

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

Correspondance

Journal de la société statistique de Paris, tome 91 (1950), p. 124-131

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1950__91__124_0

© Société de statistique de Paris, 1950, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

VI

CORRESPONDANCE

**A propos de la communication de M. Genevay
« Une étude sociologique des populations noires de l'Oubangui
à l'aide de tests anthropobiologiques et psychologiques ».**

I. — *Lettre de M. le D^r Schutzenberger.*

Il n'entre pas dans mon propos d'entamer ici une polémique qui ne pourrait que s'éterniser. En l'absence de recherches expérimentales critiques longues et minutieuses, il est évidemment impossible de démontrer formellement l'inexactitude de nombre des thèses de M^{me} Léone Bourdel et de M. Genevay.

Il n'y a guère que le bon sens qui indique qu'un test psychologique (le bâton à réactions) dont « la fidélité et la constance sur des échantillonnages ouest-européens est douteuse », comme M. Genevay finit par le reconnaître dans sa réponse (p. 358) doit, à tout le moins être soigneusement contrôlé avant qu'on puisse tirer la moindre conclusion de son application même à « une population africaine équatoriale », puisque, précisément, la *seule fois où* ce contrôle a été effectué (c'est-à-dire sur des Européens), il a donné un résultat défavorable.

C'est de même affaire d'humour, que d'apprécier comme il convient des remarques telles que la suivante (p. 330) « ils (les Pygmées) sont moins vagotoniques que les races noires de la savane comme les Banda, sans doute parce que leur vie plus périlleuse nécessite une plus grande vigilance ».

Enfin, il serait probablement trop long d'expliquer à M. Genevay pourquoi est raciste qui affirme sur la base d'un seul indice dont aucun travail antérieur sérieux n'a étudié même les variations avec le développement, le sexe, la taille, la constitution somatique, etc...

« Les Pygmées ont un indice égal à 122 ce qui indique qu'ils sont moins redressés que les autres populations oubanguiennes et, qu'en conséquence, ils présentent moins d'aptitude à l'évolution, car ils sont probablement peu éducatibles (l'écorce cérébrale est sans doute moins développée, ce qui serait à vérifier) » (p. 345).

Je ne doute pas que sur tous ces points et sur bien d'autres, M. Genevay trouverait certainement des possibilités de chicane et je n'y reviendrai pas quoique je demeure persuadé que la quasi-totalité des lecteurs au courant de ces problèmes partage mon scepticisme.

Mais il est un domaine particulier sur lequel je suis forcé d'insister puisque aussi bien notre Société est la « Société de Statistique de Paris ».

C'est précisément celui de la technique statistique. Les réserves que j'élevais avant d'avoir les chiffres en main se trouvent plus que justifiées maintenant que ceux-ci sont publiés. Une fois de plus, les critiques que je présenterai sont, à dessein, limitées à des erreurs incontestables : je ne ferai donc pas grief à M. Genevay d'ignorer que Myslivec a démontré (en 1944) que le test de Bernstein ne pouvait prouver l'homogénéité d'une population et qu'il devait être remplacé par un autre plus sensible; de conclure sommairement (p. 350) « on ne peut donc attribuer à cette aptitude une spécificité raciale; l'intelligence numérique est variable suivant les individus mais dispersée au hasard parmi les collectivités », sur la seule base d'un test dit numérique administré à 164 sujets et parce que sur ce faible échantillon n'apparaît pas de différences significatives! Ces critiques seraient trop nombreuses.

Dans les deux cas que je vise, il y a par contre des erreurs flagrantes, de calcul et de méthode et ces erreurs conduisent à chaque fois à des conclusions erronées qui, à chaque fois aussi, confirment les thèses de M^{me} Léone Bourdel..... Laissant en appendice le détail des calculs, je résume brièvement les faits :

1^o M. Genevay (p. 325) compare la distribution des groupes sanguins des prisonniers ayant commis certains types de délits à celle de la population non délinquante de Bangui. Un test par chi-carré le conduit à rejeter l'hypothèse nulle de l'homogénéité des deux échantillons apportant ainsi une nouvelle preuve à la théorie de la liaison entre groupes sanguins et caractère.

