoriels mendéliens (en plus des simples mesures de ressemblance). Si importantes que soient ces différences, on peut considérer que les travaux ultérieurs affinent l'approche fondamentale de Pearson plutôt qu'ils s'en écartent radicalement. La conférence de PEARSON intitulée « On the Inheritance of the Mental and Moral Characteristics in Man, and its Comparison with the Inheritance of the Physical Characteristics » fut publiée dans le *Journal of the Anthropological Institute*, vol. 33 (1903), 179-237. On trouvera un point de vue intéressant sur cette conférence dans B.L. WELCH, « Statistics — a Vocational or a Cultural Study ? », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 133 (1970), 531-543, mais voir aussi les remarques de E.S. PEARSON, *ibid.*, vol. 135 (1972), 143-146.

principale tentative d'utilisation de  $r_1$ , et celle qui suscita les plus vives attaques de Yule.

On peut prendre l'analyse des facultés mentales de Pearson comme exemple de sa façon de procéder. Il avait demandé aux enseignants de classer chaque membre des couples de frères et sœurs dans l'une des catégories suivantes : intelligence rapide, intelligent, intelligence lente, lent, lourd, très lourd et confus-imprévisible. « Très lourd » était par exemple défini comme : « capable de retenir dans son esprit seulement les faits les plus simples et incapable de saisir les relations entre les faits ou de raisonner sur ces relations<sup>54</sup> ». Pour pouvoir utiliser  $r_1$ , il réduisit ces catégories à deux : l'une qui comprenait « intelligence rapide » et « intelligent », et l'autre le reste. Il dressa alors des tableaux  $2 \times 2$  du type de celui-ci, qui concerne des couples de frères<sup>55</sup> :

2 <sup>e</sup> frère	1 <sup>er</sup> frère		Totaux
	« Intelligent » et « intelligence rapide »	Autre	
« Intelligent » et « intelligence rapide »	526	324	850
Autre	324	694	1 018
Totaux	850	1 018	1 868

Puis, il calcula la valeur de  $r_1$  (en l'occurrence 0,46). Pearson tira de ces données la mesure de la « force de l'hérédité » pour neuf caractères mentaux et neuf caractères physiques, et put également intégrer à la comparaison d'autres estimations antérieures de la corrélation de caractères physiques chez des couples de frères.

54. PEARSON, *op. cit.*, note 53, 209.

55. Reconstitué à partir des données complètes de PEARSON, *ibid.*, 236.

res et sœurs. Son raisonnement reposait sur deux hypothèses, qui n'étaient qu'en partie explicites : la comparabilité des coefficients de corrélation pour les données à intervalle avec la valeur de  $r_1$  pour les données nominales ; et l'interprétation de ces coefficients comme mesures de la « force de l'hérédité ». En s'appuyant sur ces hypothèses, il put revendiquer une découverte remarquable : la force de la transmission héréditaire pour un large éventail de caractères physiques et mentaux était pratiquement identique et environ égale à 0,5. En outre, il déclara que le milieu ne jouait aucun rôle significatif et supposa donc que les effets résiduels (le fait que la corrélation était seulement de 0,5 et non de 1) étaient simplement le produit de variations aléatoires. Pearson estimait qu'on pouvait écarter le rôle du milieu puisque sa série de caractères comprenait la couleur des yeux. Il était admis que le milieu ne prenait aucune part dans la détermination de ce caractère, et pourtant, la force de la transmission héréditaire pour la couleur des yeux était très proche du 0,5 propre aux autres caractères. Pearson en déduisit que si le milieu ne jouait aucun rôle dans la détermination de la couleur des yeux, il n'en jouait donc aucun dans les autres cas. Et il se prononça catégoriquement en faveur d'un rigoureux héréditarisme :

Nous sommes amenés par force, littéralement par force, à la conclusion générale que les caractères physiques et psychiques chez l'homme sont, dans de larges proportions, hérités de la même manière et avec la même intensité... Nous héritons du caractère de nos parents, de leur conscience, de leur timidité, de leurs aptitudes, de même que nous héritons de leur taille, de leur avant-bras et de leur empan <sup>56</sup>.

A la fin de sa conférence, Pearson tirait les conclusions qui découlaient de son analyse. Il parlait de l'inaptitude des Britanniques à soutenir la concurrence

56. PEARSON, *op. cit.*, note 53, 204.

impérialiste avec l'Allemagne et les États-Unis et de la cause de cette inaptitude : le manque d'intelligence et d'esprit de commandement. Il déclarait que ses travaux montraient que la seule solution était de « modifier la fécondité relative des bonnes et des mauvaises souches de la communauté » :

Ce remède consiste d'abord à faire prendre conscience à la fraction intellectuelle de notre pays qu'il est possible de soutenir et de former l'intelligence, mais qu'aucune formation ni aucune instruction ne pourra la créer. Il faut la produire, tel est le résultat général sur lequel doit s'appuyer l'art de gouverner, et qui découle de l'égalité de la transmission des caractères psychiques et physiques chez l'homme <sup>57</sup>.

Étant donné le souci d'« efficacité nationale » de l'époque, ces paroles ne pouvaient mieux tomber, et elles ne manquèrent pas de retentir en dehors de la communauté scientifique. La conférence de Pearson fut longuement citée par le Comité départemental sur la détérioration physique institué par le gouvernement dans la frayerie qui suivit les premières défaites britanniques contre les Boers en Afrique du Sud <sup>58</sup>. Peu de contemporains de Pearson auraient pu comprendre entièrement l'élaboration mathématique de son coefficient tétrachorique et peu semblent avoir examiné de près son raisonnement, mais la conclusion qu'il en tirait frappa juste.

Yule en revanche n'avait pas d'engagement par rapport à l'eugénisme. On ne lui connaît aucune déclaration publique à ce sujet, et rien dans sa correspondance avec Pearson par exemple ne révèle ses opinions. Toutefois, dans les lettres qu'il échangea avec celui qui fut peut-être son meilleur ami, Major Greenwood, on

57. PEARSON, *op. cit.*, note 53, 207 (souligné par Pearson).

58. *Report of the Inter-Departmental Committee on Physical Deterioration*, Londres, HMSO, 1904, Cd. 2175, 38-39. Sur le contexte général, voir G.R. SEARLE, *The Quest for National Efficiency*, Blackwell, Oxford, 1971.

trouve quelques éléments sur ses opinions personnelles. Elles semblent faites d'un mélange d'indifférence et d'hostilité, comme le montrent les citations suivantes :

[...] je trouve le vote des femmes aussi répugnant que l'eugénique.

Ce Congrès de l'eugénique ressemble à une farce...

Je viens de recevoir la lettre de l'Eugenics Education Society me demandant de faire des conférences. Cela ne me plaît pas du tout...

Je ne suis pas eugéniste et l'eugénique ne m'intéresse pas le moins du monde<sup>59</sup>.

