ANALYSE CRITIQUE D'UNE HISTOIRE DES TRAITEMENTS STATISTIQUES DES INÉGALITÉS DE DESTIN

Le cas de l'évolution des chances d'accès à l'enseignement supérieur

Jean-Claude Combessie

Le Seuil | « Actes de la recherche en sciences sociales »

2011/3 n° 188 | pages 4 à 31

ISSN 0335-5322
ISBN 9782021040227

Journal of the Royal Statistical Society
SERIES B (METHODOLOGICAL)
Vol. XX, No. 2, 1958

THE REGRESSION ANALYSIS OF BINARY SEQUENCES

By D. R. COX
Birkbeck College, University of London

[Read before the RESEARCH SECTION of the ROYAL STATISTICAL SOCIETY, March 5th, 1958, Professor G. A. BARNARD in the Chair]

SUMMARY

A SEQUENCE of 0's and 1's is observed and it is suspected that the chance that a particular trial is a 1 depends on the value of one or more independent variables. Tests and estimates for such situations are considered, dealing first with problems in which the independent variable is preassigned and then with independent variables that are functions of the sequence. There is a considerable amount of earlier work, which is reviewed.

1. INTRODUCTION

Suppose that there are for analysis one or more series of trials, the observation on any one trial taking one of two forms, such as "success" or "failure", "defective" or "not-defective", and so on. Denote the possible observations by 0 and 1, each series of trials therefore giving a sequenc
trial there are one or more
that a particular trial gives
independent variables. In
dependencies. If the obs
problems would be treated

The following are som
for a birth-order effect in
consist of a series for each
the second has the partic
variable is the serial numb
maternal age and, in an ex
are available and it is req
when any effect of matern

In certain learning stud
times in succession and th
may wish to examine the
the number of preceding
The last of these variables
is a function of the outcor

Mr. D. V. LINDLEY: In §4.1 of his paper, Dr. Cox introduces an argument using the distribution conditional on a fixed value of Y, despite the fact that Y is a random variable whose distribution involves β, the parameter of interest (equation (25)). A justification for this, and other conditional arguments known to me, is as follows. Suppose the points of our sample space can be written (x, y) and the points of our parameter space (θ, ϕ) and that the density

$$p(x, y \mid \theta,\phi) = p(y \mid x,\theta)\, p(x \mid \theta,\phi),$$

the peculiarity being the omission of ϕ from the first probability on the right-hand side. Then we have the

Theorem: If, for each x, the density $p(y \mid x,\theta)$ admits a UMP test T_x of $\theta = \theta_0$ against $\theta > \theta_0$ at level α, and if the densities $p(x \mid \theta_0,\phi)$ are boundedly complete, then the test T, which consists of applying T_x when the sample point is (x, y), is a UMP unbiased test of $\theta = \theta_0$, of size α, against $\theta > \theta_0$, all ϕ.

In other words a desirable conditional test is a desirable test generally, and the conditional argument is justified. The proof is simple and the application to Dr. Cox's problem immediate ($x = Y$, $y = X$, $\theta = \beta$, $\phi = \alpha$). The exponential family is known to possess UMP tests and to be complete. This example has already been given by Lehmann and Scheffé (*Sankhyā* (1955), **15**, 219–236).

The theorem is very general and enables the "nuisance" parameter ϕ to be eliminated. The most interesting application is to the exact test for the 2×2 table (also given by Lehmann and Scheffé). Here y is the "inside" of the table and x is the "margins": θ is p_1q_2/p_2q_1, the odds ratio, which we wish to test to see if it is unity, ϕ is p_1p_2/q_1q_2. Tocher's result (*Biometrika* (1950), **37**, 130–144) thus follows. All the examples given in Fisher's recent book satisfy the conditions of the theorem. It is interesting to see how a *general* result expressed in *abstract* terms enables one to fix one's attention on what it is that really matters in order that the conditional inference be valid, namely the bounded completeness of the other distribution involving θ. An abstract approach is not fettered by the peculiar, and irrelevant, features of the problem being handled.

C'EST À L'ARTICLE DU STATISTICIEN BRITANNIQUE DAVID COX, "The Regression Analysis of Binary Sequences", que l'on fait généralement remonter l'emploi du terme d'*odds ratio* (la notion a des origines plus anciennes : on évoque souvent à ce sujet les travaux de Yule qui datent du tout début du XX[e] siècle). En sociologie, le terme d'*odds ratio* se diffuse au cours des années 1960 et 1970 dans des revues comme l'*American Sociological Review* ou *The American Journal of Sociology* (et du milieu des années 1990 dans une revue comme *La Revue française de sociologie*).

Jean-Claude Combessie

Analyse critique d'une histoire des traitements statistiques des inégalités de destin

Le cas de l'évolution des chances d'accès à l'enseignement supérieur

L'évolution des inégalités sociales représente, à bien des titres, un enjeu de société durable, tout à la fois éthique et politique. Son évaluation, avec une intensité simplement variable, traverse sous différentes formes l'histoire des statistiques. Dans certains cas, l'enjeu consiste à estimer si, globalement, la société est devenue plus homogène ou si les inégalités ont diminué. Les calculs prennent alors en compte l'évolution de la distribution des « biens » entre les différentes catégories de la population, ainsi que l'évolution du poids de chacune de ces catégories dans la structure sociale, et des indices globaux d'interaction entre ces variations sont proposés. Dans d'autres cas, l'évaluation fait abstraction de l'évolution du poids relatif des catégories ; l'opération consiste à reconstituer rétrospectivement les probabilités que des personnes ayant une origine donnée accèdent à tel ou tel « bien » et à comparer ces probabilités avec celles de personnes d'origines différentes : en ce sens, il est alors question « d'inégalités de destin » ou de « chances »[1].

Cet article porte sur la manière dont les statistiques évaluent la croissance et l'évolution des inégalités scolaires de destin, dans un domaine, l'enseignement, où les politiques publiques, au niveau des États comme à celui des organisations supra nationales ou internationales (Union européenne, Unesco), affichent une intention de « démocratisation ». L'objectif qui a longtemps porté sur l'enseignement secondaire (avec notamment la formule « 80 % d'une classe d'âge au baccalauréat »[2]), vise aujourd'hui « l'ouverture » des établissements d'enseignement supérieur. En raison de la « neutralité scientifique » qui leur est prêtée, les statistiques relatives aux « inégalités » jouent un rôle très particulier dans ces débats investis d'enjeux éthiques et politiques. Elles sont, comme on le dit aujourd'hui, des « outils de gouvernance » puisqu'en même temps qu'elles mesurent l'état des inégalités, elles évaluent la réussite des politiques qui prétendent les combattre. Un fait essentiel cependant est que, au cours des dernières décennies, les pratiques qui président à la production de ces statistiques ont régulièrement évolué et, avec elles, les conclusions que l'on formule quant à l'évolution des inégalités de destin ; les changements, en matière d'« orthodoxie de méthodes » sont en relation avec l'orientation prioritaire des politiques scolaires.

1. En pratique, pour évaluer les « destins » on divise les *n* personnes d'une origine donnée qui ont acquis tel « bien » par les *N* personnes de même génération et de même origine dans l'ensemble de la population. Le plus souvent, ce rapport est ensuite exprimé sous la forme d'un « taux » (en base 100 donc). Parce que ces taux permettent de comparer les trajectoires de groupes spécifiques, les « chances » inégales qui les caractérisent ont bien figure *d'inégalités sociales de destin*.

2. Stéphane Beaud, *80 % au bac… et après ? Les enfants de la démocratisation scolaire*, Paris, La Découverte, 2002.

Pour le montrer, on présentera d'abord les « méthodes » en concurrence. Cet aperçu fera notamment apparaître que celles qui ont acquis un statut d'orthodoxie et celles qui ont été mises en pratique conduisent à des conclusions parfois très différentes en matière d'évolution des inégalités de destin. On parlera de « familles d'indices » quand des outils, appliqués aux mêmes données, conduisent toujours à des conclusions convergentes. Les argumentaires qui fondent la plus récente des orthodoxies, l'orthodoxie logistique, seront ensuite examinés. Enfin, les conclusions résultant de la mise en œuvre des familles d'indices aux mêmes données (relatives à l'accès à l'enseignement supérieur) seront confrontées aux conclusions de l'orthodoxie logistique. L'analyse sera ainsi progressivement passée d'une étude du traitement statistique des inégalités de destin à celle des conditions sociales de la constitution d'une orthodoxie de méthode devenue un outil de régulation normatif.

Orthodoxies de méthode et conclusions en question

Le cas de la grammar school

Devenu une référence récurrente dans les discussions et argumentaires relatifs aux « méthodes » d'analyse de l'évolution des inégalités de destin, le cas de la *grammar school*[3], s'il ne constitue qu'un exemple parmi d'autres, permet d'illustrer à partir de valeurs assez simples la diversification des conclusions inhérente à la diversification historique des indices.

Dans la configuration du tableau 1 (qui indique, aux dates T_1 et T_2 les taux d'accès des enfants d'origine « supérieure » (S) et « populaire » (P) en *grammar school*), les chances d'accès des S et des P augmentent de T_1 à T_2 et celles des S restent toujours plus importantes. Mais doit-on considérer que l'inégalité des destins S et P a augmenté, diminué ou qu'elle est restée constante ? La réponse à cette question diffère selon les indices utilisés ; en particulier, les familles d'indices qui ont successivement constitué des « orthodoxies de méthode » ne débouchent pas sur les mêmes conclusions **[voir tableau 1, p. 8]**.

Les trois âges des orthodoxies de méthode

De l'orthodoxie Δx à l'orthodoxie Rx : une même définition de l'objet, une autre définition mathématique de l'inégalité et une révolution conservatrice des conclusions.

Jusque dans les années 1970, les inégalités entre ces taux « x » sont définies par la comparaison de leurs écarts (Δx), l'indice Δx appliquant l'une des deux définitions mathématiques de l'inégalité à l'objet élémentaire (le taux) de la définition des chances et des risques qui caractérisent les destins. La comparaison des écarts entre les taux est une pratique ancienne, inspirée notamment de celle qui prévaut dans des sciences de la nature (on parle parfois de « distances géographiques » entre les taux). Elle paraît d'autant plus familière (ou intuitive) qu'elle peut s'ancrer aussi dans les expériences spatiales quotidiennes, et parfois professionnelles. Sa légitimité reste longtemps indiscutée : elle induit une orthodoxie des pratiques observée *de facto*.

Mais, dans les années 1970, une orthodoxie nouvelle apparaît. L'objet des comparaisons reste le même mais c'est désormais leur rapport (Rx), soit l'autre définition mathématique élémentaire de l'inégalité[4], qui est utilisé. L'inégalité de rapport est, elle aussi, familière, « intuitive » et ancrée dans bien des expériences pratiques de la vie quotidienne, même si Antoine Prost, en historien de l'éducation, n'a pas tort d'opposer à cette inégalité de rapport « qui n'apparaît qu'aux calculs du sociologue », « les espoirs supplémentaires » (croissance Δx) qui ont du sens pour les familles[5]. Si le changement d'orthodoxie paraît avoir été initié au niveau international (à l'Unesco notamment), ce sont en France les sociologues de l'éducation qui l'opèrent. Raymond Boudon reprend en 1973 dans *L'Inégalité des chances*[6] l'exemple de la *grammar school* analysé auparavant dans une publication de l'Unesco signée de John Westergaard et Alan Little[7] qui privilégiaient la comparaison des rapports. Jusqu'aux années 1980, l'orthodoxie Rx s'impose en France dans les comparaisons dans des grandes enquêtes sociologiques[8], même si d'autres sociologues prennent (aussi ou encore) en considération les inégalités d'écart et leurs représentations graphiques[9]. L'ouvrage de Raymond Boudon signe l'acte d'adoption en France de cette orthodoxie importée. Après avoir

3. Analysé par John Westergaard et Alan Little (« Les possibilités d'accès à l'éducation et le processus de sélection sociale en Angleterre et au Pays de Galles », *in* OCDE, *Objectifs sociaux et planification de l'enseignement*, Paris, OCDE, 1967), il traite des taux d'accès dans les *grammar schools* (équivalents des collèges français) dans le Pays de Galles des années antérieures à 1890 (T_1) à la période comprise entre 1920 et 1929 (T_2).