Malheureusement, M. Genevay a fait une erreur de calcul grossière :

Pour lui $28 - 20,5 = 8,5$ ce qui évidemment augmente sensiblement la valeur de son chi-carré. Avec la valeur 7,5, celle-ci n'est pas significative. D'ailleurs, la méthode elle-même est incorrecte : elle considère (implicitement) que les chiffres relatifs à la population non délinquante sont des données absolues, non soumises à des fluctuations d'échantillonnage, ce qui est évidemment faux. La vraie valeur de chi-carré est donc encore plus faible, il n'est nullement prouvé que les détenus diffèrent de la population normale du point de vue des groupes sanguins et toute la discussion des pages 326 et 327 perd son objet.

2^o Se référant à ma critique (p. 358) l'auteur déclare utiliser comme seuil de signification le seuil de 5 %... (ceci est d'autant plus contestable que, sur une seule série d'échantillons, de nombreuses différences de moyenne sont simultanément testées), M. Genevay se demande « où on veut en venir? » (358).

A ceci tout simplement : p. 339, M. Genevay compare les valeurs moyennes de l'indice céphalique des Pygmées appartenant aux trois groupes sanguins A, O et B, (AB, représenté par quatre sujets seulement étant laissé de côté). Rapportant les différences à leur déviation standard, il conclut que la différence entre O et B est (seule) significative.

Malheureusement encore M. Genevay a de nouveau employé une méthode incorrecte : « hypothèse nulle étant que les trois échantillons (A), (O) et (B) sont trois échantillons extraits au hasard d'un seul et même univers gaussien de paramètres inconnus, le test qu'il emploie repose sur la différence entre *la plus grande et la plus petite de trois moyennes*. La distribution de cette grandeur n'est pas gaussienne; elle est analogue à celle d'une « étendue » (d'un « range ») et ne peut être testée comme le fait l'auteur.

Dans ce problème banal, l'usage universel consiste à employer la forme la plus élémentaire de l'analyse de variance. Le calcul donne alors une valeur qui n'est pas significative, les trois échantillons ne sont pas prouvés différents. Toute la discussion des pages 340 et 341 n'a plus de fondement.

Je me limite volontairement à ces deux exemples (les seuls où j'ai refait les calculs, je l'avoue d'ailleurs). Ils suffiront, j'espère, « à jeter un doute sur l'ensemble des méthodes » comme dit M. Genevay qui a bien vu où je voulais en venir (p. 359). Si M. Genevay, parlant de statistique, à la Société de Statistique, commet de telles fautes et si M^{me} Léone Bourdel ne prend même pas la peine de lui faire vérifier ses

calculs, comment ne pas avoir une suspicion vis-à-vis de tout le travail de cette équipe, et que dire du projet, dont on parle, d'étendre à toute l'Afrique française aux frais des contribuables, des « recherches » de cette nature? Le problème en cause n'est pas purement un problème de doctrines scientifiques (1).

Appendice.

1° (Cf. pp. 326) Les chiffres sont les suivants :

Non détenus.	A : 529	O : 794	B : 437	AB : 90	total 1850(1)
Détenus de la classe I.	22	22	25	3	72

M. Genevay regroupe B et AB ce qui est son droit et donne comme « fréquences calculées » :

$$A : 20,58 \quad O : 30,9 \quad B + AB : 20,5 \quad \text{total} : 71,98$$

Puis il pose :

$$\chi^2 = \frac{(1,42)^2}{20,58} + \frac{(8,9)^2}{30,9} + \frac{(8,5)^2}{20,5} = 6,181.$$

De fait cette valeur est déjà fautive du fait du calcul; en conservant un nombre suffisant de décimales on devrait trouver : 6,265.

De plus, 8,5 provient de la différence entre 28 (fréquence observée) et 20,5 (fréquence calculée). Ce n'est donc pas 8,5 mais 7,5 et $\chi^2 = 5,417$.

De plus, dans le calcul de ses fréquences calculées, M. Genevay n'a pas conservé un nombre suffisant de décimales. En admettant, provisoirement sa méthode on devrait trouver :

$$\chi^2 = \frac{(1,412)^2}{20,588} + \frac{(8,902)^2}{30,902} + \frac{(7,490)^2}{20,510} = 5,397.$$

Évidemment le principe lui-même de la méthode est incorrect, puisque les deux séries de chiffres sont aléatoires, on doit employer le test classique relatif aux tables de contingence $2 \times n$. Ceci donne enfin la valeur qu'aurait obtenu tout statisticien : $\chi^2 = 5,166$ pour deux degrés de liberté.