Lorsque son travail universitaire touchait à des sujets eugéniques, Yule affichait une certaine distance vis-à-vis des positions eugéniques de l'époque. Sur le problème hérédité contre milieu, il se montrait prudent :

Pour prendre un exemple concernant la transmission des maladies, les chances qu'un individu a de mourir de phthisie dépendent non seulement du caractère phthisique de ses ancêtres, mais aussi très largement de ses habitudes, de son éducation et de sa profession<sup>60</sup>.

L'un des grands sujets des premiers travaux statistiques de Yule fut le paupérisme, dans lequel les eugénistes voyaient un symptôme de dégénérescence héréditaire. Mais Yule, esquissant ce genre de discussion, s'intéressa à la façon dont les réformes des gouvernements, notamment la suppression de l'assistance, réduisaient le taux observé de paupérisme<sup>61</sup>.

59. Yule à Greenwood, 3 avril, 8 août, 8 novembre 1912 et 17 août 1920. Lettres en possession de G.B. Greenwood.

60. G.U. YULE, « Mendel's Laws and their Probable Relations to Intra-Racial Heredity », *New Physiologist*, vol. 1 (1902), 228.

61. G.U. YULE, « On the Correlation of Total Pauperism with Proportion of Out-Relief », *Economic Journal*, vol. 5 (1895), 603-611, vol. 6 (1896), 613-623 ; « Notes on the History of Pauperism in England and Wales from 1850, treated by the Method of Frequency Curves ; with an Introduction on the Method », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 59 (1896), 318-349 ; « An Investigation into the Course of Pauperism in England, chiefly during the last two Intercensal Decades », *ibid.*, vol. 62 (1899), 249-286.

Même lorsqu'il n'était encore que l'étudiant de Pearson, Yule montrait déjà qu'il évoluait dans une direction indépendante de son professeur<sup>62</sup>. En 1893, Yule âgé de 22 ans, devint l'assistant de Pearson chargé des travaux pratiques et le seconda dans son enseignement des mathématiques aux futurs ingénieurs — tout en constituant avec Alice Lee l'auditoire de son premier cours de statistiques mathématiques<sup>63</sup>. En 1895, il fut élu à la Royal Statistical Society, dont il devint un membre actif, alors que Pearson, premier statisticien du pays, n'en fit jamais partie. Ce sont les préoccupations de cette auguste maison — auguste mais plutôt conservatrice — et non le darwinisme social de Pearson qui fournirent le contexte d'application d'une bonne partie des travaux statistiques de Yule. Fondée en 1834, la Statistical Society n'avait pas montré grand intérêt pour le développement de la méthode statistique et s'était plutôt concentrée sur les statistiques administratives et officielles, sur les données relatives à des domaines tels que les finances, les salaires, le paupérisme, la criminalité, les vaccinations et les épidémies. Abrams présente ainsi cette société :

Dans ses premières années, le Conseil de la société ressemblait plutôt à une sous-commission de cabinet travailliste. Ses membres principaux, ceux qui avaient le plus d'expérience dans la recherche statistique intensive, étaient essentiellement des fonctionnaires du gouvernement. Et le désir de servir, de conseiller, d'influencer le gouvernement et de rationaliser son action accentuèrent le style des travaux auquel la société était déjà prédisposée, c'est-à-dire l'accumulation de

62. On trouvera des détails biographiques sur Yule dans F. YATES, « George Udny Yule, 1871-1951 », *Obituary Notices of Fellows of the Royal Society*, vol. 8 (1952-1953), 309-323, et M.G. KENDALL, « George Udny Yule, CBE, FRS », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 115 (1952), 156-161, réimprimé dans KENDALL et STUART, *op. cit.*, note 5, 1-5.

63. Je remercie le professeur E.S. Pearson de m'avoir permis de consulter les notes relatives à ce cours.

faits systématiquement détachée de toute spéculation fondamentale sur leur signification <sup>64</sup>.

Si techniquement les travaux de Yule étaient bien en avance sur les habitudes de la Statistical Society, leur objet, leur forme et même leurs hypothèses politiques en étaient très proches. Les sociétés étaient donc habitués aux travaux orientés vers la diminution du paupérisme et le fait que Yule s'intéressât aux structures administratives plutôt que sociales et économiques ne les déconcertait pas, même si son appareillage technique était neuf.

Il se peut que Yule en soit arrivé à concevoir la nécessité d'une mesure de l'association en étudiant un autre sujet favori de la Royal Statistical Society : les statistiques sur la vaccination. En 1897, lors d'une discussion à la société sur un article antivaccination, il fit un long commentaire très critique sur les techniques statistiques utilisées par l'auteur <sup>65</sup>. Ce qui l'amena à chercher une mesure standard de l'association entre la vaccination et la survie en cas d'épidémie fut peut-être le fait que, dans les débats sur la vaccination qui faisaient rage à l'époque, les statistiques étaient souvent utilisées de façon douteuse <sup>66</sup>. Bien que ses intérêts cognitifs d'amélioration des statistiques sur la vaccination aient certainement joué un rôle dans la façon dont il structura ses travaux sur l'association <sup>67</sup>, ils ne le poussèrent pas à chercher une mesure unique de l'association comme propriété exclusive des données. Les exigences liées au problème de la vaccination imposaient tout au plus des contraintes souples à l'évaluation des mesures de l'association. Il fallait par exemple trouver une convention qui permette de distinguer entre une intervention totalement sans effet (pas d'association) et une intervention totalement efficace (association complète). Mais il n'était pas nécessaire de procéder à des inférences inductives plus générales. Le fait que Yule ait utilisé des critères de forme plutôt que de substance pour élaborer ses coefficients d'association, qu'il ait adopté une approche théorique empirique plutôt qu'unitaire et qu'il ait préféré traiter les données nominales telles quelles, tout cela s'éclaire lorsqu'on prend en considération cette situation.

Mais il ne faudrait pas dire que Yule élaborait une théorie générale de l'association et Pearson une théorie n'ayant qu'un champ limité d'application. Pearson était convaincu que sa théorie était générale, et il l'appliqua même aux cas préférés de Yule tels que les statistiques sur la vaccination ; Yule critiqua violemment l'application de la théorie de Pearson aux données de la transmission héréditaire <sup>68</sup>. Chaque camp considérait que la théorie de l'autre était fautive et non pas simplement appliquée à tort. Il faudrait plutôt dire que les buts spécifiques de Pearson l'amènèrent à élaborer une théorie complexe et perfectionnée qui embrassait des intérêts cognitifs spécifiques, alors que les buts plus diffus de Yule l'amènèrent à élaborer une

théorie totale des cas entrant dans les colonnes « survivant » et « mort » et du degré d'activité des autorités médicales (proportion des vaccinés et des non-vaccinés). Yule chercha donc à élaborer des coefficients que ne modifient pas la multiplication d'une rangée ou d'une colonne par une constante. Voir YULE, *op. cit.*, note 17, 113-123.

<sup>68</sup>. PEARSON, *op. cit.*, note 7, 43-45 ; YULE, *op. cit.*, note 17, et « On a Property... », *op. cit.*, note 18.

<sup>64</sup>. P. ABRAMS, *The Origins of British Sociology, 1834-1914*, The University of Chicago Press, Chicago, 1968, 15.