4. Ces deux définitions épuisent les quatre opérations : l'inégalité d'écart définit des différences « en + » ou « en - » (tant de *points* en plus ou en moins quand on compare des taux), l'inégalité de rapport définit entre deux valeurs un rapport « x fois plus grand ou plus petit », établit qu'une valeur a été « divisée ou multipliée par tant », représente « tant pour cent » de l'autre.

5. Antoine Prost, « L'École et la famille dans une société en mutation », *in* Louis-Henri Parias (dir.), *L'Histoire générale de l'éducation en France*, t. 4, Paris, Nouvelle Librairie de France, 1982, p. 378-382, cité par Dominique Merllié, « Analyses de l'interaction entre variables. Problème statistique ou sociologique », *Revue française de sociologie*, 26(4), 1985, p. 629-652 et spécialement p. 631.

6. Raymond Boudon, *L'Inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Paris, Armand Colin, 1973.

7. J. Westergaard et A. Little, « Les possibilités d'accès à l'éducation… », art. cit.

8. D. Merllié, art. cit.

9. Rappelons que les représentations graphiques sur axes de coordonnées rectangulaires donnent figure d'évidence à la variation des inégalités d'écart de taux, voir Jean-Claude Combessie, « L'évolution comparée des inégalités : problèmes statistiques », *Revue française de sociologie*, 25(2), 1984, p. 233-254.

systématiquement appliqué les indices Δx et Rx à la comparaison de l'évolution des inégalités de destin scolaire dans plusieurs pays et à différents niveaux et avoir constaté que Δx conclut à une augmentation des inégalités et Rx à leur diminution, il conclut à « une incontestable réduction de l'inégalité de chances devant l'enseignement » dans les sociétés occidentales[10]. Utiliser l'écart Δx ou le rapport Rx n'est pas neutre, car le premier augmente (les chances des S ont augmenté de 25 *points*, celles des P de 10 seulement ; l'écart Δx entre les chances des S et des P est plus faible en T_1 – 36 points – qu'en T_2 – 52 points) alors que le second diminue (les chances des S ont été multipliées par 1,7, celles des P par 10 ; les chances des S sont 37 fois plus grandes que celles des P en T_1 et 6,2 fois plus en T_2). Le changement d'indice est donc une *révolution conservatrice*. Il permet de conclure à une amélioration là où l'orthodoxie précédente donnait à voir une aggravation des inégalités sociales.

L'objet surcomposé du taux de variation Δx/x, composante de l'orthodoxie Rx. La deuxième orthodoxie se focalise sur le rapport de taux Rx, mais elle utilise également l'indice du *taux de variation*[11] Δx/x. Celui-ci divise la variation Δx observable de T_1 à T_2 par l'un des termes de la variation : si l'on met presque toujours au dénominateur la valeur du taux initial x1, utiliser la valeur du taux en T_2 ne modifie pas la conclusion. Appliqués aux mêmes données, les indices Rx et Δx/x conduisent toujours à la même conclusion[12]. On le vérifie, dans le cas de la *grammar school*. L'inégalité Δx/x diminue tout comme l'inégalité Rx : la croissance des chances des S représente 25/37 = 0,7, soit 70 % de leurs chances initiales, celle des P 0,9/1 = 9, soit 900 % ! La *révolution conservatrice* de l'orthodoxie Rx transforme donc bien en diminution une augmentation des inégalités. Elle peint en rose la représentation noire des inégalités de destin. On notera que l'univocité des conclusions auxquelles parviennent différents indices est une condition *sine qua non* de leur réunion dans une même *famille* : bien que différents, ils partagent un même « esprit de famille », conduisent aux mêmes conclusions ; alors que la première orthodoxie s'organisait autour du seul indice Δx, les orthodoxies nouvelles renvoient à des *familles* d'indices. On notera aussi que le taux de variation Δx/x correspond à un type d'indices dont l'objet n'est plus le taux x lui-même mais un dérivé mathématique qui en procède : à ce titre l'objet Δx peut être dit *surcomposé*. Il est mathématiquement tout aussi pertinent pour évaluer les destins. Il en va de même, on va le voir, pour tous les objets des indices qui composent *la famille* de l'orthodoxie logistique.

Deuxième révolution conservatrice : objets surcomposés, inégalité de rapport des indices de l'orthodoxie logistique (odds ratio : OR)

Les objets *odds* et logit. L'orthodoxie logistique est, de prime abord, assez peu intuitive car son objet élémentaire n'est plus le taux x, mais un nouvel objet surcomposé, l'*odds*[13], c'est-à-dire le rapport x/x* ou x*/x entre un taux et son complémentaire. Ce rapport mesure les « chances de x plutôt que le contraire » (ou inversement). Dans le cas de la *grammar school* **[voir tableau 2, p. 8]**, en T_1, les « chances d'être admis » des S représentent 37/63 = 0,587 = 58,7 % de leurs « risques de ne pas l'être » ; autrement dit, les S ont 58,7 % de « chances d'être admis plutôt que le contraire ». Le logit, autre objet surcomposé de l'orthodoxie, est le logarithme de l'*odds*. Nous ne le calculerons pas ici.

L'orthodoxie logistique, comme celle qui l'a précédée, privilégie la comparaison des rapports entre ses objets. L'indice d'inégalité *odds ratio* (OR) est le rapport entre deux *odds* et le *taux logistique* le rapport entre deux logit. On retiendra les applications où l'indice OR divise l'*odds* de T_2 par celui de T_1, ou inversement : l'énoncé des conclusions est alors beaucoup plus évident[14]. Appliqués aux mêmes données, *odds ratios* et taux logistiques conduisent toujours aux mêmes conclusions. Ils appartiennent à la famille d'indices caractéristiques de l'orthodoxie dite parfois OR et, plus souvent, logistique. Les OR et taux logistiques qui s'étaient antérieurement diffusés (et dans toutes sortes de domaines d'application) aux États-Unis et en Europe du Nord, se sont imposés vers la fin des années 1980 en France pour analyser les croissances de la scolarisation et de la réussite au bac notamment et, de ce fait, l'évolution des inégalités scolaires de destin. Ils étaient alors déjà très utilisés en économétrie pour évaluer, « toutes choses égales d'ailleurs », l'importance respective de déterminations causales multiples : dans la diffusion des modèles logistiques, l'importation de logiciels informatiques de plus en plus puissants mais d'utilisation simplifiée a joué un rôle déterminant.

10. R. Boudon, *L'Inégalité des chances…*, *op. cit.*, p. 98.

11. Tout taux de variation divise la variation de taux Δx observée par une valeur des taux qui encadrent la variation : le taux initial, le taux final ou, nous le verrons, le maximum de variation possible du taux initial.

12. La valeur du rapport x_2/x_1 est égale à : $(\Delta_X / x_1) + 1$.

13. Terme importé des États-Unis, *odds* y désigne initialement la cote des paris passés, par exemple sur un champ de course : *e.g.* une cote de « 6 contre 1 ». L'*odds ratio* est donc le rapport de cotes.

14. À partir de la construction des OR comparant l'évolution des *odds* S et des P, on peut élaborer une autre formule, mathématiquement équivalente, souvent utilisée aussi (on le verra) mais dont l'énoncé est alambiqué.

Tableau 1

Évolution des chances d'accès en *grammar school* des enfants de classe supérieure (S) et populaire (P)

	T_1	T_2	Δx	Rx
S : origine supérieure	37 %	62 %	25 %	1,68 %
P : origine populaire	1 %	10 %	9 %	10 %

Tableau 2

Grammar school : odds evolution

odds	x/x* Chances d'accéder plutôt que non			x*/x Risques d'être exclu plutôt que non		
période → origine ↓	T_1	T_2	OR (T_2 / T_1)	T_1	T_2	OR (T_2 / T_1)
S	37/100 – 37 = 58,73 %	163,16 %	2,78	170,27 %	163,16 %	1,04
P	1/100 – 1 = 10,1 %	11,1 %	11	9 900 %	900 %	11

Tableau 3

Valeur que doit atteindre le taux P en T_2 pour que, selon les familles d'indices, l'inégalité des chances d'accès en *grammar school* soit dite constante en T_1 et T_2

Quatre familles d'indices	Rx	OR	Δx	Δx/mvp
Indices qui les composent	Rx, Δx/x	OR, taux logistique	Δx	Δx/mvp
Quatre définitions de l'inégalité constante	1,7 %	2,7 %	26 %	40,3 %

Les conclusions roses de l'orthodoxie logistique. Comme le montre le tableau 2, l'évolution des inégalités de rapport OR entre les *odds* x/x* et x*/x est la même. L'indice est donc cohérent et il conduit à conclure que les inégalités diminuent de T_1 à T_2 : les chances d'accéder plutôt que de ne pas accéder ont été multipliées par 2,78 pour les S et 11 pour les P, les risques d'être exclu plutôt que de ne pas l'être ont été divisés par 1,04 pour les S et 11 pour les P. La conclusion serait la même si on comparaît les taux logistiques.

Indices Rx*, *Δ*x/mvp, *Δodds* : les laissés pour compte de l'histoire et leur conclusion noire. D'autres indices (ou familles d'indices) attestés ont été, en revanche, négligés, voire occultés, dans l'histoire des statistiques. Il faut ici évoquer ces indices qui, pour des raisons diverses, ont été disqualifiés dans les luttes de concurrence entre les familles d'indices et les familles d'orthodoxies. De l'application de ces indices au cas de la *grammar school*, on retiendra toutefois qu'ils ont tous alors en commun de conclure, contrairement aux deux orthodoxies nouvelles, à une aggravation des inégalités de destin.

Rx* *vs.* Rx, Δx*/x* *vs.* Δx/x Dans le cas de la *grammar school*, comparer les rapports Rx* ou les taux de variation Δx*/x* entre les taux complémentaires de x, comparer donc l'évolution des risques (de non accès) plutôt que celle des chances (d'accès), suffit à inverser la conclusion. Alors que les inégalités de chances Rx et Δx/x, on l'a vu, diminuent, les inégalités de risques augmentent : de T_1 à T_2, les risques des S sont divisés par 63/38 = 1,7, ceux des P par 99/90 = 1,1. Si les risques des S diminuent davantage que ceux des P qui étaient les plus grands, c'est bien une inégalité sociale qui augmente.

Cette inversion des conclusions qui est mathématiquement nécessaire, apparaît, après avoir été méconnue[15], en 1984-1985 au cœur du débat ouvert dans la *Revue française de sociologie* sur les comparaisons des inégalités de taux, elle y est nommée « asymétrie » ou « incohérence ». D'aucuns voient une contradiction logique, un impensable, dans le fait que, dans le même temps, « l'inégalité des chances diminue » et « celle des risques augmente ». D'autres considèrent que la préférence qui a été accordée aux conclusions de la deuxième orthodoxie est éthiquement fautive et qu'elle démontre, une fois encore, qu'on « fait dire ce qu'on veut aux statistiques »[16]. Dans ce contexte, la deuxième orthodoxie connaît un déclin rapide. Mais il faut également voir que la réversibilité des conclusions démontre que ni Rx et Rx* ni Δx/x et Δx*/x* ne constituent un même indice. Ils n'ont pas la même définition mathématique de l'inégalité constante. Une simulation suffit à le montrer. Supposons en effet que l'on connaisse la valeur des taux d'accès initiaux en *grammar school* et celle du taux d'accès des S en T_2 : quelle doit être alors la valeur du taux P en T_2 pour que l'inégalité initiale des chances soit dite constante ? Selon Rx les chances des P doivent être multipliées par 1,7, c'est-à-dire passer de 1 % à 1,7 %. Selon Rx*, les risques des P doivent être divisés eux aussi par 1,7 et passer de 99 % à 58,2 %, mais cela implique que les chances des P en T_2 passent alors de 1 % à 100 – 58,2 = 8 %. Pour conclure à l'inégalité constante Rx et Rx* impliquent que les chances des P s'élèvent à une valeur très différente, beaucoup plus grande selon Rx* que selon Rx (41,8 % *vs.* 1,7 %).

Δx/mvp *vs.* Δx/x Le taux de variation Δx/mvp, quant à lui, divise la variation Δx d'un taux initial par le « maximum de variation possible » de ce taux : si la variation est une croissance, Δx est divisé par [100-x1] ; la diminution Δx* du taux complémentaire a même valeur mais Δx* est divisé par [x*1 – 0]. L'indice est par construction cohérent. Le sigle Δx/mvp permet de faire l'économie d'un énoncé très long. En effet, comme le label « taux de variation » a été monopolisé par Δx/x (il faut « faire bref » pour imposer un indice), il n'y a pas d'autre solution que de nommer le taux de variation Δx/mvp par son intitulé exhaustif : c'est le « taux de variation par rapport au maximum de variation possible ».