Cette valeur correspond à peu près à une probabilité de 8 %. La déviation peut parfaitement être attribuée au hasard.

2° (Cf. pp. 339, 340, 341). Je rappelle les chiffres :

A : $\sigma^2 = 10,05$ —	$m = 78,47$,	(19 sujets)
O : $\sigma^2 = 7,548$ —	$m = 79,205$,	(39 sujets).
B : $\sigma^2 = 8,88$ —	$m = 77,23$	(17 sujets).

Comme : 78,47	× 19 = 1490,93
79,205	× 39 = 3088,995
77,23	× 17 = 1312,91

et qu'il s'agit de nombres entiers, je suppose que les trois sommes relatives à A, O et B respectivement sont : 1491, 3089 et 1313 ce qui me permet de retrouver les moyennes : 78,4737, 79,2052 et 77,2353. La moyenne générale étant : 78,5733.

(1) Lançant la flèche du Parthe, M. Genevay me laisse à mon « complexe culturel et cet automorphisme que nous stigmatisions ailleurs » (p. 359).

Litté et le *Peit Larousse* ignorent le mot « automorphisme » qui a pourtant en mathématiques un sens bien précis comme qualifiant le groupe des transformations qui laissent invariante la structure d'un ensemble. Est-ce un néologisme malheureux? ou bien une allusion — que je ne m'explique pas du tout — à un article que j'avais publié en 1947 dans la *Revue Scientifique* (Axiomatization de la géométrie dans un complexe linéaire de droites pp. 782-784) et où je parlais, en effet, de certains « complexes », purement géométriques il est vrai, et de leur groupe d'automorphisme?

(2) A la suite d'une erreur d'impression, on lit 1550. La suite des calculs confirme que 1850 est bien la vraie valeur et que cette faute d'impression est la seule (de son espèce).

La variance *entre* les classes est donnée par :

$$\frac{1}{2} \left\{ \frac{(1491)^2}{19} + \frac{(3089)^2}{39} + \frac{(1313)^2}{17} - \frac{(5883)^2}{75} \right\} = \frac{46,19}{2}.$$

Je suppose maintenant que M. Genevay sait calculer un σ^2 en divisant la somme des carrés par le nombre moins un des sujets dans l'échantillon.

La variance à l'intérieur des classes est estimée par :

$$\frac{1}{72} \left\{ 18 \times 10,05 + 28 \times 7,548 + 16 \times 8,88 \right\} = \frac{609,80}{72}.$$

Le test F de Snedecor est donné par :

$$F = \frac{46,19}{2} : \frac{609,80}{72} = 2,73 \text{ pour } 2 \text{ et } 72 \text{ degrés de liberté.}$$

La valeur correspondant à 5 % étant 3,13 (pour 70 degrés de liberté) ou 3,11 (pour 80), on voit que nous sommes loin de compte et que la différence des moyennes n'est nullement significative.

M. Genevay pourrait m'objecter des fautes d'impressions. Aussi j'ai refait le calcul à partir de son tableau dont l'exactitude (formelle) est garantie par l'accord avec les valeurs marginales. Les chiffres sont légèrement différents puisqu'il y a groupage et que la nouvelle unité est double de la précédente. Je trouve :

Somme totale des carrés : 170,578 (74 degrés de liberté)
 Somme « inter » : 11,548 (2 degrés de liberté)
 Somme « intra » : 159,039 (72 degrés de liberté).

et F = 2,61, donc encore plus faible. Je remarque, en passant, que ma conjecture sur les talents de M. Genevay était probablement fausse :

$4 \times 159,039 = 636,156$. C'est à très peu de chose près ce que l'on obtient en prenant 19, 39 et 17 au lieu de 18, 38 et 16. On trouve en effet, 636,282 au lieu de 609,80. La valeur de F est donc vraisemblablement un peu plus faible; M. Genevay ignore comment on estime une variance.

Réponse de M. Jacques Genevay.

Je m'étonne que mon contradicteur, qui est aussi médecin, et qui se pique par surcroît de connaissances en tests psychologiques, soit assez ignorant des choses de la psychiatrie et de la psychologie générale pour méconnaître l'« automorphisme » (1), (de *autos* soi-même et de *morphé* forme), que Logre a magistralement défini : « la disposition d'esprit par laquelle nous tendons à imposer la forme de notre âme à l'âme d'autrui, et plus généralement à projeter nos attributs personnels dans les êtres et dans les choses ».