<sup>65</sup>. *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 60 (1897), 608-612. L'article critiqué par Yule était celui d'A. MILNES, « Statistics of Small-Pox and Vaccination, with Special Reference to Age-Incidence, Sex-Incidence and Sanitation », *ibid.*, 552-603.

<sup>66</sup>. Sur les débats concernant la vaccination, voir R.M. MACLEOD, « Law, Medicine and Public Opinion: the Resistance to Compulsory Health Legislation, 1870-1907 », *Public Law* (été 1967), 107-128 ; (automne 1967), 189-211.

<sup>67</sup>. Lorsqu'on mesure l'association entre la vaccination et la survie et qu'on veut faire des comparaisons, il est évidemment souhaitable d'avoir une mesure qui soit indépendante de la virulence de l'épidémie (proportion

théorie plus floue et plus empirique, qui embrassait des intérêts cognitifs plus généraux.

### Autres aspects de la controverse

Jusqu'ici, j'ai abordé la controverse comme s'il s'agissait simplement d'une querelle entre deux individus, Pearson et Yule. Bien qu'ils aient été de loin les protagonistes les plus actifs du débat, il est important d'examiner la participation des autres membres de la communauté statistique britannique. Le groupe des scientifiques qui contribua à développer la théorie statistique en Grande-Bretagne entre 1900 et 1914 était restreint. En établissant une liste à partir de la *Bibliography of Statistical Literature* de Kendall et Doig et en vérifiant dans les revues, la correspondance et divers autres documents de l'époque, on arrive à vingt-six personnes dont on peut dire qu'elles s'intéressaient activement au développement de la théorie statistique<sup>69</sup>. Douze d'entre elles peuvent être considérées comme des membres de l'école biométrique de Pearson en raison de leurs liens étroits, institutionnels ou personnels, avec les Biometric and Eugenics Laboratories de l'University College de Londres, et du fait que leur support de publication préféré semblait être la revue *Biometrika*. Les quatorze autres avaient des appartenances diverses : il y avait des fonctionnaires, des mem-

69. Cette liste ne comprend pas ceux qui n'écrivirent qu'un seul article sur la question et ne semblent donc pas s'y être activement et longtemps intéressés. Le problème essentiel de sélection est évidemment de savoir si tel travail apporte un développement à la théorie ou à la méthode statistiques ou s'il n'est qu'une application des méthodes existantes. Ainsi Spearman fait partie de la liste, mais Burt en est exclu ; si cette discrimination suppose de réelles différences dans la nature de leurs travaux, elle montre aussi qu'il n'y a pas de division absolue entre ceux qui font partie de la liste et ceux qui en sont exclus.

bres de l'Université, et un scientifique employé dans l'industrie<sup>70</sup>.

Sur les douze membres de l'école biométrique, dix soit prirent part aux attaques contre Yule (Pearson et Heron), soit contribuèrent aux discussions théoriques et aux développements de l'approche pearsonienne (Blakeman, W.P. Elderton, Everitt, Heron, Pearson, Snow, Soper), soit utilisèrent le coefficient tétrachorique dans des travaux empiriques (E.M. Elderton, Lee, Schuster et tous les précédents sauf Blakeman et Soper). Quant aux deux autres (Galton et Isserlis), je n'ai pas trouvé d'éléments sur leurs positions. Galton mourut en 1911, avant que la controverse fût résolue, et Isserlis commençait juste ses travaux sur la théorie statistique à la fin de cette période. Cette situation correspond en gros à ce qu'on pourrait attendre. La méthode tétrachorique et ses développements ultérieurs faisaient partie de l'approche caractéristique de l'école biométrique, étaient largement appliqués aux données empiriques, surtout en eugénique, et constituaient le centre des réflexions théoriques de cette école.

Pourtant, les membres de l'école biométrique n'étaient pas tous des eugénistes convaincus. Certains l'étaient, tel David Heron (1881-1969), le principal allié de Pearson dans les attaques contre Yule, qui semble avoir gardé ses convictions eugénistes même après avoir quitté le groupe des biométriciens<sup>71</sup>. Mais l'exemple de Yule montre qu'on pouvait très bien rester long-

70. Je classerai parmi les membres de l'école biométrique les individus suivants : J. Blakeman, E.M. Elderton, W.P. Elderton, P.F. Everitt, F. Galton, D. Heron, L. Isserlis, A. Lee, K. Pearson, E.H.J. Schuster, E.C. Snow, H.E. Soper. Les « autres » sont : A.L. Bowley, J. Brownlee, F.Y. Edgeworth, R.A. Fisher, W.S. Gosset, M. Greenwood, R.H. Hooker, J.M. Keynes, G.J. Lidstone, A.G. McKendrick, W.F. Sheppard, C. Spearman, G.H. Thomson, G.U. Yule.

71. Voir les remarques qu'il fit en présentant un article de Leonard Darwin, *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 82 (1919), 27-29. Sur la carrière de Heron, voir la notice nécrologique de E.S. Pearson, *Ibid.*, vol. 133A (1970), 287-290.



temps membre actif du groupe des biométriciens sans partager la position dominante à l'égard de l'eugénique. Ce groupe fut pendant plus de trente ans le haut lieu de l'enseignement et de la recherche statistiques en Grande-Bretagne. Il attira donc des gens qui voulaient recevoir une formation statistique, sans partager forcément les opinions de Pearson. Néanmoins, si l'on considère l'école biométrique comme un groupe social plutôt que comme un simple agrégat de personnes, il faut déplacer son attention des motifs individuels aux activités de recherche institutionnalisées du groupe et aux intérêts qui en découlaient. L'école biométrique était un groupe cohérent de gens étroitement liés<sup>72</sup> financé en grande partie par ses activités de recherche en eugénique<sup>73</sup>. Cette recherche était un travail d'équipe qui intégrait étroitement la collecte de données, les développements de la théorie mathématique

72. On voit dans la satire suivante que les adversaires de  $r_1$  se sentaient face à un groupe cohérent :

Extrait du *Times* du 1<sup>er</sup> avril 1925 :

George Udny Yule, condamné pour haute trahison le 7 mars dernier, a été exécuté ce matin sur un échafaud dressé en la gare de Gower Street. Une scène brève mais pénible s'est déroulée sur l'échafaud. Alors qu'on ajustait la corde, le criminel fit une remarque qui ne fut qu'imparfaitement entendue dans l'enceinte de la presse : les seuls mots audibles furent en effet : « le coefficient normal est... » Yule fut immédiatement saisi par le garde impérial et bâillonné. Puis le jury du coroner constata que la mort avait été instantanée. Snow faisait office de bourreau, et parmi les personnalités présentes se trouvaient le Shérif, le vicomte Heron of Borkham et l'honorable W. Palin Elderton.