Un ouvrage de 1981 intitulé *Les Étudiants, l'emploi, la crise*, utilise cet indice (sans lui donner de nom), mais au terme d'un raisonnement différent. Les auteurs cherchent en effet à identifier, pour la période 1960-1976, les principaux « bénéficiaires de la croissance » des taux d'accès à l'université. À cette fin, ils calculent, pour les enfants de chaque classe sociale, le nombre de « tous ceux qui sont scolarisés en 1976 et qui ne l'auraient pas été si les normes de sélection de 1960 étaient restées en vigueur »[17]. Dans le cas des enfants d'agriculteurs en 1975-1976, 35 663 enfants d'agriculteurs sont scolarisés dans l'université. Si les normes de 1960 étaient restées en vigueur, ils ne seraient que 7 956 (1,8 % des 442 000 scolarisables de 1976). Il y a donc 35 663 – 7 956 = 27 707 bénéficiaires de l'évolution. À quel nombre rapporter ces bénéficiaires ? Bien évidemment, à la masse de ceux qui pouvaient bénéficier de l'évolution, c'est-à-dire de ceux qui n'auraient

15. Du cas de la *grammar school*, John Westergaard et Alan Little (« Les possibilités d'accès à l'éducation », *op. cit.*) retiennent que « les inégalités des classes sociales [...] ont diminué, depuis 50 à 60 ans » mais que « cette réduction est faible, si faible même qu'elle disparaît si l'on considère les disparités sous l'angle des non- admissions ». Cité par D. Merllié, *op. cit.*, p. 630.

16. Jean-Claude Combessie, « Trente ans de comparaison des inégalités des chances : quand la méthode retenue conditionne la conclusion », *Courrier des statistiques*, INSEE, 112, décembre 2004, p. 37-54.

17. Christian Baudelot, Roger Benoliel, Hubert Cukrowicz et Roger Establet, *Les Étudiants, 1'emploi, la crise*, Paris, Maspero, 1981, p. 28-29.

pas été scolarisés en 1976 si les normes de 1960 étaient restées en vigueur. En 1976, sur 442 000 enfants d'agriculteurs scolarisables, 7 956 auraient été scolarisés de toute façon d'après les normes de sélection de 1960 ; 442 000 – 7 956 = 434 044 ne l'auraient pas été. C'est parmi eux que se sont recrutés les 27 707 bénéficiaires de l'évolution. Pour cette catégorie, le pourcentage de bénéficiaires de l'évolution est donc de 27 707/434 044 = 6,4 %.

Jean Prévot simplifie ce calcul, en remarquant qu'il s'agit de rapporter pour chaque catégorie « le "chemin parcouru" ($T_2 - T_1$) à celui ($1 - T_1$) qui restait à parcourir, à la date T_1, pour atteindre le taux maximum 1 à la date T_2 »[18], en d'autres termes de rapporter la croissance observée au maximum de croissance possible, et donc de calculer Δx/mvp. De fait, pour les enfants d'agriculteurs, Δx/mvp conduit au même résultat que le calcul des auteurs : la croissance de leurs chances représente [8,07 – 1,8]/[100 – 1,8] = 6,27/98,2 = 0,064 = 6,4 % du maximum de variation possible. Il en va de même pour la diminution de leurs risques. Le même raisonnement les conduit à conclure que les enfants d'ouvriers sont les perdants de la croissance. La conclusion est analogue dans le cas de la *grammar school*. La variation Δx est pour les P de 9 points. Si on considère la croissance de leurs chances, Δx/mvp est égal à 9/[100 – 1] = 9,09 %. Le taux de diminution Δx*/mvp* de leurs risques est le même : 9/[99 – 0] = 9,09 %. La variation Δx du taux initial des S étant de 25 points, le taux Δx /mvp de croissance de leurs chances et de diminution de leurs risques est égal à 39,7 %. Les enfants de S ont davantage profité de la croissance que ceux de P.

Δ odds *vs.* odds ratio OR Les argumentaires en faveur de l'orthodoxie logistique soulignent parfois qu'un taux logistique s'effectue comme un écart : la différence entre inégalité d'écart et de rapport serait ainsi annulée. En revanche, à ma connaissance, la comparaison Δ*odds* mathématiquement pertinente des écarts entre les *odds* n'a jamais été appliquée ni évoquée. Elle conduirait à exclure cet indice de la famille logistique. En effet, d'une part, il interdit les conclusions roses sur l'évolution des inégalités de chances : de T_1 à T_2, l'inégalité des chances d'être admis en *grammar school* plutôt que non a augmenté (Δ *odds* passe de 57,7 à 152,1). D'autre part, les conclusions de l'indice sont incohérentes (Δ *odds** passe de 9 730 à 737) : l'inégalité des risques d'être exclu plutôt qu'admis a diminué. Ce parent indigne de la famille des indices logistiques n'est jamais mentionné. Nous ne ferons pas exception à cette règle dans cet article qui, par principe, ne traite que des indices historiquement attestés. Il n'en constitue pas moins l'une de ces occultations qu'induisent les concurrences entre des orthodoxies de méthode attachées à légitimer leurs conclusions univoques.

Questions et pistes de recherche

Il s'est donc produit au fil du temps une diversification croissante des indices mathématiquement pertinents pour comparer les inégalités de destin et, du même coup, une diversification des conclusions. Les conditions structurelles d'apparition de conclusions opposables quand on compare deux inégalités de taux sont clairement établies[19]. Plutôt que leur énoncé général, rappelons celui qui concerne spécifiquement l'évolution d'une inégalité initiale de taux. Si on applique plusieurs indices pour évaluer l'évolution d'une inégalité de taux, il faut et il suffit que les deux termes de l'inégalité initiale varient dans le même sens sans devenir égaux pour autant. Mais, ces conditions d'apparition, souvent réunies, sont à distinguer des conditions de manifestation effective de conclusions opposées : celles-ci dépendent en outre de la valeur respective des taux et, bien évidemment, de la diversification des indices appliqués à leur comparaison.

Des indices mathématiques aux huit types de conclusions possibles des familles d'indices. Chaque indice d'inégalité relève d'une construction et correspond à un raisonnement spécifique. Comme on l'a vérifié, alors que ces spécificités fondent la légitimité de leurs conclusions le plus souvent différentes, deux indices ou plus peuvent néanmoins conduire toujours aux mêmes conclusions quand on les applique aux mêmes données : ils ont la même définition mathématique de l'inégalité constante. Les enjeux de la concurrence entre « orthodoxies de méthode » invitent alors à les ranger dans une même famille, une sorte de clan qui est opposé à un autre. Les conclusions univoques d'un clan sont la condition nécessaire et suffisante pour son entrée dans le champ des luttes de concurrence. Mobilisant des familles opposées, elles parviennent à des conclusions opposées et tendent à apparaître comme statistiquement incompatibles et logiquement contradictoires. C'est un sentiment de paradoxe qu'elles tendent à inspirer. Pour évaluer les effets sociaux de la domination d'une orthodoxie, il faut donc en conséquence rappeler, contre ces sentiments d'évidence, l'égale pertinence mathématique des indices et référer, dans chaque cas, la conclusion privilégiée par cette orthodoxie à l'ensemble des conclusions des autres familles d'indices.

18. Jean Prévot, « À propos d'indices et de comparaisons de proportions », *Revue française de sociologie*, 26(4), 1985, p. 601-628 et spécialement p. 609.
19. Voir notamment D. Merllié, art. cit. et J.-C. Combessie, « Trente ans de comparaison des inégalités des chances… », art. cit.

La configuration de l'ensemble des conclusions possibles peut être identifiée à partir des analyses précédentes. Dans un premier temps, l'analyse de *l'évolution des inégalités de chances* suggère de distinguer quatre familles susceptibles de conduire à des conclusions différentes : celles qui, dans le cas de la *grammar school*, correspondent à quatre définitions différentes de l'inégalité constante **[voir tableau 3, p. 8]**. Mais ce qu'on a nommé « l'incohérence » de l'orthodoxie Rx rappelle qu'on doit considérer à la fois l'évolution de l'inégalité de « chances » et celle de l'inégalité de « risques », plus généralement celle de l'inégalité des taux et celle de leurs complémentaires. Dans la mesure où Rx et Rx* (ou Δx/x et Δx*/x*) composent deux familles distinctes, les conclusions des familles « cohérentes », Δx, OR et Δx/mvp doivent alors *compter double*. Huit types de conclusions possibles sont alors à retenir.

Orthodoxies nouvelles et familles déclassées : l'orientation rose ou noire des conclusions en question. Le tableau 3 manifeste à lui seul les grandes différences qui, d'une famille à l'autre, distinguent les niveaux de croissance des chances des P qui sont requis pour conclure à l'inégalité constante. Il invite à opposer les orthodoxies nouvelles qui se satisfont d'une faible croissance des chances des P pour conclure à l'inégalité constante (et, donc, à la réduction de l'inégalité) aux autres familles qui, bien plus exigeantes, tendent à conclure plus rarement à la constance ou à la diminution des inégalités : *une opposition entre orthodoxies nouvelles et familles déclassées par l'histoire*. Dans bien d'autres cas, les tableaux donnant à comparer des inégalités de croissance des chances à l'école, vérifient ces tendances[20]. Elles doivent pourtant être vérifiées, ou plus exactement précisées. L'exemple de Rx et Rx* manifeste que la tendance est de nature à s'inverser selon que les chances augmentent ou diminuent, selon qu'on examine les taux ou leurs complémentaires. Mais les conditions de variation de l'orientation des conclusions de l'orthodoxie logistique et des autres familles d'indices ont été à peine esquissées[21]. D'autres confrontations empiriques sont nécessaires (on les prolongera dans la suite de l'article).

Premières pistes pour l'analyse des argumentaires de la concurrence. L'analyse de la définition des objets et de l'inégalité qui différencie ou rapproche les indices de chaque orthodoxie permet par ailleurs d'esquisser l'orientation possible des argumentaires destinés à valoriser l'orthodoxie logistique aux dépends des précédentes. Un des axes peut consister à valoriser l'inégalité de rapport aux dépends de l'inégalité d'écart. Au regard de son argumentaire, l'orthodoxie logistique pourrait, en partie du moins, s'inscrire dans la continuité de l'orthodoxie Rx. Un deuxième axe possible conduirait à valoriser les OR et logit au détriment des « simples » taux des deux autres orthodoxies.

À partir de cette grille d'analyse possible, double mais provisoire, bien d'autres combinaisons sont envisageables, qu'on ne peut anticiper. Il faudra en particulier tenir compte de la montée en puissance des modélisations qui différencie nettement les applications de l'orthodoxie logistique de celle des précédentes et, de façon générale, il conviendra de ne pas sous-estimer le *défi* que s'emploie à relever tout argumentaire en faveur d'une orthodoxie de méthode pour dévaloriser, voire disqualifier le recours aux autres familles d'indices qui, mathématiquement, sont pourtant aussi pertinentes que celle qu'il défend.

Raisons et évidences des arguments de l'orthodoxie logistique

L'examen des arguments et de leur évolution suggère en effet de commencer par ceux qui ont trait aux modèles : des modèles de variation de chances, modèles de croissance en l'occurrence. C'est de la préférence accordée au ou à un modèle de croissance logistique qu'on déduit ensuite la variation des inégalités entre deux modèles logistiques (variation des inégalités de chances entre séries S et P), mais aussi la préférence qui est accordée dans les comparaisons empiriques aux OR ou aux taux logistiques.

La montée en puissance des modèles de variation logistique : enjeux et limites d'une évidence empirique

Dès le début des années 1980, la préférence pour les modèles de variation logistique est présentée comme une théorie expérimentale fondée sur des observations et destinée à être validée ou infirmée par d'autres. Mohamed Cherkaoui, chercheur au CNRS dans le laboratoire dirigé par Raymond Boudon, montre qu'à tout niveau de scolarisation et pour les enfants de toute origine, la croissance des taux de scolarisation, lorsque ceux-ci deviennent très élevés, est le plus souvent progressivement ralentie et n'atteint jamais 100 %[22]. L'hypothèse d'une croissance à Δx constant, croissance linéaire rectiligne et monotone, ne paraît pas la mieux ajustée. Celle d'une croissance à Rx constant, croissance exponentielle de plus en plus accélérée, est encore moins « réaliste ». Seule la courbe en *S* d'une croissance logistique des taux décrit une croissance qui, lente d'abord, puis progressivement accélérée, ralentit ensuite progressivement et jusqu'à l'infini[23].