« Il semble à chacun que la maîtresse forme de l'humaine nature soit en lui » disait déjà Montaigne quelques siècles plus tôt.

Il n'entre pas dans mon intention, ni dans celle du Bureau de notre Société, je crois, de perpétuer cette discussion.

Pourquoi cette offensive orchestrée? Tous motifs d'inimitié personnels doivent être écartés puisque c'est jusqu'à l'existence même du contradicteur que j'ignorais lorsqu'il est venu manifester lors de ma communication du 15 juin 1949, entouré de supporters de son bord étrangers à notre Société.

Pourquoi ce déploiement de force *a priori* contre un rapport jusque-là entièrement inédit?

(1) Voir notamment *Le Monde* du 16 juillet 1948 où le Dr Logre, dans une étude intitulée *l'Automorphisme* en a étendu l'audience au grand public cultivé.

Peut-être voulait-on donner à certaines publications l'occasion de faire état de critiques formulées à l'encontre de la mission organisée par l'équipe Léone Bourdel en Afrique Noire, en affectant d'ignorer *naturellement* réponses et mises au point?

La tentative de torpillage me semble cependant avoir d'autres mobiles. N'oublions pas ce détail significatif : *il s'agit de l'Afrique*.

Nul n'ignore en effet que l'avenir de ces populations africaines (1) que nous avons étudiées est lié essentiellement à leur éducatibilité professionnelle. Ou bien ces Noirs peuvent dépasser le stade de manœuvre et être formés à la pratique de tous les métiers de base nécessaires à la vie d'un pays, ou bien leur inaptitude à recevoir une éducation professionnelle est telle que l'importation d'une main-d'œuvre qualifiée *non africaine* devient « inévitable ». Nous sommes, personnellement, partisans de la première alternative (thèse française) et c'est à cette formation des Noirs de l'Oubangui-Chari que s'attachent nos travaux et notamment la création de ce Centre expérimental de Bangui qui fonctionne maintenant depuis le 15 novembre avec 40 jeunes stagiaires oubangiens sélectionnés (2). Il est inutile de souligner que les tenants de la seconde possibilité sont ceux qui auraient profit à voir s'installer définitivement, sous le couvert de la technicité, de véritables colonies de peuplement de personnes déplacées venant, comme divers projets l'indiquent, des Balkans, d'Extrême-Orient ou d'ailleurs — car il n'est même pas question de Français!

Il est bien évident que les tentatives de formation sociale et professionnelle des Oubangiens, en particulier, ne peuvent rencontrer ainsi une universelle bienveillance.

Nous sommes ici d'accord, ô combien!, avec le contradicteur lorsqu'il affirme que « le problème en cause n'est pas purement un problème de doctrines scientifiques », — et lorsqu'il ajoute plus loin : « comment ne pas avoir une suspicion vis-à-vis de tout le travail de cette équipe? et que dire du projet dont on parle, d'étendre à toute l'*Afrique française* aux frais des contribuables des « recherches » de cette nature ». Je ne suis pas ici responsable de la tournure politique qu'essaie de donner à tout ceci un contradicteur systématique qui semble vouloir faire de la psychologie, de la sociologie et de la biologie même un monopole à ukases.

Quant à suggérer que les travaux de notre équipe aient constitué une charge pour les contribuables, je puis dire que cela ressemble assez à une mauvaise querelle. Ce n'est pas le contribuable parisien ou marseillais « qui paie » (3), mais le budget local et autonome du Territoire à la demande même de ses représentants autochtones qui voient dans cette tentative l'une de leurs plus belles chances pour résister aux appétits de ceux qui brusquement se révèlent leurs amis. Qu'on laisse donc de côté ce chantage aux contribuables dont on est en droit de se demander quels desseins intéressés mais précis il peut bien cacher.

Il est toujours aisé de prétendre que des recherches entreprises par une équipe, qui n'est pas celle que l'on sert, sont insuffisantes. Il n'en reste pas moins que, sur un plan strictement pratique, 10.000 tests ont été acquis en deux missions totalisant à peine trois mois de séjour en Oubangui, — que près de 250 examens psychologiques ont été effectués en supplément de l'enquête de base, et contrôlés par les usagers locaux au cours de 1949, — que des programmes utilisant des méthodes nouvelles de pédagogie et d'organisation scientifique du travail ont été mis sur pied, — que la première expérience concrète d'application a déjà trois mois d'existence et que ces premiers résultats suscitent, là-bas, des espérances que l'on croyait définitivement classées.