A l'heure où nous mettons sous presse, le mandat d'amener contre Greenwood n'a toujours pas été délivré, mais la police dispose d'un indice qu'elle estime important : au cours du service habituel du matin, suivi par de nombreux fidèles, en la cathédrale Saint-Paul, le chœur, conformément au décret impérial, entonnait le credo carolingien. Soudain, alors que retentissaient les paroles solennelles : « Je crois en un seul coefficient de quadruple corrélation saint et absolu », un homme à l'aspect misérable, debout près de la porte nord, s'écria : « Mon... » Les bedaux, armés de nombreux volumes de *Biometrika*, se frayèrent un chemin dans une agitation indescriptible jusqu'au lieu de l'incident, mais l'un d'eux fut sauvagement mordu au mollet par un chien bâlard et, dans la confusion, le criminel parvint à s'échapper.

73. L.A. FARRALL dans « The Origin and Growth of the English Eugenics Movement, 1865-1925 » (thèse de doctorat non publiée, Indiana University, Bloomington, 1970), donne la composition des subventions et du personnel des Biometric and Eugenics Laboratories.

indispensable, les calculs, etc., sous le contrôle personnel de Karl Pearson<sup>74</sup>. On peut donc raisonnablement penser qu'il y avait un rapport entre les nécessités de la recherche eugénique et les intérêts cognitifs de développement de la théorie de l'association, indépendamment des motifs personnels des membres de l'école. Je n'ai pas réussi à découvrir si, par exemple, P.F. Evcritt, qui dressa les tableaux des fonctions tétrachoriques permettant de calculer plus facilement  $r_1$ , partageait les opinions de Pearson. Il n'en reste pas moins qu'il travaillait à résoudre une difficulté surgie dans le contexte d'un programme de recherche intégré où les exigences de la recherche eugénique suscitaient des problèmes techniques particuliers, et en conditionnaient la solution.

Un seul statisticien important quitta l'école biométrique durant cette période : Major Greenwood (1880-1949). Dans son cas, on observe trois évolutions parallèles entre 1910 et 1914. Il quitta le groupe des chercheurs directement réunis autour de Karl Pearson à l'University College pour prendre un poste de statisticien au Lister Institute of Preventive Medicine<sup>75</sup> ; il semble qu'à la suite peut-être de cette entrée dans un nouveau domaine universitaire qui, par tradition, insistait sur les causes des maladies liées au milieu il ait adopté une position critique vis-à-vis des doctrines eugéniques<sup>76</sup>. Et de partisan enthousiaste du coefficient tétrachorique (qu'il décrivait, dans un article de 1909 sur l'importance du facteur héréditaire dans la tuberculose, comme la méthode quadruple « exacte » et

74. Voir E.S. PEARSON, « Karl Pearson. An Appreciation of some Aspects of his Life and Work », 1<sup>re</sup> partie, *Biometrika*, vol. 28 (1936), 193-257, et 2<sup>e</sup> partie, *ibid.*, vol. 29 (1937-1938), 161-248.

75. La carrière de Greenwood est présentée dans L. HOGGEN, « Major Greenwood, 1880-1949 », *Obituary Notices of Fellows of the Royal Society*, vol. 7 (1950-1951), 139-154.

76. Les doutes de Greenwood transparaissent dans ses lettres à Yule (Yule papers, Royal Statistical Society, box 1, et notamment la lettre du 30 juin 1913).

« vraie »), il devint, d'abord en privé, puis ouvertement, un adversaire de  $r_1$ . Il serait impossible, avec les éléments dont on dispose, d'établir un rapport de cause à effet entre ces processus; pourtant l'exemple de Greenwood nous incite à relier ensemble l'appartenance à l'école biométrique, les travaux scientifiques en eugénique et l'utilisation de la méthode tétrachorique ou des autres techniques pearsoniennes <sup>77</sup>.

Qu'en était-il à présent des statisticiens qui ne faisaient pas partie de l'école biométrique? Un seul, John Brownlee, semble avoir été un partisan enthousiaste de la méthode tétrachorique. Il appartenait à la section de Glasgow de l'Eugenics Education Society <sup>78</sup>. A part Yule, Greenwood et Brownlee, seuls deux statisticiens « non biométriciens » semblent avoir pris publiquement position sur la mesure de l'association: F.Y. Edgeworth et R.H. Hooker. Aucun des deux, que je sache, n'était eugéniste <sup>79</sup>. Ils étaient membres de la Royal Statistical Society et c'est lors d'une des réunions de celle-ci qu'ils apportèrent un soutien au moins réservé à Yule <sup>80</sup>: il

77. M. GREENWOOD, « The Problem of Marital Infection in Pulmonary Tuberculosis », *Proceedings of the Royal Society of Medicine (Epidemiology)*, vol. 2 (1909), 259-268. Les critiques grandissantes de Greenwood sont formulées dans ses lettres à Yule et dans GREENWOOD et YULE, *op. cit.*, note 24.

78. Eugenics Education Society, *Annual Reports* (1910-1911, 1911-1912). Sur la vie de Brownlee, voir M. GREENWOOD, « Obituary: John Brownlee, MD, DSc », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 90 (1927), 405-407. Brownlee utilisait même  $r_1$  dans le cadre de la théorie mendélienne, où les biométriciens le jugeaient inapplicable. Voir J. BROWNLEE, « The Significance of the Correlation Coefficient when applied to Mendelian Distributions », *Proceedings of the Royal Society of Edinburgh*, vol. 30 (1909-1910), 473-507; E.C. SNOW, « The Application of the Correlation Coefficient to Mendelian Distributions », *Biometrika*, vol. 8 (1911-1912), 420-424.

79. EDGEWORTH, dans *Mathematical Psychics*, Kegan Paul, Londres, 1888, utilisait bien les idées héréditaristes contre l'environnementalisme égalitariste des utilitaristes radicaux, mais à part ce livre, il ne semble pas avoir montré beaucoup de sympathie pour l'eugénique. Quant à Hooker, je n'ai trouvé aucun écrit de lui sur l'eugénique.

80. Voir ses commentaires sur l'article de Yule cité note 17 dans le *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 75 (1911-1912), 643-644 et 646-647.

semble en fait que, pour Yule, cette société ait été ce qui s'approchait le plus d'une « base institutionnelle ». Elle ne pouvait manifestement se comparer en rien aux Biometric and Eugenics Laboratories de Pearson, qui assuraient leurs propres publications et disposaient d'une revue, mais au moins elle prêta à Yule une oreille favorable et lui permit de publier son attaque majeure contre Pearson, ainsi que d'autres écrits moins importants sur l'association.

Ainsi, l'étude des statisticiens britanniques autres que Pearson et Yule confirme dans l'ensemble que l'approche de Pearson était liée aux impératifs de la recherche eugénique et celle de Yule aux impératifs plus ou moins spécifiques d'une statistique d'application générale. Mais, avant de passer au stade final de notre argumentation, il nous faut considérer les autres explications possibles de la controverse et examiner brièvement l'histoire de la mesure de l'association après 1914.