20. *Cf.* notamment J.-C. Combessie, « Trente ans de comparaison des inégalités des chances… », art. cit. **21.** *Ibid.* **22.** Mohamed Cherkaoui, *Les Changements du système éducatif en France : 1950-1980*, Paris, PUF, 1982. **23.** Voir *infra* graphique 2.

Mohamed Cherkaoui pose alors l'hypothèse d'une « diffusion logistique des biens culturels », analogue à celle des « biens de grande consommation », à celle aussi « des gaz et des épidémies ». Étayée par des observations empiriques, l'hypothèse de la préférence à accorder au modèle de variation logistique pour rendre compte des croissances des taux de scolarisation et de réussite scolaire, est alors à vérifier. Louis-André Vallet[24] rappelle que Jean-Paul Grémy[25] suggérait qu'un modèle de variation logistique, qui pouvait traduire « un modèle de diffusion tout à fait classique », pouvait bien s'ajuster à ce qui était observé. Jean Prévot[26], pour sa part, juge ce modèle plus « réaliste » qu'un modèle de variation exponentiel et, à la fin de son article, « rejoint certains sociologues[27] qui indiquent que, dans la population totale ou dans une classe sociale, l'évolution dans le temps de la proportion d'enfants scolarisés (suit) une loi de diffusion de type logistique ».

Le modèle expérimental fait pourtant rapidement l'objet d'une *invalidation empirique*. Louis-André Vallet avait confronté dans l'article cité deux types de modèles de variation des taux d'accès en *grammar school*, les uns logistiques, les autres linéaires (à Δx constant) : la qualité de l'ajustement aux données du meilleur des modèles de chaque type ne permettait pas de départager les deux modèles. Et quand Patrick Mear et Pierre Merle[28] engagent un examen rétrospectif des modèles de croissance des taux d'obtention du baccalauréat (les premiers linéaires, les suivants logistiques) qui ont été élaborés en France depuis les années 1960[29] à partir de longues séries[30], ils constatent qu'ils se sont tous (aussi) lourdement trompés dans les croissances annoncées : la croissance à venir des taux de bacheliers a été fortement sous-estimée. Quels que soient les modèles, le mode de calcul de la qualité des ajustements et la qualité de ces ajustements, l'erreur des prévisions est grande et les « meilleurs ajustements ne conduisent pas nécessairement à des estimations moins erronées ». L'analyse et les conclusions de Patrick Mear et Pierre Merle n'ont jamais été contestées et l'espoir d'une validation empirique des modèles logistiques de croissance des taux de scolarisation et réussite scolaire semble bien avoir été, de fait, abandonné.

Les arguments de la préférence accordée à l'orthodoxie logistique se sont alors progressivement focalisés sur ce qui a pu être nommé les « qualités intrinsèques » du modèle et des indices de l'orthodoxie. Hérités en partie de l'orthodoxie Rx, les motifs de la disqualification de l'inégalité d'écart au profit de l'inégalité de rapport qui est commune aux indices des deux orthodoxies nouvelles, ont été exposés les premiers. Parfois abandonnés ensuite, parfois répétés, ils ont perdu de l'importance au sein d'argumentaires qui confrontent *en tant que tels* les indices et modèles de variation logistiques aux plus simples indices et modèles de variation des taux : les uns plutôt pour les disqualifier, les suivants pour conclure que les modèles de variation constituent « une sorte de synthèse » des autres.

L'héritage de l'orthodoxie Rx : un sentiment d'évidence qui disqualifie la comparaison des écarts de taux

C'est à la disqualification des écarts de taux que se sont presque exclusivement attachés les arguments, rares, épars et souvent implicites, de l'orthodoxie Rx. Certes Raymond Boudon avait, après Leo A. Goodman[31], développé une vive critique des écarts de taux dans le cas d'une d'analyse dite écologique. En l'occurrence, deux sources d'information distinctes permettaient de connaître, l'une le taux des votes communistes dans des circonscriptions, et l'autre le taux des ouvriers dans ces mêmes circonscriptions. Raymond Boudon excluait alors l'hypothèse que d'une circonscription à l'autre l'écart entre taux de votes communistes et taux d'ouvriers soit constant : la variation ne peut être linéaire, à écart constant : « Le modèle linéaire est, en effet, une véritable théorie, tant formelle que sociologique. En tant que modèle formel, il repose sur l'axiome suivant : la propension des ouvriers à voter communiste et la propension des non ouvriers à voter autrement, sont constantes »[32]. Considérant que, de ce fait, l'axiome postule que le vote d'un ouvrier « ne dépend pas de son environnement », plus ou moins « ouvrier ou bourgeois », il conclut que, sociologiquement « le modèle linéaire est inacceptable »[33]. Examinant alors des modèles « non linéaires », il en retient deux, dont le « modèle logarithmique »

24. Louis-André Vallet, « L'évolution de l'inégalité des chances devant l'enseignement. Un point de vue de modélisation statistique », *Revue française de sociologie*, 29(3), 1988, p. 395-423 et spécialement p. 396.
25. Jean-Paul Grémy, « Sur les différences entre pourcentages et leur interprétation », *Revue française de sociologie*, 25(3), 1984, p. 396-420.
26. J. Prévot, *op. cit.*
27. Notamment M. Cherkaoui, *op. cit.*
28. Patrick Mear et Pierre Merle, « Problèmes de modélisation prévisionnelle : l'exemple de la croissance du taux de bacheliers », *Revue française de sociologie*, 32(2), 1991, p. 241-261.
29. Pierre Maes, « Combien de bacheliers en 1975 ? », *Avenirs*, 136, novembre 1962, p. 8-15 ; Jean-Claude Chesnais, « La population des bacheliers en France. Estimation et projection jusqu'en 1975 », *Population*, 3, 1975, p. 527-550 ; M. Cherkaoui, *op. cit.* ; Philippe Cibois et Jean-Jacques Droesbeke, « La croissance du nombre de bacheliers est-elle modélisable et prévisible ? », *Revue française de sociologie*, 29(3), 1988, p. 425-445.
30. Par exemple de 1958 à 1973, voir J.-C. Chesnais, art. cit. ou, de 1920 à 1987, voir P. Cibois et J.-J. Droesbeke, art. cit.
31. Leo A. Goodman, "Ecological regression and behavior of individuals", *American Sociological Review*, 18, 1953, p. 663-664.
32. Raymond Boudon, « Propriétés individuelles et propriétés collectives : un problème d'analyse écologique », *in* Raymond Boudon et Paul Lazarsfeld, *L'Analyse empirique de la causalité*, Paris-La Haye, Mouton, 1966, p. 191-199 et spécialement p. 202.
33. *Ibid.*, p. 214.

(dit plus tard logistique), qu'il juge « plus satisfaisant que […] le modèle parabolique » à Rx constant. L'argument n'est pas repris en tant que tel à l'appui de l'orthodoxie logistique. Le problème soulevé par une « analyse écologique » se pose rarement ; il ne se pose ni dans les comparaisons d'inégalités de destin ni dans les modélisations des taux de réussite ou de scolarisation d'enfants d'origines diverses. Raymond Boudon lui-même ne s'y réfère pas quand, en 1973, pour analyser l'évolution de « l'inégalité des chances » à l'école, il calcule dans tous les tableaux qu'il a réunis l'évolution (noire) des inégalités d'écarts de taux puis, sans explication, ne la prend plus en considération pour conclure *in fine* que « l'évolution des sociétés occidentales est caractérisée par une incontestable réduction de l'inégalité de chances devant l'enseignement »[34], conclusion qui découle de la comparaison des inégalités de taux et non d'indices logistiques qui ne sont même pas évoqués.

À considérer l'énoncé des conclusions qu'il a tirées de chaque tableau, on y lit déjà ses préférences mais sa rhétorique de la conviction ne vaut pas pour autant argument. La diminution des inégalités de rapport de taux est dite diminution des inégalités de « chances »[35], de « probabilités »[36] ; la croissance des inégalités d'écart est dite inégalité de « croissance des taux » ou même du « nombre de personnes ». Ce dernier type d'énoncé paraît convenu quand il écrit, au sujet de la *grammar school*, que « sur 100 enfants appartenant à la classe supérieure, 25 de plus accèdent à l'enseignement secondaire long entre la première et la dernière période, contre 9 pour la classe inférieure »[37]. Mais quand il le généralise dans sa conclusion générale, il n'en va plus de même. Il écrit en effet que « le nombre supplémentaire d'enfants pour x personnes appartenant à une catégorie sociale donnée augmente beaucoup plus d'une période à l'autre lorsque ces personnes sont d'origine supérieure »[38]. Toute référence à 100 disparaît : il ne reste qu'un « nombre supplémentaire d'enfants pour x personnes », ce n'est pas *un nombre supplémentaire de points qui s'ajoutent à un taux initial*. Tout se passe comme si, les taux, valeurs relatives, étaient traités comme des effectifs, des valeurs absolues. Une erreur certes « commune », comme le rappelle Michel Lévy : « le signe % ou la locution *pour cent* est absolument équivalente à une fraction dont le dénominateur serait 100. [...] Cette évidence est souvent perdue de vue et nombre d'utilisateurs disent 8 % comme ils diraient 8 oranges, c'est-à-dire comme s'il s'agissait d'un nombre entier et 4,2 % comme ils diraient 4,2 mètres, c'est-à-dire comme si c'était un nombre à partie entière »[39]. Mais l'erreur n'en est pas moins une erreur qui conduit à une raison, savante mais fallacieuse, de préférer la comparaison des rapports à celle des écarts. Pour comparer des effectifs supplémentaires qui s'ajoutent à des effectifs initiaux inégaux, ne faut-il pas rapporter la variation Δe de chaque effectif à l'effectif initial (e) pour comparer ces variations sur une même base, en d'autres termes calculer le taux de variation $\Delta e/e_1$? Or cette opération a déjà été effectuée quand on a élaboré des taux : pourquoi et jusqu'à quand faudrait-il la répéter pour comparer ces taux, alors que c'est « le but même du calcul de pourcentages que de permettre de ramener, par une opération de la pensée, des populations de taille différente à une même base ? »[40] Confondre les taux, des proportions et valeurs relatives, avec des effectifs, des valeurs absolues, des nombres entiers conduit à aligner le traitement des taux sur le modèle du traitement des nombres entiers : n'est-ce pas une « erreur », une erreur inaperçue en tant que telle et qu'on trouve au principe de l'orthodoxie Rx ?

C'est à Jean-Paul Grémy, un ingénieur de formation devenu maître-assistant de Raymond Boudon (et rattaché au laboratoire de ce dernier), qu'on doit un énoncé explicite, remarqué et néanmoins équivoque : il peut être lu à la fois comme un constat et comme un sentiment lui aussi fallacieux d'évidence. Observant[41] que d'une période à l'autre, des taux d'étudiants inscrits en sciences (33,4 %) et en droit (16,3 %) ont l'un et l'autre augmenté de 4,2 (points), il souligne que cette « même différence [Δx] n'a pas la même importance » : « il est clair que l'écart pour le droit est *relativement* deux fois plus grand que l'écart pour les sciences ». Le constat mathématiquement fondé n'implique en soi aucune préférence. L'énoncé qui s'en suit en suggère à peine : une même différence n'a pas la même importance selon que le pourcentage moyen est de 16,3 % ou de 33,4 %. Il est exact qu'en rapportant la même croissance Δx de 4,2 points au pourcentage d'étudiants inscrits en droit et au pourcentage d'étudiants inscrits en sciences, cette même croissance n'a (mathématiquement) plus la même importance. L'écart représente de fait une variation $\Delta x/x$ de 25,8 % pour le droit et de 12,6 % pour les sciences. Mais ce constat objectif prend quasiment valeur d'impératif, le texte d'où il est extrait ayant pour objet de décider « quel critère adopter pour déterminer

34. R. Boudon, *L'Inégalité des chances…*, *op. cit.*, p. 98.
35. *Ibid.*, tableau 3.7, p. 93 ; p. 98 ; p. 103.
36. *Ibid.*, tableau 3.8, p. 93 ; tableaux 3.9 et 3.10, p. 94.
37. *Ibid.*, p. 93.
38. *Ibid.*, p. 98.
39. Michel Lévy, *L'Information statistique*, Paris, Seuil, 1975, p. 32.
40. D. Merllié, art. cit., p. 646.
41. Jean-Paul Grémy, « Introduction à la lecture des tableaux statistiques », université René Descartes, laboratoire d'étude des méthodologies et techniques de l'analyse sociologique, multigraphié, 1977, p. 36-37.

si la différence observée entre les pourcentages est très importante, importante, ou négligeable »[42]. Il faudrait alors préférer comparer les taux de variation plutôt que les écarts.