Je suis étonné de voir que c'est justement à propos des Pygmées que la clochette « raciste » est agitée! Des éminents spécialistes qui se sont penchés sur ces peuplades, nul ne conteste qu'il s'agit bien là de « races particulières » (Valois, Lester, Millot...).

(1) Vivant dans ces territoires déclarés « arriérés » par tous ceux — en quête d'Empire — qui désirent nous *aider* dans notre œuvre civilisatrice.

(2) A la demande du Gouverneur du territoire, en accord avec son Conseil représentatif, ainsi qu'il est précisé dans le *J. O.* du 1^{er} février 1950.

(3) Qui supportent, d'ailleurs, les frais d'autres « recherches ».

Enfin, puisque le *moi*, ici, pour un instant peut ne pas être haïssable, soulignons qu'il serait difficile d'appuyer mon indice de redressement incriminé à propos des Pygmées Babinga sur un « travail antérieur sérieux » étant donné que j'ai eu le redoutable privilège (je m'en aperçois), au moment de mon départ en mission, de créer cet indice, de le mettre au point et de l'appliquer en anthropologie pour la première fois en décembre 1948.

Les modalités de cet indice m'ont conduit à l'hypothèse selon laquelle le développement de l'écorce cérébrale — notamment le centre des réflexes supérieurs et la zone logo-psychique (Henri Roger) — serait en relation avec le degré de redressement vers la station verticale variable selon les individus et les espèces (1). L'évolution des sociétés étant liée en partie au langage et à la possibilité d'acquérir des réflexes conditionnels (ce que confirme la sociologie) les populations les moins redressées auraient des chances d'être ainsi les moins évoluées puisque, chez elles, les centres du langage et des réflexes supérieurs y seraient moins développés. Il y aurait là une question d'éducabilité foncière et je puis dire, d'après les travaux de Beauvieux, que l'échelle des éducabilités chez les animaux correspond assez bien aux échelons de la nouvelle classification des vertébrés tentée par cet auteur à propos du « plan horizontal de la tête » (à partir duquel il donne la première explication physiologique des prognathismes [2]).

Il existe tout un ensemble de faits connus qui donnent à mon hypothèse des assises solides. L'enfant présente une conformation de l'écorce cérébrale, par rapport à celle de l'adulte, *qui ne varie que sur le retard de développement de la zone logo-psychique*. Henri Roger expose dans ses « éléments de psychophysiologie » : « l'anatomie comparée a établi que la région de Wernicke, l'insula de Reil et la zone motrice adjacente ont, dans l'espèce humaine, une topographie et une structure spéciales; on ne trouve rien de semblable chez les animaux, pas même chez les singes anthropoïdes ... » il ajoute plus loin « que la zone dite sensorielle du langage semble dans certaines races en voie d'évolution. *C'est une des rares régions de l'écorce qui présente des différences raciales.* » Les « couches I et II de Brodmann y sont moins développées chez les Australiens et chez les Méduves de Java que chez les Européens. L'évolution du langage a donc suivi, semble-t-il, une marche fort lente et qui, dans certaines races, n'est pas encore achevée. » Enfin, Ariens Kappers, « a examiné avec soin des moulages endo-craniens des hominiens fossiles, depuis le Pithécantrope jusqu'à l'homme de Néanderthal, et il a constaté que l'artère sylvienne n'avait qu'une seule branche. Cette faible irrigation tend à prouver que le langage était fort rudimentaire. Chez les hommes du Paléolithique supérieur une mutation brusque s'est produite, ou du moins les types intermédiaires nous sont inconnus... Ce sont les types aurignaciens qui étaient parvenus à une civilisation avancée et qui peuvent être considérés comme nos véritables ancêtres. Sur les moulages (des crânes aurignaciens) Kappers a fréquemment constaté l'existence de deux branches sylviennes antérieures encadrant la zone de Broca. »

Traiterons-nous donc de raciste, pour reprendre le mot explosif lancé par le contradicteur, l'anthropologue ou le sociologue qui déduirait de cette différence d'irrigation de la zone logo-psychique une différence fonctionnelle; faudra-t-il lui reprocher de conclure enfin à une différence d'évolution et de forme de civilisation — nous ne disons pas infériorité, mais bien *différence* — ce qui est pourtant historiquement évident dans les cas cités ici, y compris le cas des Pygmées.