On pourrait dire que les conceptions philosophiques de Pearson expliquent sa façon de considérer la mesure de l'association. Pourtant son approche — qui repose sur l'utilisation de variables sous-jacentes hypothétiques — semble contredire plutôt qu'illustrer le programme positiviste et phénoménaliste exposé dans *The Grammar of Science* <sup>81</sup>. Les exigences pratiques de ses recherches se révélèrent plus fortes que sa stricte philosophie des sciences. Alors qu'il caractérisait le débat comme un affrontement entre son « nominalisme » et le « réalisme » de Yule <sup>82</sup>, on peut dire, en ce qui concerne leurs conceptions respectives de la corrélation, que c'était Pearson le « réaliste » et Yule le « nominaliste ». L'argument développé par Pearson dans sa conférence de 1903 repose par exemple sur une interprétation de la corrélation comme mesure d'une entité réelle — la force de l'hérédité — interprétation qui

81. Londres, Walter Scott, 1892.

82. *Ibid.*, p. 47.

s'effondre en grande partie si la corrélation devient simplement le nom donné à un ensemble de données soumis à l'examen<sup>83</sup>. L'inclination cosmologique générale de Pearson pour la continuité et la variation plutôt que l'homogénéité et les entités distinctes<sup>84</sup> peut expliquer en partie le fait qu'il ait rejeté des méthodes telles que  $r_{ps}$  (qui traitaient les individus d'une même catégorie comme identiques en un sens), mais ne peut, il me semble, expliquer les caractères particuliers de sa méthode de mesure de l'association. En tout état de cause, il vaut peut-être mieux considérer ce genre de position cosmologique globale comme une généralisation tirée de la pratique scientifique (en l'occurrence la pratique de Pearson en tant que statisticien spécialisé dans la biologie et l'eugénique) que comme des facteurs déterminant de façon indépendante cette pratique.

Les explications psychologiques (telles que le conflit de deux personnalités) ne semble pas convenir non plus. Les relations entre Pearson et Yule se sont manifestement détériorées à la suite de leur désaccord, et non le contraire<sup>85</sup>. Leurs divergences de vues transparaissent déjà dans leurs articles tout à fait amicaux de 1900. Même si Pearson et Yule étaient restés les meilleurs amis du monde, ils auraient malgré tout mesuré l'association différemment, et il aurait fallu malgré tout expliquer cette différence.

Une troisième explication possible serait de dire que

83. *The Grammar of Science*, op. cit., note 81, p. 56-58.

84. B. NORTON, « Biology and Philosophy, the Methodological Foundations of Biometry », *Journal of the History of Biology*, vol. 8 (1975), 85-93.

85. Tel fut le compte rendu que fit Yule à Greenwood (lettres des 18 et 26 mai 1936, archives Yule, Royal Statistical Society, box 2). La correspondance entre Yule et Pearson confirme cet état de fait : elle se poursuit sur un ton amical jusqu'à la première attaque de Yule contre Pearson en 1905, puis s'arrête brusquement (à l'exception de trois lettres en 1910 sur une affaire personnelle). Cette correspondance se trouve dans les Pearson papers, University College, Londres, C1 D3 et C1 D6.

les préoccupations biométriques non eugéniques de Pearson l'amènent autant sinon plus que les autres à élaborer la méthode tétrachorique. Il est exact que Pearson utilisa  $r_t$  pour mesurer la « force de la transmission héréditaire » chez d'autres individus que l'homme. Mais isoler une biométrie « neutre » d'une eugénique « idéologique » serait contraire à l'histoire et empêcherait de saisir la pensée de Pearson dans son intégralité. Les résultats des études biométriques sur l'hérédité chez les plantes et les animaux étaient utilisés dans les argumentations eugéniques (on comparait par exemple la force de l'hérédité des caractères humains à celle des animaux). Les travaux biométriques de Pearson furent de toute façon une tentative pour quantifier la théorie de l'évolution et la rendre à la fois rigoureuse et applicable à l'homme. C'était une entreprise sociale et politique :

La théorie de l'évolution n'est pas simplement une conception intellectuelle passive de la nature, elle s'applique à l'homme en société comme à toutes les formes de vie. Elle nous enseigne l'art de vivre, de bâtir des nations stables et dominantes, et elle est aussi importante aux hommes d'État et aux philanthropes dans leurs délibérations qu'au savant dans son laboratoire ou au naturaliste sur le terrain<sup>86</sup>.

Comment se termina la controverse ? Les débats cessèrent pratiquement à l'époque de la Première Guerre mondiale. Deux facteurs y ont probablement contribué. Après 1918, l'énorme quantité de données sur la transmission des caractères chez l'homme et les animaux qui affluait dans les Biometric and Eugenetic Laboratories se réduisit sensiblement. « Les années d'après guerre ne furent pas favorables à la diffusion du credo eugénique de Galton » et, dans les travaux de Pearson,

86. K. PEARSON, *The Grammar of Science*, Adam and Charles Black, Londres, 2<sup>e</sup> édition, 1900, 468.

« l'eugénique fut provisoirement mise de côté<sup>87</sup> ». L'importance directe du problème s'affaiblit donc pour Pearson, et le nombre des travaux théoriques et pratiques faits par son laboratoire sur la mesure de l'association diminua considérablement. En second lieu, on assistait à la naissance d'une nouvelle approche de la théorie statistique, grâce notamment aux travaux de R.A. Fisher, approche qui orienta l'attention vers des problèmes différents. Fisher était, comme Pearson, un eugéniste convaincu, mais il ne mélangeait pas ses opinions eugénistes et ses recherches statistiques, et les innovations décisives qu'il apporta à la théorie statistique furent motivées par des exigences d'expérimentation, notamment en agriculture, plutôt que par ses convictions eugénistes. Étant mendélien, il avait une approche de l'hérédité différente de celle de Pearson, et il chercha à mesurer la force de l'hérédité en analysant la variance à partir d'un modèle théorique mendélien plutôt qu'en comparant les coefficients de corrélation<sup>88</sup>. Bien qu'il ne rejetât pas les travaux de Pearson sur la transmission des caractères mentaux, son propre programme de recherche le conduisit plus loin sans qu'il eût besoin de recourir aux coefficients d'association.

Mais la controverse n'en fut pas pour autant résolue. Le courant statistique de l'époque adopta une vision pluraliste de la mesure de l'association en refusant d'accorder une validité exclusive à l'un des coefficients en particulier. Dans les travaux de Goodman et Kruskal, qui eurent un grand retentissement, il est dit que les mesures « doivent être faites soigneusement d'une manière adaptée au problème considéré<sup>89</sup> »,

87. E.S. PEARSON, *op. cit.*, note 74, 2<sup>e</sup> partie, 205, 206.

88. Voir B. NORTON, « Fisher and the neo-Darwinian Synthesis », article lu à l'International Congress of the History of Science, Edimbourg, 1977.

89. L.A. GOODMAN et W.H. KRUSKAL, « Measures of Association for Cross Classifications », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 49 (1954), 763.

afin qu'on puisse en tirer des interprétations opérationnelles. L'approche générale des statisticiens actuels est donc plus voisine de celle de Yule que de celle de Pearson. Le coefficient Q de Yule reste populaire, surtout chez les sociologues<sup>90</sup>. Le coefficient tétrachorique de Pearson, en revanche, a presque disparu, sauf dans les travaux psychométriques<sup>91</sup>. Il serait intéressant de se demander si l'on pourrait attribuer cette situation au fait que d'une part la majorité des statisticiens actuels partagent l'absence générale d'orientation vers des buts spécifiques qui était celle de Yule, et que d'autre part la psychométrie continue d'être influencée par l'héréditarisme — mais on ne pourrait le prouver qu'en analysant la littérature contemporaine, ce qui sort du cadre de notre étude.