Ce serait certes la conclusion à retenir si à un effectif de quatre étudiants s'ajoutait 16 étudiants en droit et 33 étudiants en sciences, si on traitait de nombres entiers, de valeurs absolues et non pas de taux, de valeurs relatives, mais ce n'est pas le cas. On retrouve l'analogie fallacieuse qui vient d'être évoquée au sujet de Raymond Boudon. Jean-Paul Grémy ne perçoit pas que son sentiment d'évidence en provient et il n'en voit pas non plus les conséquences lorsque, dans un cas comme celui de la *grammar school*, il conclut qu'une même croissance des chances doit être considérée comme une croissance plus grande pour les plus défavorisés. Les politiques scolaires de réduction des inégalités peuvent alors tirer de cette transformation un *satisfecit* à bon compte, comme au demeurant toute autre politique de réduction des inégalités puisqu'il faut et suffit alors que la croissance Δx des chances soit égale pour conclure à la diminution de l'inégalité. L'effet de ce sentiment d'évidence est d'opérer de manière inaperçue une révolution *conservatrice des inégalités* propre à les minimiser plutôt qu'à les amender.

C'est pourtant avec le même sentiment d'évidence, et face à des écarts qui sont quasiment les mêmes, que l'énoncé est repris par Louis-André Vallet. Dans l'article déjà cité visant à départager un modèle linéaire à écart de taux constant et un modèle logistique, il relève *in fine* que le premier donne à lire qu'entre « les cohortes 3 et 4, l'inégalité n'a pas évolué car le taux de scolarisation a augmenté de 4 (%) chez les ouvriers non qualifiés comme chez les cadres » : « Il est clair que, d'un point de vue sociologique (*sic*), une augmentation de 4 (%) ne peut être considérée comme identique selon que le taux initial vaut 39,7 % (cas des cadres) ou 1,3 % (cas des ouvriers non qualifiés) »[43]. Il tranche en faveur du modèle logistique. En 2007, il prolonge le sentiment d'évidence en l'adaptant aux spécificités de la variation logistique : « nous pressentons bien qu'une même différence de proportions selon qu'elle intervient au centre de l'échelle [ou modèle de variation] ou à l'une de ses extrémités »[44].

Des qualités intrinsèques de la variation logistique opposées à la variation des taux : OR vs. *Δx et Rx*

Ne s'inscrivant plus dans l'héritage de l'orthodoxie Rx, les arguments qui font valoir les qualités « intrinsèques » de l'orthodoxie logistique opposent d'abord les comparaisons de variation de taux à l'ensemble des indices de variation de l'orthodoxie logistique (OR et taux logistique). Implicitement ou explicitement, la légitimation de ces indices est alors liée à celle du modèle de variation logistique[45].

Louis-André Vallet[46] développe une argumentation de la littérature anglo-saxonne : « le fait qu'une proportion soit comprise entre 0 et 1, c'est-à-dire naturellement[47] bornée, soulève des difficultés particulières dès lors qu'il s'agit d'apprécier un écart ou une variation en raison de l'existence probable d'effets "plancher" et "plafond"»[48]. Raymond Boudon avait fait allusion aux « difficultés » induites par ces « effets » : après avoir conclu à la diminution de l'inégalité [Rx] des chances d'accès en *grammar school*, il faisait « remarquer cependant » que « la proportion des S qui y accédaient en T_1 (0,37) ne pouvait de toutes façons être multipliée par un coefficient supérieur à 1/0,37 »[49], alors que celle des P (0,01) pouvait être multipliée par un coefficient bien supérieur. Les « difficultés » induites par ces « effets » sont à chercher dans l'inégalité de la variation possible de taux initialement inégaux. Leur variation possible ne peut, en cas de croissance, dépasser 100 % ni, en cas de décroissance, aller plus bas que 0 % ! La variation possible du plus élevé de deux taux initiaux est alors inférieure à celle de l'autre en cas de croissance et supérieure en cas de diminution des taux. Tels sont les effets plafond et plancher. On voit alors comment seule une possibilité de variation élargie jusqu'à l'infini peut « effacer la possible existence de ces effets ». Or seul un taux logistique dont la valeur varie de moins à plus l'infini « permet de s'affranchir de telles difficultés » puisque le maximum de variation possible est alors infini. CQFD. On notera alors que la critique des bornes imposées par les taux au « maximum de variation possible » concerne tout particulièrement le *taux de variation Δx/mvp par rapport au maximum*

42. Jean-Paul Grémy reprend au demeurant le même argumentaire à propos du « démarrage de processus » d'apprentissage d'une langue : lorsque sa lenteur signale qu'un processus à dû « surmonter des grands obstacles », « on accordera évidemment une très grande importance à la différence qui indique que le démarrage du processus d'acquisition est en bonne voie ». Voir J.-P. Grémy, « Sur les différences entre pourcentages… », art. cit.

43. L.-A. Vallet, « L'évolution de l'inégalité des chances devant l'enseignement… », art. cit., p. 417.

44. Louis-André Vallet, « Sur l'origine, les bonnes raisons de l'usage, et la fécondité de l'*odds ratio* », *Courrier des statistiques*, INSEE, 121-122, mai-décembre 2007, p. 59-66 et spécialement p. 62.

45. Vallet développe un premier argument en faveur des qualités des indices logistiques qui ne sera pas retenu ici. Équivalent de l'OR, le *cross product ratio* présenterait la « qualité rare » d'être « insensible aux variations marginales ». Commune à l'OR, au taux logistique, au produit croisé et au coefficient Q de Yule cette « propriété remarquable » permettrait de savoir si « quelque chose a […] changé dans le *lien intrinsèque* qui unit l'origine sociale des individus et le niveau d'éducation qu'ils obtiennent », indépendamment des variations de la taille des populations d'origine. Mais cette qualité est partagée par tous les indices évaluant les inégalités de destin. Elle ne peut concerner que les mesures d'association, dans les tables de mobilité notamment. Voir L.-A. Vallet, « Sur l'origine, les bonnes raisons de l'usage… », *op. cit.*

46. *Ibid.*

47. Au sens des statistiques : on pourrait dire aussi bien structurellement bornée.

48. L.-A. Vallet, « Sur l'origine, les bonnes raisons de l'usage… », *op. cit.*, p. 62 pour cette citation et les suivantes.

49. R. Boudon, *L'inégalité des chances…*, *op. cit.*, p. 93.

de variation possible. Mais si l'abolition des limites de toute variation, quand on compare des logit plutôt que des taux, est évidente, les « difficultés » que sont censées créer ces limites le sont beaucoup moins.

Si l'évidence de cette critique est soutenue par toute une tradition de critiques d'origine anglo-saxonne, on peut lui opposer une tradition plus longue encore qui considère que l'élaboration des taux est la condition requise pour pouvoir comparer *sur une même base* des variations de valeurs absolues inégales qui, par construction, ne sont pas « bornées » : les « bornes » 0 et 100 de la variation des taux sont alors la garantie requise pour effectuer leur comparaison sur une base commune. Une rhétorique de la conviction invite le lecteur à opérer ce qui constitue un imperceptible retournement d'« évidences » indissociablement éthiques, politiques et savantes. À l'instar de la croissance des valeurs absolues (monétaires, financières ou autres), la croissance des probabilités de chances doit pouvoir devenir illimitée pour chacun ; les chances de croissance des plus avantagés doivent être, si l'on suit l'énoncé, « affranchies » des « bornes » qui leur ont été assignées par les taux.

Cette émancipation générale profitant aux plus riches en chances paraît, de prime abord, opposable à la révolution conservatrice qui, née sous le régime de la deuxième orthodoxie et prolongée par la troisième, transforme « une même différence » en croissance plus grande pour qui avait le moins de chances. De fait le passage de la deuxième orthodoxie à l'orthodoxie logistique entérine et complète cette révolution conservatrice : entre personnes qui ont peu de chances (moins de 50 %), une même croissance Δx apparaît toujours comme plus grande pour les plus démunis et entre personnes qui ont déjà de fortes chances (plus de 50 %), une même croissance Δx apparaît comme moins forte pour ceux qui avaient déjà plus de chances. Ce que Louis-André Vallet nomme « la transformation logit » transforme une même croissance Δx de chances en rattrapage du retard des plus démunis et en limitation des avantages des plus riches en chances : la société paraît ainsi devenir moins inégale. Par ailleurs la transformation logit qui « affranchit » des difficultés imputées aux taux, et tout particulièrement au taux de variation Δx/mvp, ne permet pas pour autant de remplacer cet indice. En abolissant les « limites », en remplaçant les taux par les logit, la « transformation logit » interdit désormais toute comparaison empirique des variations « par rapport à un maximum de variation possible » : quelle que soit la valeur initiale des logit, leur variation par rapport à l'infini ne peut plus être comparée. Les conclusions, souvent sévères, tirées du taux de variation Δx/mvp ont été annulées, mais le thermomètre des variations par rapport à un maximum de variation possible est cassé.

De la concurrence des indices à leur conciliation : les qualités du modèle de variation logistique en font « une synthèse naturelle » des autres. En 1995, Michel Euriat et Claude Thélot présentent la « démarche logistique » comme une sorte de synthèse : ils font valoir qu'elle « cont[ient] pratiquement toutes les autres [démarches] comme des cas particuliers, c'est-à-dire que les deux autres [écart et rapport de taux] l'approchent pour des valeurs particulières des proportions. […] Si les taux inégaux sont très faibles, alors le taux logistique est pratiquement égal au rapport (simple) ; si les taux initiaux sont proches de 50 %, c'est la démarche additive qui conduit aux mêmes résultats »[50]. Les publications de Laurent Toulemon[51], qui rappellent le débat ouvert en 1984-1985 dans la *Revue française de sociologie* et dont l'objectif est bien de décider de la *bonne méthode* de comparaison des inégalités de destin[52], s'attachent à mettre en évidence ce constat de synthèse. Ils usent notamment à cette fin d'une représentation graphique **[voir graphique 1, p. 16]** qui superpose les courbes de croissance de quatre modèles de variation : croissance logistique à OR constant, croissance à écart de taux Δx constant, croissance à rapport de taux Rx constant, décroissance à rapport de taux complémentaires Rx* constant[53]. Il apparaît que la courbe du modèle logistique se rapproche successivement de chacune des trois autres courbes : elle se rapproche de la courbe de croissance à Rx constant quand la valeur des taux est faible (« < 20 % »), de la courbe de croissance à Δx constant pour les valeurs moyennes du taux (« entre 30 % et 70 % ») et enfin de la courbe du modèle à Rx* constant pour les valeurs de taux plus élevées. C'est à ce titre qu'on peut considérer le modèle de variation logistique, *alias* « échelle logistique », comme une « sorte de synthèse contenant pratiquement toutes les autres [échelles] ». Encore faut-il, on le voit bien, justifier le privilège accordé aux niveaux de convergence des courbes des modèles plutôt qu'aux niveaux, plus nombreux encore, où leurs tracés

50. Michel Euriat et Claude Thélot, « Le recrutement social de l'élite scolaire en France. Évolution des inégalités de 1950 à 1990 », *Revue française de sociologie*, 36(3), 1995, p. 403-438 et spécialement p. 430.