C'est aussi affaire personnelle que d'apprécier comme il convient le fait que les Pygmées, chasseurs et coureurs de la forêt primaire équatoriale, doivent à leur vie

(1) Indépendamment des déformations rituelles volontaires sur les crânes des tout jeunes enfants, il ne faut pas négliger l'action du portage sur la statique des individus. Le portage est le fait commun de tous les Oubangiens où, jusqu'à maintenant, les animaux de trait restent inconnus du fait des ravages causés par la mouche tsé-tsé, à telle enseigne que nous avons pu parler d'une « civilisation de la mouche tsé-tsé ».

(2) Jean BEAUVIEUX, *Recherches anatomiques sur les canaux semi-circulaires des vertébrés*, déjà cités.

périlleuse d'être moins vagotoniques que les races de savane. Précisons : les peuplades dont la vie dans les villages de savane est rarement menacée directement par surprise (1), celles dont la nourriture (2) est fortement à base de produits végétaux (contenant des proportions importantes de potassium, excitant du parasympathique), et ainsi de suite, ces populations se sont avérées à tendance vagotonique. Au contraire, celles qui ont une vie périlleuse comme ces Pygmées qui sont en survie dans la forêt vierge (sait-on qu'ils n'hésitent pas à attaquer à la sagaie le gorille et l'éléphant!), celles-là doivent davantage mettre à contribution leur système nerveux d'alerte dans leurs relations avec les aléas d'un monde physique hostile. Il existe d'excellents classiques sur ces questions de l'influence des facteurs externes sur l'équilibre nerveux. Je me permets de renvoyer ceux qui s'y intéressent à « la Psychophysologie du système neuro-végétatif » du nouveau traité de Psychologie de Dumas.

La question de la validité du test dit « bâton à réaction » (seul test mis explicitement en cause) reste toujours posée comme je l'indiquais dans le numéro de décembre du Journal, *en tant qu'épreuve individuelle*. Dans le cas précis qui nous occupe, il a été utilisé, non comme test de performance individuelle mais comme *test d'homogénéité* des populations dans le but de mettre en relief une sélection ayant présidé à la constitution des groupements. Il serait également valable comme test d'homogénéité des performances d'un seul sujet à qui on l'appliquerait 500 fois en plusieurs tranches (3).

Je remercie l'auteur de la contradiction de me rappeler les travaux de Myslivec. Il me permettra cependant de lui rappeler à mon tour les travaux récents de statisticiens français, américains, anglais, espagnols (pour ne citer que ceux pour lesquels j'ai des références) utilisant encore sans réserve le test de Bernstein lequel a été employé également dans le bulletin par plusieurs de mes collègues.

Mes conclusions relatives à l'application d'un test de facteur numérique sont mises en cause. Quels sont les faits : j'ai appliqué le test dit de facteur numérique à quatre *populations totales* (et non comme le dit le contradicteur à quatre échantillons). Les groupements sont les suivants : totalité des stagiaires du centre administratif et élèves-moniteurs (43 Noirs), totalité des élèves de l'École des Métiers (50 Noirs), totalité des élèves noirs du Collège (47), totalité des élèves européens du Collège (24). Les moyennes comparées deux à deux n'ont pas fait apparaître de différences significatives ni entre les populations scolaires, ni entre les Européens et les Noirs. J'en déduis que le facteur numérique, *dans le cadre de cette expérience qui s'est adressée à des populations totales*, ne peut être taxé de spécificité raciale. Ma conclusion est donc entièrement valable dans la limite de validité du test lui-même, lequel fait partie de différentes échelles ou cahiers classiquement et *officiellement* utilisés dans les offices d'orientation professionnelle!