### La controverse et les intérêts sociaux

Notre analyse a montré que les théories de l'association différentes chez Pearson et Yule étaient structurées par des intérêts cognitifs différents et que ces intérêts différents pouvaient s'expliquer par le rapport entre la théorie statistique de Pearson et ses recherches eugéniques, et par l'absence d'un rapport de ce type dans le cas de Yule. Pearson devait presque uniquement son soutien au petit groupe de chercheurs étroitement liés qui poursuivait, sous sa direction, un programme de recherche unifié en statistique, biométrie et eugénique. Yule réunit comme il le put le soutien de gens que n'enthousiasmait pas l'eugénique et dont le principal lien institutionnel semble avoir été la Royal Statistical Society.

90. Par exemple J.A. DAVIS, *Elementary Survey Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J., 1971.

91. Par exemple N.J. CASTELLON, Jr., « On the Estimation of the Tetrachoric Correlation Coefficient », *Psychometrika*, vol. 31 (1966), 67-73.

Le stade final de notre analyse sera nécessairement hypothétique. Dans cette section, j'examinerai les intérêts sociaux sur lesquels reposait l'eugénisme en Grande-Bretagne, ce qui m'amènera à suggérer que la controverse a peut-être trouvé ses fondements dans les intérêts sociaux de la structure sociale changeante en Grande-Bretagne. J'analyserai l'eugénisme comme une idéologie exprimant les intérêts d'une fraction spécifique de la société britannique, et pas ceux des autres fractions. En procédant ainsi, je ne prétends pas expliquer de façon causale les croyances d'individus pris en particulier. Pour faire une analogie avec la sociologie politique, dire que le parti politique P exprime les intérêts du groupe G n'implique pas que tous les membres du groupe G, ou même sa majorité, votent pour P. Cela veut plutôt dire que la politique de P, si elle est mise en œuvre, améliorera la situation financière, le statut, le pouvoir, la sécurité, etc., de G. On peut prévoir que le soutien apporté à P sera différent suivant qu'il s'agit ou non de membres de G, mais l'important est que le raisonnement est fondamentalement structurel et non individuel. Donc, en examinant les relations éventuelles entre la recherche et les intérêts sociaux de l'eugénisme, je ne veux pas dire que ces intérêts sont nécessaires et suffisants pour expliquer les travaux scientifiques et les croyances d'individus pris en particulier. Pearson, Yule et les autres statisticiens évoqués ici étaient des individus qui suivaient généralement des modèles de carrière complexes et en venaient souvent à prendre des positions très personnelles. Cependant, ils choisissaient leurs croyances et leurs attaches à partir non pas de rien, mais d'une situation historique et sociale. On peut espérer que l'étude de cette situation éclairera leurs choix, même si elle n'en fournit pas une explication causale.

En Grande-Bretagne, la période située entre la fin du XVIII<sup>e</sup> siècle et le début du XIX<sup>e</sup> marqua le passage du premier capitalisme, celui du laisser-faire et de la

concurrence, à un capitalisme de monopole accompagné de son importante bureaucratie publique et privée. L'une des conséquences de cette transition fut l'accroissement considérable du nombre, du rôle et de l'importance de ce que Poulantzas appelle la « nouvelle petite bourgeoisie », ces travailleurs non manuels qui ne possédaient pas de capital mais se distinguaient de la classe ouvrière par leur position privilégiée dans une situation de division du travail qui séparait de façon rigide et hiérarchique l'intellectuel du manuel<sup>92</sup>. La fraction supérieure de cette classe est particulièrement intéressante ; c'est celle des « diplômés » membres des professions intellectuelles — médecins, scientifiques, ingénieurs, travailleurs sociaux, etc. — dont l'activité était légitimée par le fait qu'ils possédaient des connaissances accréditées tenues pour particulièrement importantes, et à l'accès strictement contrôlé. On peut considérer ce groupe comme un intermédiaire entre d'une part la classe des travailleurs manuels et d'autre part la bourgeoisie et l'aristocratie. Comme on pourrait s'y attendre, cette situation le mena à formuler ou adopter des idéologies qui soulignaient, d'une part, sa différence et sa supériorité par rapport à la classe des travailleurs manuels et, d'autre part, la valeur sociale des connaissances et du savoir-faire professionnels par rapport au simple fait de posséder des terres ou des capitaux.

L'eugénisme était exactement ce genre d'idéologie. Pour les eugénistes, les différences entre travailleurs manuels et diplômés étaient dues à des différences héréditaires de capacités. Cela revenait à donner à la division entre travail manuel et travail intellectuel la force d'une division naturelle entre des espèces différentes d'individus. En même temps, les eugénistes faisaient une analyse des problèmes particuliers de la société capitaliste victorienne et edwardienne et, point très

92. N. POULANTZAS, *Les Classes sociales dans le capitalisme d'aujourd'hui*, Seuil, Paris.

important, de l'état de privation et d'agitation du lumpenprolétariat urbain, le « résidu ». Ils disaient de ce groupe que c'était celui des « inadaptés » dans leur forme extrême et en faisaient une cible privilégiée d'élimination pour le programme eugénique. La politique sociale des eugénistes était « scientifique » au moins dans sa façon d'insister sur le libre cours qu'il fallait donner aux connaissances et au savoir-faire des professions scientifiques. Là où avaient échoué l'homme politique, le philanthrope et le prêtre réussiraient le statisticien, le médecin, le biologiste et le travailleur social<sup>93</sup>.

Tandis que certains groupes (tels que les diplômés) voyaient leur importance grandir par suite de l'expansion du capitalisme britannique, le sort de certains autres se détériorait relativement. L'accommodement et le mariage entre la propriété terrienne et le capital industriel en Grande-Bretagne atténua considérablement la réaction aristocrate antibourgeoise. Mais la position des élites traditionnelles n'en fut pas moins en partie érodée. Alors que nombre de ses membres réussissaient à s'accommoder des changements sociaux, d'autres n'y parvenaient pas. La réaction de ces derniers, telle qu'on pourrait la prévoir dans ce genre de situation, serait de déployer des idées conservatrices anti-industrialistes, de souligner la primauté de la campagne sur la ville, de la culture sur la technologie, de l'organique sur l'atomique, de l'esthétique sur l'utilitaire. On peut effectivement interpréter ainsi plusieurs circonstances, par exemple : la tradition « culture et société » exposée par Raymond Williams ; l'« idéal aristocratique » selon Perkin ; le « socialisme chrétien » dont parle Levitas ; la philosophie de l'idéalisme absolu ; et la physique de Cambridge présentée par Wynne<sup>94</sup>.