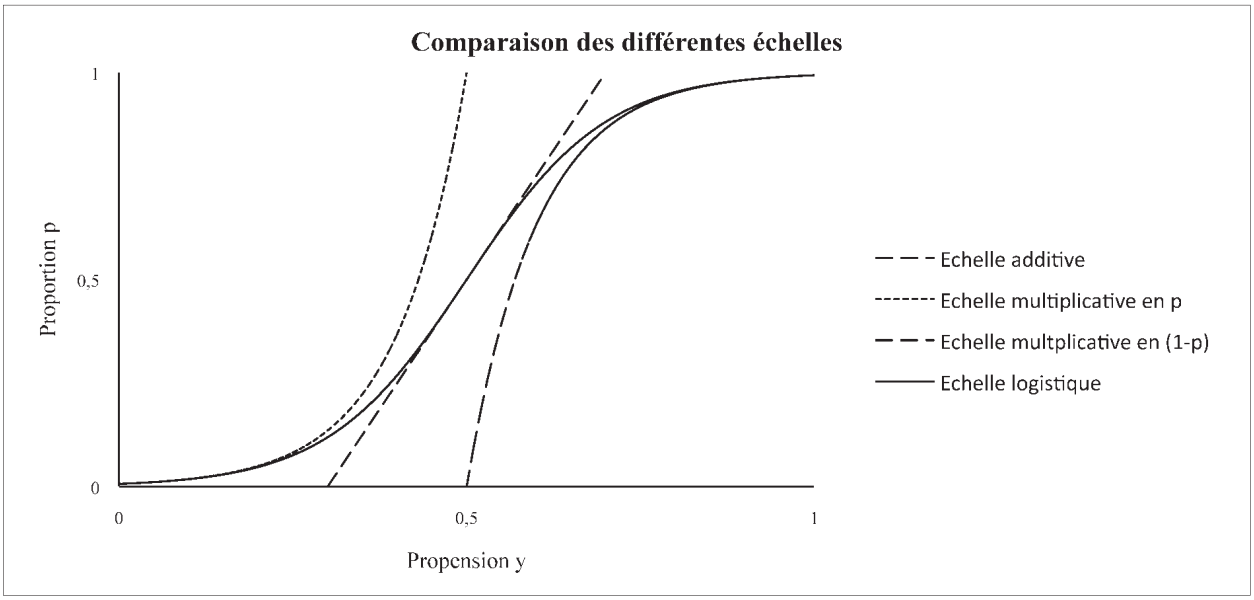
51. Laurent Toulemon, « Régression logistique et régression sur les risques », *Dossiers et Recherches*, 46, INED, 1995 ; Henri Leridon et Laurent Toulemon, *Démographie. Approche statistique et dynamique des populations*, Paris, Economica, coll. « Économie et statistiques avancées », 1997 ; cité ensuite par L.-A. Vallet, « Sur l'origine, les bonnes raisons de l'usage… », *op. cit.*

52. Mais aussi, d'introduire aux modèles de régression logistique.

53. Les modèles sont nommés « échelles » : « échelle additive » du modèle à écart constant, « échelle multiplicative en p » du modèle à rapport de taux constant, « échelle multiplicative en 1-p » du modèle à taux complémentaire constant, « échelle logistique » du modèle à *odds ratio* constant ». Voir L. Toulemon, « Régression logistique… », *op. cit.*, p. 4 *sq.* et H. Leridon et L. Toulemon, *Démographie…*, *op. cit.*, p. 238 *sq.*

Graphique 1

L'illustration d'une conciliation



Laurent Toulemon utilise ce graphique (établi d'après H. Leridon et L. Toulemon, Démographie…, *op. cit.*, p. 247) pour montrer que l'échelle logistique constitue une sorte de synthèse des autres échelles. Après avoir montré que l'échelle additive (la droite en pointillés sur le graphique) convenait surtout pour des valeurs moyennes, que l'échelle multiplicative en p (courbe en pointillés la plus à gauche sur le graphique) convenait surtout pour des comportements rares et que l'échelle multiplicative en (1–p) convenait surtout pour des comportements très fréquents, il observe que l'échelle logistique (la courbe de forme sigmoïdale en traits pleins qui traverse le graphique) est proche de la courbe de l'échelle multiplicative en p quand p est faible (au-dessous de 0,2), de la courbe de l'échelle additive quand p est moyenne (entre 0,3 et 0,7), et de la courbe de l'échelle multiplicative en (1–p) quand p est élevé (au-dessus de 0,8).

divergent. Laurent Toulemon ne l'ignore pas quand il écrit que l'échelle logistique est une sorte de synthèse « contenant pratiquement toutes les autres [et qui] en concilie les avantages ». Resterait à le démontrer **[voir graphique 1, ci-contre]**.

Mais en guise de démonstration, Laurent Toulemon enchaîne l'énoncé successif de *sentiments d'évidence*. Pour établir que la courbe de chacun des autres modèles de variation se rapproche de celle du modèle de variation logistique aux niveaux des taux où leur application est pertinente, il parle d'intuitions, de sentiments de vraisemblance : « l'échelle multiplicative [Rx] *semble convenir* pour les petites valeurs de [x], l'échelle additive [Δx] pour les valeurs moyennes, et l'échelle multiplicative [Rx*] pour les grandes valeurs de[x] »[54]. On chercherait en vain dans le texte des énoncés plus assurés[55]. Quelques (rares) notes évoquent des exemples d'applications correspondant à ces sentiments de pertinence : des constats qui ne sont pas pour autant des arguments. Le contraste est fort entre l'énoncé mal assuré de ces sentiments d'évidence et la conclusion qui en est tirée, selon laquelle l'échelle logistique serait « l'échelle "naturelle" des proportions ». Les guillemets signalent sans doute qu'elle est « naturelle » au sens des statistiques mais, à ce titre, les autres échelles sont tout aussi naturelles : le qualificatif ne qualifie pas la « synthèse ». Il pourrait en revanche inviter à interroger les processus de naturalisation des évidences constitutifs de toute mise en orthodoxie des convictions et des croyances.

Conclusions et pistes pour l'analyse

Une hypothèse forte a été posée : c'est au service de la légitimation de conclusions univoques que ces « raisons » sont données. Le statut de la statistique, science appliquée de l'État au service de bien des institutions et fondement de disciplines économiques et sociales[56], est en jeu. Si les conclusions opposables mais mathématiquement nécessaires des différents indices sont perçues comme « contradictoires », c'est qu'une attente sociale de réponse univoque est de longue date associée à la démonstration de la rigueur des méthodes. La fragilité des raisons raisonnées de l'orthodoxie n'est pas moins remarquable que les convictions qui, chez les auteurs qui ont été cités, les soutiennent et les animent : leur enthousiasme est perceptible. Plutôt que des illusions qui seraient à dénoncer, c'est une *illusio* qu'il faut reconnaître : une conviction et un enchantement nourris de connaissance et de méconnaissance.

L'argumentation raisonnée de l'orthodoxie est une composante de sa reconnaissance mais celle-ci à bien des égards la précède et l'oriente. En effet, si les modélisations sur lesquelles s'appuient de plus en plus les pratiques de cette orthodoxie, ne sont pas soutenues par des « raisons » plus pertinentes que celles d'autres pratiques, les incontestables et continuels progrès des logiciels informatiques requis pour l'élaboration de ces modèles sont en revanche de nature à conforter l'enchantement visible de ceux qui les maîtrisent. À l'enchantement du plaisir inhérent à la maîtrise de logiciels « puissants », à l'accès à des connaissances nouvelles et à la possibilité de transmettre et cette maîtrise et ces connaissances, s'ajoute la reconnaissance sociale qui y est attachée. Le progrès rapide des techniques élève le niveau des compétences requises, approfondit le fossé entre profanes et initiés, entre leurs opportunités d'enseignement ou de recherches et, plus largement différencie l'évolution de leurs carrières. Mais si la validation raisonnée des pratiques est une composante de cette reconnaissance, celle-ci à bien des égards la précède : les processus de diffusion internationale des pratiques suffiraient à l'attester. Or, la diffusion *top down* de cette reconnaissance internationalement acquise au préalable est un outil puissant d'orientation des lectures et des argumentaires mobilisés à l'appui d'une orthodoxie déjà établie.

De la reconnaissance accordée à un modèle, on peut pourtant tirer une leçon différente de celles qui sont privilégiées par son orthodoxie. En effet, la reconnaissance accordée aux indices de variation logistique n'implique pas la disqualification des autres, lesquels doivent être pris en compte. L'ensemble des argumentaires de la modélisation logistique repose sur la modélisation des variations de taux : en l'occurrence, des croissances de taux de scolarisation ou de réussite scolaire. Un postulat implicite est que la préférence accordée à un modèle logistique tient à la supériorité des indices logistiques dans les comparaisons empiriques des inégalités de destin qui dispenserait d'appliquer les autres. Une simulation assez simple peut montrer le contraire. Supposons donc deux séries de taux (taux S des classes supérieures et taux P des classes populaires) dont la croissance suit la même loi de variation logistique mais en étant décalée dans le temps : la croissance des S précède celle des P[57]. Posons, par exemple, que de T_1 à T_{19}, pour chaque série la valeur des *odds* observée en T_n double en T_{n+1}. Le tableau 4 **[voir p. 18]** présente les variations de valeurs qui, de T_1 à T_{19}, correspondent à cette hypothèse : d'abord (A) les valeurs prises par les *odds* et (B) par les taux des deux séries, puis

54. *Passim.* **55.** E.g. « l'échelle multiplicative [Rx] [...] est satisfaisante pour les comportements fréquents, non pour les comportements rares », etc. **56.** Alain Desrosières, *La Politique des grands nombres. Histoire de la statistique*, Paris, La Découverte, 2000 (1re éd., 1993). **57.** L'hypothèse n'est pas dépourvue de justifications empiriques possibles.

Tableau 4

Les taux des deux séries S et P, décalées chronologiquement, augmentent à OR constant : OR = 2

	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6	T_7	T_8	T_9
A – Variation de la valeur des odds x/x* des séries S et P									
S	0,010	0,02	0,04	0,08	0,16	0,32	0,64	1,28	2,56
P	0	0,01	0,02	0,04	0,08	0,16	0,32	0,64	1,28
B – Variation de la valeur correspondante des taux S et P									
S	1	2	3,8	7,4	13,8	24,2	39	56,1	71,9
P	0	1	2	3,8	7,4	13,8	24,2	39	56,1
C – Variation de l'écart Δx [S–P]									
Δ	1	1	1,8	3,6	6,4	10,4	14,8	17,1	15,8
D – Variation du rapport Rx (S/P)									
÷	/	2	1,9	1,9	1,86	1,75	1,61	1,44	1,28

Note : On calcule B de la façon suivante : B = [A / (1+A)] x 100. Exemple : 13,8 = [0,16 / (1+0,16)] x 100.

T_{10}	T_{11}	T_{12}	T_{13}	T_{14}	T_{15}	T_{16}	T_{17}	T_{18}	T_{19}
5,12	10,24	20,48	40,96	81,92	163,84	273,68	547,36	1 094,72	2 189,44
2,56	5,12	10,24	20,48	40,96	81,92	163,84	273,68	547,36	1 094,72
83,7	91,1	95,3	97,6	98,8	99,4	99,6	99,8	99,9	99,9
71,9	83,7	91,1	95,3	97,6	98,8	99,4	99,6	99,8	99,9
11,8	8,5	7,4	2,3	1,2	0,6	0,2	0,2	0,1	0
1,21	1,09	1,05	1,02	1,01	1,006	1,002	1,002	1,001	1

celles des écarts (D) et des rapports (E) entre les taux des deux séries. La variation des taux qui décrit cette courbe en *S* est caractéristique d'une croissance logistique : une croissance d'abord lente puis accélérée qui ralentit ensuite progressivement « jusqu'à l'infini ». Le graphique 2 **[voir ci-contre]** permet de le vérifier pour les courbes de croissance des taux des deux séries S. Il montre aussi que, de T_2 à $T_{19,}$ l'inégalité Δx entre les taux S et P augmente d'abord et de façon accélérée pour diminuer de moins en moins vite et jusqu'à l'infini. Le graphique 3 **[voir ci-contre]**, établi également à partir du tableau 4 (ligne C), montre que l'inégalité d'écart entre les taux S et P décrit alors une courbe de type gaussien. L'examen de la ligne D du tableau 4 enseignerait que la variation de l'inégalité des rapports de taux S/P décrit quant à elle une courbe semi gaussienne : l'inégalité initialement forte décroît d'abord lentement, selon un rythme ensuite accéléré puis progressivement ralenti jusqu'à l'infini **[voir graphique 4, ci-contre]**.