Venons-en au test de la prison. J'ai à me reprocher une erreur de méthode, indépendamment de l'erreur d'une unité dans la soustraction..., *felix culpa* puisque, précisément, mon contradicteur me reconnaît ce « droit » à l'erreur avec une bonne foi suspecte. L'erreur qu'il fallait dénoncer est celle sur laquelle mon critique vigilant passe avec une surprenante indulgence. En effet, pourquoi avoir groupé les AB (de fréquence trop faible pour être traités à part) avec les B? — pourquoi pas un groupement AB et A, ou AB et O. En fait aucune des trois solutions n'est légitime puisque les groupes sanguins sont des catégories discontinues. Et puisque A, O et B étant connus, AB s'en déduit systématiquement (p, q, r de Bernstein,) et qu'en traitant A, O et B nous traitons implicitement AB, nous pouvons nous abstenir de retenir les trois AB dans le χ^2 , ce qui nous donne :

(1) Ceux qui sont allés récemment dans ces régions savent que l'on a pu parler avec humour d'une civilisation de la chaise longue.

(2) Cf. les comptes rendus de la conférence de la nutrition tenue à Dschang en 1949.

(3) En effet, si les résultats étaient dus au hasard, les deux moyennes et les deux dispersions obtenues sur deux sujets par 500 applications du test seraient superposables : ce qui n'est jamais le cas.

	A	O	B		
Non détenus.	529	794	437	=	1.760
Détenus de la classe I.	22	22	25	=	69
Fréquences calculées pour la classe I.	20,739	31,128	17,132	=	68,999
Différence.	<u>1,261</u>	<u>9,128</u>	<u>7,868</u>	=	
$\chi^2 =$	$\frac{(1,261)^2}{20,739}$	$+$ $\frac{(9,128)^2}{31,128}$	$+$ $\frac{(7,868)^2}{17,132}$		
=	0,0766	+ 2,6767	+ 3,6134	=	6,3667

Avec deux degrés de liberté on obtient P compris entre 0,05 et 0,02 (d'après les tables de Fisher où on a pour 0,05, $\chi^2 = 5,991$ et pour 0,02, $\chi^2 = 7,842$).

Ainsi les conclusions des pages 326 et 327 conservent leur plein objet (1).

Je dois m'élever de la même manière contre les remarques avancées à propos de la comparaison des indices céphaliques des Pygmées en relation avec A, O et B (où d'ailleurs les AB ne sont pas retenus, étant en nombre insuffisant, — ce qui ne soulève pas l'« indignation » du contradicteur).

Il s'agit, essentiellement, de tester la signification des différences entre des moyennes d'indices dans des groupements *qui ne sont nullement le fait du hasard puisque leur sélection a lieu sur le critère du système exhaustif A, O, B (et AB), variétés discontinues de la population* de 110 Pygmées réunis dans cette région. Chacune des fréquences A, O et B constitue certes un échantillon des variétés A, O et B de la population totale des Pygmées. Cette population, dans la Lobaye, est évaluée à 2.000 ou 2.500 individus, et elle se présente très largement dispersée au sein de la forêt et à cheval sur l'Oubangui et le Congo-moyen tout proche. Ceci donne lieu à un puzzle de groupements locaux, épars et isolés, sans contact génétique entre eux et qui, du fait de cette discontinuité, sont soumis à l'endogamie. C'est pourquoi nous avons parlé de « races-familles ». Il est très possible que les Pygmées testés constituent l'un de ces groupements locaux, ou en soient une estimation valable. La distribution des indices céphaliques doit donc être supposée approximativement gaussienne dans chaque variété A, O et B, — et le test de signification des différences de moyennes tel qu'il a été appliqué reste exact.

Où en sommes-nous à l'issue de cette spectaculaire polémique?

Dans ce travail indépendant, qui n'a d'ailleurs pas la prétention d'être définitif et d'avoir tout dit, se trouve une erreur de soustraction d'une unité. Par chance cette erreur, reconnue, ne modifie en rien les résultats et les conclusions. Toutes les critiques présentées ont été réfutées et, malgré cela, le contradicteur n'en persiste pas moins à croire que le doute envahira les esprits vis-à-vis des thèses que j'ai soutenues. Je pense que ces manœuvres, qui ne semblent pas relever de la stricte objectivité scientifique, ne sauraient atteindre ceux qui restent partisans de la liberté de la recherche et qui servent la recherche en toute indépendance.

(1) Il est bien évident que l'application du test classique relatif aux tables de contingence $2 \times n$ donne la même valeur de $\chi^2 = 6,440$, — « ce qu'aurait obtenu tout statisticien » : contrairement à ce que semble vouloir suggérer mon contradicteur.