93. Cette argumentation est une version très condensée de D. MACKENZIE, « Eugenics in Britain », *Social Studies of Science*, vol. 6 (1976), 499-532.

94. Raymond WILLIAMS, *Culture and Society 1780-1950*, Chatto and Windus, Londres, 1958 ; Harold PERKIN, *The Origins of Modern English*

Quelles positions peut-on prévoir de la part de ces groupes sur le problème de l'eugénique ? Ils n'avaient aucune raison de défendre le « résidu » urbain, ni de mettre en question la division hiérarchique du travail, ni évidemment d'être séduits par l'affirmation d'une égalité intrinsèque générale. Néanmoins, la nature bourgeoise scientifique et interventionniste de l'eugénique n'avait pas grande chance de les séduire non plus. Bien qu'ils ne trouvent rien à redire à la plupart des principes fondamentaux de l'eugénique, cette culture leur était étrangère. William Bateson, pionnier de la génétique et, sous de nombreux aspects, penseur conservateur archétypique, exprimait sa répugnance à l'égard des valeurs petites-bourgeoises et du réformisme auto-suffisant des eugénistes en écrivant :

Les faux cols, les relevés bancaires et les autres accessoires de la vertu moralisante ne sont pas vraiment essentiels à l'idéal eugénique.

Le genre de choses que je dis dans ces occasions [les discussions sur l'eugénique], c'est ce qu'aucun réformateur ne veut entendre, or les corbeaux de l'eugénique croassent pour avoir des réformes...<sup>95</sup>

Je m'attendais donc à voir une tendance au soutien de l'eugénique de la part des professions intellectuelles montantes et une indifférence ou une répugnance à son égard de la part des adversaires du progrès bourgeois (bien que, comme je l'ai expliqué précédemment, cela

*Society, 1780-1880*, Routledge and Kegan Paul, Londres, 1972, 237-252 ; R.A. LEVITAS, « The Social Location of Ideas », *Sociological Review*, vol. 24 (1976), 545-557 ; B. WYNNE, « C.G. Barkla and the J. Phenomenon : A Case Study in the Sociology of Physics » (thèse de doctorat non publiée, University of Edinburgh, 1977).

95. W. BATESON, « Common-sense in Racial Problems », réimprimé dans B. BATESON, *William Bateson*, Cambridge University Press, 1928, 375 ; lettre à M. Pease, 28 janvier 1925, réimprimé, *ibid.*, 388. Sur le conservatisme de Bateson, voir W. COLEMAN, « Bateson and Chromosomes : Conservative Thought in Science », *Centaurus*, vol. 15 (1970), 228-314.



reste une corrélation escomptée et non une prévision déterministe. Le raisonnement est structurel et non individuel). Telle fut en effet la situation dans l'ensemble. L'Eugenics Education Society se composait presque exclusivement de diplômés, avec une prédominance de professeurs d'université et de médecins. Ses adversaires faisaient partie de groupes divers tels que les conservateurs de gauche, l'Église catholique et les défenseurs des libertés individuelles traditionnelles<sup>96</sup>.

Revenons-en maintenant à nos deux protagonistes. Pearson, fils d'un avocat en ascension qui devint professeur, Pearson le « méritocrate », le socialiste élitiste, le libre penseur positiviste peut être considéré comme un membre archétypique des professions intellectuelles montantes. Ses premiers essais montrent qu'il était pleinement conscient d'appartenir à cette « classe qui travaille avec sa tête » et dont les intérêts sont distincts à la fois de la classe ouvrière et des élites traditionnelles. Les premières étaient pour lui ignorantes et politiquement inconstantes. Les secondes manquaient de la compétence désintéressée, nécessaire pour administrer efficacement une société moderne<sup>97</sup>. Son socialisme était proche de celui des fabiens. Il était favorable à une politique devant mener progressivement à une société post-capitaliste dirigée par une élite scientifique et administrative, bien que les propositions des fabiens visant à étendre la démocratie politique lui parussent d'un illogisme dangereux<sup>98</sup>. Il prônait l'« enthousiasme pour l'étude » plutôt que pour le « marché »<sup>99</sup>. Il avait une conception évolutionniste et

96. Voir FARRALL, *op. cit.*, note 73; MacKenzie, *op. cit.*, note 93; G.R. SEARLE, *Eugenics and Politics in Britain, 1900-1914*, Noordhoff, Leyde, 1976.

97. Voir K. PEARSON, « Anarchy », *The Cambridge Review*, vol. 2 (1881), 268-270, et ses essais sur le socialisme dans « The Ethic of Free thought », Unwin, Londres, 1888.

98. Voir son compte rendu des *Fabian Essays in Socialism in The Academy*, vol. 37 (1890), 197-199.

99. Voir son essai du même nom dans « The Ethic of Free thought », *op. cit.*, note 97.

scientiste de la morale et fondait son épistémologie sur la recherche de connaissances solides sur lesquelles appuyer l'action sociale. Son eugénisme était très fabien ; il s'opposait à ceux qui voulaient aller trop loin et trop vite, et cherchait à fonder la respectabilité scientifique de l'eugénisme avant de s'engager dans une action politique inconsiderée. Mais cela ne veut pas dire que son eugénisme était socialement neutre. Il s'en servait explicitement pour justifier par exemple les nécessaires différences de l'enseignement : « Il faut un système d'enseignement pour la masse, qui suit, entièrement distinct du système requis pour la minorité, qui organise et dirige<sup>100</sup>. » Cette minorité devait être essentiellement recrutée parmi les travailleurs intellectuels et non parmi les manuels, car :

[...] les classes moyennes en Angleterre, qui sont là pour défendre la culture et le travail intellectuels, sont le résultat de la sélection faite à partir d'autres classes durant des générations et de mariages internes<sup>101</sup>.

En ce qui concerne Yule, j'ai surtout parlé jusqu'ici de l'« homme public », du « conseiller » en statistique, qui n'avait pas d'engagement spécifique très marqué. Mais il y avait un autre Yule. Contrairement à Pearson, Yule était très discret sur ses conceptions sociales, politiques et philosophiques ; on a donc peu de sources d'information précises où puiser. Ce qui ressort, à mon avis, de ses lettres, des observations faites sur son compte par ceux qui le connaissaient bien et de quelques rares passages de ses écrits, c'est qu'il était tout à la fois chaleureux et fondamentalement détaché, sceptique et conservateur. Major Greenwood écrivait ainsi à son sujet : « Politiquement, même dans le domaine

100. K. PEARSON, « Prefatory Essay : The Function of Science in the Modern State », *Encyclopedia Britannica*, 10<sup>e</sup> édition, Adam and Charles Black, Londres, 1902, vol. 8 des nouveaux tomes, XVI.