L'hypothèse d'une croissance logistique égale et décalée des deux séries de taux n'exclut donc pas l'examen des inégalités d'écart ou de rapport entre ces séries. Elle implique au contraire de les prendre en compte pour décrire, voire anticiper, avec quelque précision l'évolution des inégalités entre ces deux séries. Même si cette hypothèse est posée *à défaut d'une meilleure*. Dans la mesure où elle est ajustée aux données empiriques, une analyse de celles-ci vérifiera alors que de T_1 à T_n (quel qu'il soit), l'inégalité d'OR entre les deux séries est constante. Mais elle montrera aussi que de T_1 à T_8 l'inégalité des écarts de taux augmente alors qu'elle diminue ensuite, que l'inégalité des rapports de taux S et P est certes en diminution constante mais qu'une représentation graphique de cette diminution montre que de T_2 à T_5 elle est moins rapide que de T_2 à T_8 et qu'ensuite elle ralentit. On aurait pu aussi calculer l'évolution de l'augmentation de l'inégalité Rx*. La leçon principale à tirer de cette hypothèse de variation logistique des taux est donc qu'elle implique certes une inégalité d'OR constante entre les séries, mais que seule la prise en compte des autres indices permet de savoir si cette constance implique alors une augmentation ou une diminution des inégalités Δx et quelle est la rapidité de la croissance ou décroissance des inégalités Rx et Rx*.

Cette leçon conforte donc la reconnaissance de l'utilité et de la nécessité de prendre en compte l'ensemble des familles d'indices pour comparer dans la partie suivante, l'évolution des inégalités de destin dans l'enseignement supérieur. Et d'opposer cette pratique aux pratiques de comparaison unique ou sélective inhérentes aux orthodoxies de méthode. Des éléments de conclusion précédents on retiendra aussi que la conviction qui souvent tient lieu de raison dans les « évidences » mises en avant par les argumentaires s'alimente aux gratifications indissociablement intellectuelles, professionnelles et symboliques offertes par la manifestation d'une compétence experte dans la maîtrise technique des plus récents et/ou puissants logiciels informatiques d'analyse et de modélisation logistique. Mais on retiendra également l'hypothèse d'une « coïncidence heureuse » entre d'une part les conclusions d'une orthodoxie de méthode dont la reconnaissance internationale ne s'est pas jouée dans le pré carré des politiques scolaires et d'autre part les priorités d'une autre orthodoxie : celle, de plus en plus affirmée, des politiques scolaires de « démocratisation par l'ouverture » qui en soutenant les croissances des taux et des niveaux de scolarisation donnent aussi à espérer qu'une réduction des inégalités s'ensuive. Deux régimes d'orthodoxie seront à prendre en considération.

Du baccalauréat à l'université et aux grandes écoles. Le double régime d'orthodoxies des représentations statistiques de l'évolution des inégalités de destin

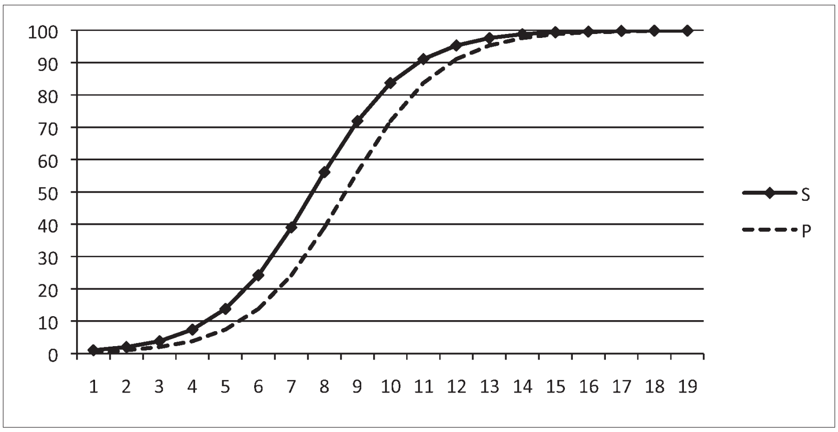
« Comment accepter la perspective des lycées bientôt submergés par un million d'élèves ? », s'inquiétait l'ordonnance du 6 janvier 1959. Françoise Œuvrard qui la rappelle en 1979[58] oppose à cette inquiétude un nouvel état d'esprit. « L'accroissement de la demande d'éducation et l'afflux massif d'un nouveau public » ne suscite plus cette « crainte devant l'envahissement et la baisse du niveau » : « le thème de l'égalisation, puis de l'harmonisation des chances fait maintenant partie de tous les discours officiels ». Françoise Œuvrard évoque la signification première de cette démocratisation : l'ouverture. Mais elle utilise des guillemets pour le terme de « démocratisation » car, pour elle, l'ouverture a plutôt conduit à une translation des inégalités. Pourtant, l'ambiguïté du label de démocratisation cher aux politiques subsiste malgré la longue tradition qui, en sciences sociales, s'attache à distinguer ce qui a trait à « l'ouverture » de « l'évolution des inégalités »[59].

58. Françoise Œuvrard, « "Démocratisation" ou élimination différée ? Note sur l'évolution du recrutement social de l'enseignement secondaire en France, entre 1958 et 1976 », *Actes de la recherche en sciences sociales*, 30, novembre 1979, p. 87-97. Françoise Œuvrard est chargée des relations avec la recherche sur l'éducation à la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance (ministère de l'Éducation nationale).

59. « Démocratisation ou démographisation », voir Antoine Prost, *L'Enseignement s'est-il démocratisé ?*, Paris, PUF, 1986 ; Gabriel Langouët, *La Démocratisation de l'enseignement aujourd'hui*, Paris, ESF, coll. « Pédagogies », 1994 ; M. Euriat et C. Thélot, *op. cit.* ; « démocratisation uniforme », voir Dominique Goux et Éric Maurin, « Démocratisation de l'école et persistance des inégalités », *Économie et Statistique*, 306, 1997, p. 27-39 ; « démocratisation par ouverture », voir Marie Duru-Bellat, Jean-Pierre Jarousse et Alain Mingat, « De l'orientation en fin de 5e au fonctionnement du collège. Les inégalités sociales de carrières du CP au 2nd cycle du secondaire, *Cahiers de l'IREDU*, 51, 1992) ; Pierre Merle, « Les transformations socio-démographiques des filières de l'enseignement supérieur de 1985 à 1995. Essai d'interprétation », *Population*, 6, 1996, p. 1181-1209.

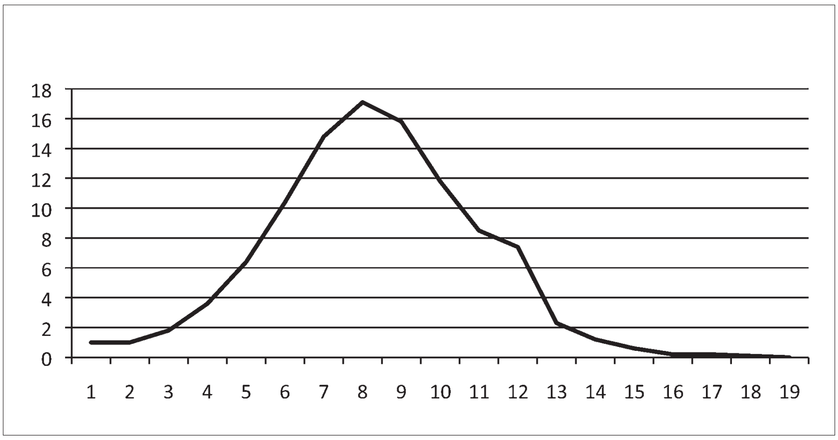
Graphique 2

L'hypothèse de variations à *odds ratio* constant et de même valeur (ligne B du tableau 4)



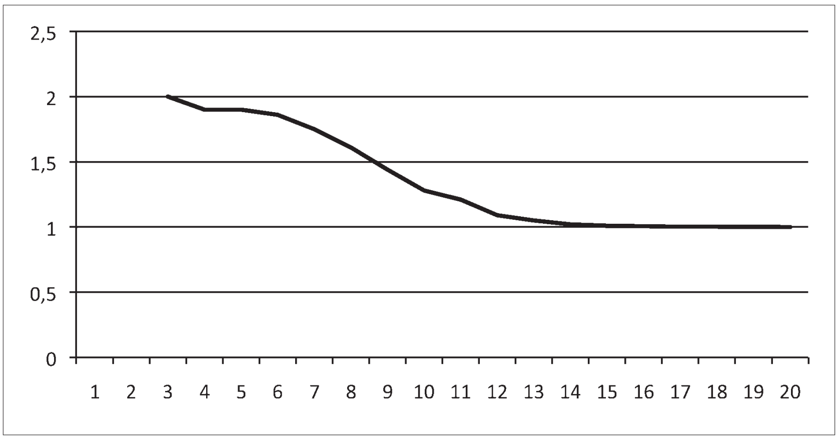
Graphique 3

Variation de l'inégalité d'écart entre les deux séries de taux (ligne C du tableau 4)



Graphique 4

Variation de l'inégalité de rapport entre les deux séries de taux (ligne D du tableau 4)



Le recours au label entérine son ambiguïté dès lors qu'il n'est pas spécifié : il ne permet pas de savoir si l'ouverture qu'il implique dans tous les cas, assure ou non la diminution des inégalités que *de facto* suggère le « nouvel esprit » des politiques d'ouverture.

Ce nouvel esprit est indissociable de la montée en légitimité des politiques de démocratisation par ouverture : de leur orthodoxie de moins en moins discutée. Elles se sont inscrites dans les priorités internationales et supra nationales. L'Unesco, par exemple, indique que les États doivent être relayés par des fonds privés et l'Union européenne dont les modèles de référence sont les États-Unis et le Japon fixe l'objectif prioritaire sur la base duquel les États seront évalués, la croissance des taux de scolarisation et de réussite. Sous le thème de l'« harmonisation, puis égalisation des chances » le nouvel esprit de la « démocratisation » s'impose. Et le 25 mai 1998, les ministres de l'enseignement supérieur allemand, français, anglais et italien, lancent un appel à la « construction d'un espace européen de l'enseignement supérieur », concrétisé un an plus tard dans l'engagement signé à Bologne par l'ensemble des États européens d'harmoniser tous les cursus européens en 2010.

Les statistiques sont devenues un outil national et supranational de *gouvernance* au service de l'harmonisation des politiques d'ouverture. Roser Cussó rappelle[60] que « c'est surtout au niveau international que cette mutation a été la plus perceptible, notamment depuis les années 1990 »[61] : elle « illustre une nouvelle manière de concevoir la place des statistiques dans la prise de décision publique » et constitue « un tournant », « une activité d'expertise tendant à se substituer à la délibération publique représentative ». Elle illustre ce propos dans un chapitre qui montre « comment, au nom des nouveaux besoins de la “globalisation”, une comparabilité plus normative des statistiques de l'éducation est introduite » à l'Unesco. En France comme à l'étranger, plusieurs statisticiens appellent à un débat public[62] sur cette technicisation des enjeux et décisions politiques.

Publiés et analysés dans différents articles ou ouvrages, les tableaux repris ci-dessous traitent de l'évolution des inégalités de destin dans l'enseignement supérieur[63]. Pour mieux évaluer les « effets de méthode », on n'a retenu que des données nationales analogues permettant de comparer sur le long terme l'évolution des inégalités de destin d'enfants d'origine « supérieure » et ouvrière ou « populaire » concernant l'obtention du bac, l'accès à l'université et à quelques-unes des grandes écoles. Cette sélection implique notamment, hélas, de négliger l'effet de la différenciation des filières et disciplines sur l'évolution des inégalités et conduit ainsi à minimiser *a priori* l'importance de ces inégalités.

Un premier ensemble de tableaux oppose l'évolution des chances des enfants de classe supérieure[64] et d'origine ouvrière pour l'obtention du bac et l'accès à l'université : l'un est emprunté à Marie Duru-Bellat et Annick Kieffer[65] pour l'obtention du bac par des générations d'enfants nés avant 1929 ou entre 1964 et 1973 ; l'autre à Michel Euriat et Claude Thélot[66] pour l'obtention du bac en 1960 et 1980 par les enfants admis en 6e. Le tableau qui présente ensuite les chances d'accès à l'université en 1960 et 1980 pour l'ensemble des jeunes gens âgés alors de 20 à 24 ans, est emprunté à Thierry Blöss et Valérie Erlich[67]. Un autre ensemble de tableaux traite de l'évolution de 1951-1955 à 1989-2000 des chances d'accès à « quatre grandes écoles prestigieuses » : l'École polytechnique (X), l'École normale supérieure (ENS), l'École nationale d'administration (ENA) et l'École des hautes études commerciales (HEC). Empruntés à Michel Euriat et Claude Thélot[68] ou établis à partir des données qu'ils ont publiées, ils permettent de comparer les chances des jeunes gens d'origine « populaire »[69] à celles des jeunes d'origine non populaire pour l'accès à l'ensemble de ces quatre écoles ou à celui de l'X et de l'ENS ; ils permettent aussi, dans le cas de ces deux écoles, de les comparer aux chances des enfants de cadre supérieur ou enseignant.