101. *Ibid.*, X.



universitaire, c'est un conservateur dur et intransigeant<sup>102</sup>. » Plus tard, il se tourna vers la religion<sup>103</sup>. Sur plusieurs questions scientifiques de portée politique, il avait une position radicalement différente de celle de Pearson. Contre le darwinisme orthodoxe de Pearson, Yule défendait les conceptions antidarwiniennes et mutationnistes de J.C. Willis<sup>104</sup>. Contre la science « marquée par l'esprit d'entreprise » et « tournée vers les problèmes sociaux » de Pearson, Yule voyait le chercheur scientifique idéal comme quelqu'un qui se promène à travers le monde, libre de toute attache, de toute subvention, de tout engagement<sup>105</sup>. Contre le positivisme de Pearson, Yule voyait d'un œil suspect le culte de la mesure<sup>106</sup>. Quant à sa position sociale, elle parut rétrograder, du moins au début de sa vie. Il appartenait à une famille d'officiers de la vieille élite, fonctionnaires des Indes et orientalistes. Son frère et son oncle avaient reçu le titre de chevalier<sup>107</sup>. Mais il ne semble pas que la richesse de la famille se soit transmise jusqu'à Yule. Faute de trouver un emploi suffisamment rémunéré dans la statistique, il fut contraint, durant l'essentiel de la période évoquée ici, de travailler dans un jury d'examen pour apprentis artisans et techniciens, et de donner des cours du soir à des employés. Si la position sociale de Yule ne semble pas

102. Greenwood à Raymond Pearl, 19 août 1926, Pearl Papers, American Philosophical Society, Philadelphie.

103. Yule à Greenwood, 2 février 1936. En possession de George B. Greenwood.

104. YULE, « A Mathematical Theory of Evolution based on the Conclusions of Dr. J.C. Willis, FRS », *Philosophical Transactions of the Royal Society, Series B*, vol. 213 (1924-1925), 21-87. Sur les conceptions de WILLIS, voir son livre *Age and Area*, Cambridge University Press, 1922.

105. George Udny YULE, « The Wind bloweth where it Listeth », *Cambridge Review*, vol. 41 (1920), 184-186.

106. YULE, « Critical Notice », *British Journal of Psychology*, General Section, vol. 12 (1921-1922), 106-107.

107. Sur la famille de Yule, voir le *Dictionary of National Biography* à « Sir Henry Yule ».

avoir déterminé ses opinions (rien ne l'empêchait par exemple de partager le sort des fabiens ou des eugénistes au lieu de rester à l'écart), on peut voir peut-être dans sa carrière et ses croyances l'illustration d'un rapport éventuel entre une élite déclinante, un conservatisme général et une répugnance à l'égard de l'eugénisme.

Et les autres protagonistes de la querelle? Vu le caractère institutionnel des liens entre la statistique et l'eugénisme au sein de l'école biométrique, cela n'avancerait pas à grand-chose d'examiner la position sociale des autres biométriciens en plus de celle de Pearson. Bien que les étudiants de Pearson sur lesquels on a des informations apparaissent généralement comme des « membres des professions intellectuelles montantes » plutôt que comme des « membres de l'élite déclinante » (ainsi David Heron qui, sorti d'une école de village écossaise, se fraya, grâce au système éducatif, un chemin jusqu'au gouvernement et aux milieux universitaires dont il devint une figure dominante<sup>108</sup>), ce genre de renseignement n'a pas grande importance. Les partisans de Yule nous intéressent plus, car Yule ne dirigeait aucun établissement de recherche et n'avait aucune position de pouvoir; nous pouvons donc être plus assurés que ceux qui le soutenaient le faisaient par conviction. Hooker et Edgeworth avaient les mêmes antécédents que Yule, R.H. Hooker était fils et petit-fils de directeur des Jardins royaux de Kew; lui-même suivit une carrière plus modeste de fonctionnaire au ministère de l'Agriculture<sup>109</sup>. Francis Ysidro Edgeworth appartenait à une vieille famille de l'aristocratie anglo-irlandaise (qui avait son siège à Edgeworthstown, dans le comté de Langford), mais cette famille était particulièrement sur le déclin. Bien que cinquième

108. E.S. PEARSON, *op. cit.*, note 71.

109. G.U. YULE, « Reginald Hawthorn Hooker, MA », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 107 (1944), 74-77.

fil d'un sixième fils, Edgeworth était le dernier descendant mâle du nom, et lorsqu'il hérita des biens immobiliers de la famille, ceux-ci étaient à l'abandon<sup>110</sup>. Greenwood, en revanche, bien que cité dans le *Landed Gentry* de Burke, paraît plutôt se situer, en tant que fils et petits-fils de médecins, dans les professions intellectuelles des classes moyennes. Son cas (on peut penser que son poste dans la santé publique l'amena à renier ses premières prises de position eugénistes) illustre la complexité des rapports entre l'appartenance de classe et les convictions eugénistes.

On peut résumer comme suit les hypothèses suggérées dans cette section : il semble que l'intelligentsia britannique des périodes victorienne et edwardienne ait représenté deux constellations d'intérêts distinctes. L'une avait ses racines dans la position des diplômés dont l'importance grandissait avec la modernisation : elle trouva son expression dans des idéologies technologiques telles que le fabianisme<sup>111</sup> et dans le mouvement eugéniste. L'autre s'enracina dans la situation des membres disparates de l'élite traditionnelle (parmi lesquels ses descendants en déclin<sup>112</sup>) pour qui la modernisation représentait une menace. Cette constellation trouva son expression dans diverses formes de conservatisme, mais pas dans des idéologies scientifiques telles que l'eugénisme. On peut donc voir dans l'eugénisme une idéologie exprimant les intérêts de certains secteurs seulement de la société britannique.

110. Voir J.M. KEYNES, « Francis Ysidro Edgeworth, 1845-1926 », *Economic Journal*, vol. 36 (1926), 140-153, et A.L. BOWLEY, « Francis Ysidro Edgeworth », *Econometrica*, vol. 2 (1934), 113-124.

111. E.J. HOBBSAWM, *Labouring Men*, Weinfeld and Nicolson, Londres, 1968, 250-271 ; H. PERKIN, *op. cit.*, note 94, 261-262.

112. Voir également sur ce point R.A. LEVITAS, *op. cit.*, note 94.

## Conclusion

J'ai affirmé qu'on pouvait considérer que les deux approches divergentes de la mesure de l'association qui apparaissent dans les travaux de Pearson et de Yule exprimaient des intérêts cognitifs différents ; que ces intérêts cognitifs différents provenaient de deux façons différentes de poser le problème : l'une était celle d'un statisticien engagé dans un programme de recherche en eugénique et l'autre celle d'un statisticien qui n'avait aucun engagement marqué de cet ordre ; et enfin que l'eugénisme elle-même réunissait les intérêts sociaux d'un secteur spécifique de la société britannique, à l'exclusion des autres. On peut donc dire que, par l'« entremise » de l'eugénisme, des intérêts sociaux différents se mêlèrent indirectement au développement de la théorie statistique en Grande-Bretagne.

Comme il n'existe que peu de recherches dans ce domaine, notamment sur les éventuelles constellations d'intérêts suggérées dans la section précédente, je propose cette conclusion à titre d'essai seulement. J'espère néanmoins avoir montré dans cet article que les « sciences dures » telles que la théorie mathématique des statistiques ne doivent pas être exclues *a priori* des analyses en termes d'intérêts sociaux.