Un indice de chaque famille sera appliqué à chaque tableau. On pourra confronter entre elles les conclusions de chaque orthodoxie, les confronter aussi aux conclusions de l'ensemble des familles. Et confronter ensuite ces conclusions à celles qui sont retenues dans l'*abstract* ou la conclusion générale des articles. Une analyse ciblée des articles permettra ensuite d'observer leurs dispositifs d'analyse et les cheminements qui conduisent aux conclusions retenues.

60. Roser Cussó, « Gouverner l'éducation par la mesure », *Cahiers de la recherche sur l'école et les savoirs*, hors série 1, 2005, p. 17-20 et spécialement p. 17.

61. Elle cite le *Programme international pour le suivi des acquis des élèves* (PISA) de l'OCDE, l'usage central des indicateurs d'éducation dans la méthode ouverte de coordination (Moc) de l'Union européenne, le calcul du financement nécessaire à l'achèvement universel du primaire (AUP) de la Banque mondiale, la divulgation de standards internationaux pour la mesure de la qualité des systèmes d'enseignement et de leur gestion (efficacité, *total quality, management*).

62. Notamment A. Desrosières, *op. cit.*

63. N'ont pas pu être utilisées ici les publications qui présentent des modèles logistiques sans présenter aussi leurs données initiales : c'est notamment le cas de plusieurs publications de Dominique Goux, Éric Maurin ou Louis-André Vallet.

64. Enfants de cadre, voir Marie Duru-Bellat et Annick Kieffer, « La démocratisation de l'enseignement en France. Polémiques autour d'une question d'actualité », *Population*, 55(1), 2000, p. 51-80 ; de cadre supérieur ou enseignant, voir M. Euriat et C. Thélot, art. cit. ; ou de cadre supérieur, voir Thierry Blöss et Valérie Erlich, « Les nouveaux “acteurs” de la sélection universitaire : les bacheliers technologiques en question », *Revue française de sociologie*, 41(4), 2000, p. 747-775.

65. Sources Enquêtes FQP. Voir M. Duru-Bellat et A. Kieffer, art. cit.

66. Sources Panels d'élèves : INED pour 1962, Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP) pour 1980. Voir M. Euriat et C. Thélot, *op. cit.*

67. Sources : Recensements INSEE et documents SEIS, MEN. Voir T. Blöss et V. Erlich, *op. cit.*

68. M. Euriat et C. Thélot, *op. cit.*

69. *Ibid.*, p. 403 : enfants de « père paysan, ouvrier, employé, artisan commerçant ».

On sera ainsi conduit à esquisser une confrontation entre *trois états sociaux des pratiques*, qui décident des conclusions tirées de ces données :

– celui de *l'ensemble des pratiques attestées par l'histoire* et que résume la prise en considération des familles.

– celui des *pratiques qui ont été tour à tour dominantes* et, à cet égard on opposera les deux orthodoxies nouvelles aux pratiques qu'elles ont déclassées.

– celui de *quelques pratiques d'auteurs*, qui relèvent en partie de pratiques éditoriales et qu'on ne peut analyser sans prendre conjointement en considération leur rapport à l'orthodoxie des méthodes et à celle des politiques publiques de « démocratisation ».

L'évolution des inégalités de destin dans les établissements de la démocratisation par ouverture : le cas du bac et de l'université

S'agissant du bac et de l'université, seules les orthodoxies nouvelles OR et Rx sont roses en ce sens qu'elles concluent à la diminution des inégalités **[voir tableau 5, p. 25]**. Dans cinq cas sur huit, les conclusions sont noires : pour l'obtention du bac et pour l'accès à l'université, les inégalités de destin entre enfants de classe supérieure et d'ouvrier ont toutes augmenté. Les taux de variation Δx/mvp (taux d'augmentation des chances et de diminution des risques) sont plus faibles pour les enfants d'ouvrier que pour les enfants de classe supérieure ; de T_1 à T_2, les écarts Δx initiaux ont tous augmenté ainsi que l'inégalité Rx* entre les risques. De plus, les inégalités qui augmentent, augmentent d'autant plus quand on passe du collège au bac et du bac à l'université. Calculé sur des bases différentes[70], le tableau de Michel Euriat et Claude Thélot ne peut être comparé sur ce point. Mais dans les deux autres, toutes les familles d'indices qui ont conclu à une aggravation historique des inégalités concluent aussi que cette aggravation est plus forte pour l'accès à l'université que pour l'obtention du bac. Du bac à l'université, Δx/mvp augmente pour les S, diminue pour les P. L'augmentation des inégalités Δx initiales est plus forte pour l'université (de 36,8 à 76) que pour le bac (de 33,9 à 53) ; il en va de même pour Rx* : l'inégalité passe de 1,5 à 3,3 pour le bac, de 1,6 à 6,8 pour l'université. Les données, non reproduites, ici de Marie Duru-Bellat et Annick Kieffer[71] permettent de confirmer la tendance : pour ces mêmes familles, l'aggravation de ces inégalités est plus forte pour l'obtention du bac que pour l'entrée en seconde. Aggravation historique générale et aggravation au fil du cursus font système. Mais pour les orthodoxies nouvelles, la tendance est inverse ; elle est aussi moins nette.

Les *abstracts* et conclusions des articles dont proviennent les tableaux sont unanimes : les inégalités diminuent. Thierry Blöss et Valérie Erlich confirment sans hésiter « la diminution des inégalités sociales d'accès à l'université ». Pour les inégalités d'obtention du bac, Michel Euriat et Claude Thélot concluent que, de la première à la dernière période, « l'inégalité d'accès à l'université sans doute diminuait, celles d'accès au bac et de carrières au collège aussi »[72]. Quant à l'*abstract* de l'article de Marie Duru-Bellat et Annick Kieffer, il retient « un affaiblissement de la relation entre origine sociale et accès aux différents niveaux du système éducatif ». Les voies et raisons d'un alignement sur les conclusions logistiques restent à explorer.

L'évolution des inégalités de destin dans l'accès aux quatre grandes écoles de « recrutement de l'élite sociale »[73]

Les chances d'accès aux quatre écoles ou à l'X-ENS ont diminué pour toutes les catégories de jeunes. Le tableau 6 **[voir p. 25]** qui distingue les deux ensembles, montre que de la première à la dernière période, les grandes écoles ne se sont pas « ouvertes » : au contraire les chances d'accès ont diminué pour tous les jeunes, quelle que soit leur origine. Globalement, que ce soit dans l'ensemble des quatre écoles ou seulement à l'X et l'ENS, les chances d'admission des jeunes gens âgés de 20 à 24 ans ont augmenté. Pour l'accès aux quatre écoles, elles passent de 3 000/2 626 860 = 1,14 ‰ à 4 421/3 692 390 = 1,2 ‰. Pour l'accès aux deux, elles passent de 0,55 chances pour mille (1 440/2 626 860) à 0,73 pour mille (2 718/3 692 860). Mais, compte tenu d'un effet de structure (ou « effet Bombach »), ces chances ont diminué pour toutes les catégories de jeunes. Les chances d'accès aux quatre écoles ont diminué à la fois pour les jeunes d'origine populaire (elles passent de 0,36 à 0,15 pour mille) et pour l'ensemble des autres jeunes (elles passent de 8,8 à 3,44 pour mille). Les chances d'accès aux deux écoles ont diminué à la fois pour les jeunes d'origine populaire (elles passent de 0,13 à 0,08 pour mille), pour l'ensemble des jeunes d'origine non populaire (elles passent de 4,67 à 2,15 pour mille), et pour les enfants de cadre supérieur ou enseignant (elles passent de 6,02 à 4,5 pour mille). Contrairement à ce qui se passe pour le bac et l'université, c'est sur un fond marqué par une diminution historique des chances d'accès de toutes les catégories de jeunes que se pose la question de l'évolution des inégalités de destin dans l'accès à ces écoles.

70. Les taux d'obtention du bac sont calculés par rapport aux seuls enfants qui sont entrés en 6e : d'où des variations des taux de réussite inférieures à celles qu'observent M. Duru-Bellat et A. Kieffer, art. cit., voir les tableaux cités. **71.** M. Duru-Bellat et A. Kieffer, art. cit. **72.** M. Euriat et C. Thélot, *op. cit.*, p. 428. **73.** *Ibid.*

Dans le même temps, toutes les inégalités de destin entre les jeunes d'origine populaire et les autres diminuent, que ce soit pour l'accès à l'ensemble des quatre écoles et pour l'accès à l'ensemble X-ENS. Les conclusions des indices sont unanimes. Pour les quatre grandes écoles **[voir tableau 7, p. 26]**, le taux de variation Δx/mvp est moindre pour les jeunes d'origine populaire que pour les autres (58 % *vs.* 61 %). De T_1 à T_2, les inégalités Δx passent de 8,5 à 3,3 points, l'inégalité de rapport OR passe de 26,8 à 23,7, Rx de 24,5 à 23 et Rx* de 1,09 à 1,03. Pour l'X et ENS **[voir tableau 8, p. 26]**, les inégalités d'accès ont elles aussi toutes diminué. Le taux de variation Δx/mvp des chances ou risques des jeunes d'origine populaire est inférieur à celui des autres (38,5 % *vs.* 54 %) ; de T_1 à T_2, les inégalités d'écart Δx passent de 4,54 à 2,07 points, les inégalités de rapport OR de 37,7 à 27,5, Rx de 35,9 à 26,9 et Rx* de 1,05 à 1,02. La convergence et l'univocité des conclusions sont remarquables : si les chances d'accès des enfants de toute origine ont diminué, tous les indices d'inégalités de destin entre les jeunes d'origine populaire et les autres ont eux aussi diminué. De même **[voir tableau 9, p. 27]**, on observe qu'entre jeunes d'origine populaire et enfants de cadre supérieur ou enseignant, toutes les inégalités de chances d'accès aux deux écoles (X et ENS) ont diminué. Le taux de variation Δx/mvp est plus élevé que pour les enfants de classe supérieure que pour les jeunes d'origine populaire (46,8 % *vs.* 38,5 %) De T_1 à T_2, les inégalités d'écart Δx passent de 5,9 points à 3,1 ; les inégalités d'OR passent de 49,2 à 41,3 ; l'inégalité Rx passe de 46,3 à 40 et l'inégalité Rx* de 1,04 à 1,03.

Mais l'article de Michel Euriat et Claude Thélot ne retient pas ces tendances. L'*abstract* conclut que « les quatre grandes écoles étudiées ne se sont pas fermées aux couches populaires : elles se seraient plutôt légèrement ouvertes »[74], et souligne ensuite qu'elles se sont moins « ouvertes que le reste de notre système éducatif, en particulier que l'université ». La conclusion générale – du même article –, quant à elle, oppose l'« inégalité d'accès aux plus grandes écoles [qui] évoluait peu, [à] l'inégalité d'accès à l'université [qui] sans doute diminuait »[75]. Le contraste est frappant entre ce que concluent unanimement tous les indices (les inégalités de destin diminuent) et ce que retiennent l'*abstract* et la conclusion de l'article à partir des mêmes données : l'*abstract* parlant d'ouverture aux classes populaires et non d'inégalités ; la conclusion, quant à elle, évoquant des inégalités qui n'évoluent guère. Sur un point, *abstract* et conclusion générale s'accordent, malgré tout : l'ouverture et la réduction des inégalités d'accès sont moindres dans les grandes écoles qu'à l'université.

Analyse de pratiques d'auteurs : du champ éditorial à l'aménagement de stratégies de compromis entre conflits d'orthodoxies possibles

Notons dans un premier temps l'opposition schématique entre les jeunes statisticiens passés par l'ENSAE (école d'application de l'INSEE), qui publient plutôt dans *Économie et Statistique* et les générations plus âgées de sociologues, investis dans l'analyse statistique des évolutions scolaires, qui publient plutôt dans la *Revue française de sociologie*, dans *Population* (revue de l'INED), ou des revues spécialisées en éducation. Plusieurs des publications du premier groupe ne sont pas citées ici car elles communiquent leurs analyses et, de plus en plus fréquemment, leurs modélisations mais sans les données (effectifs ou taux) sur lesquelles elles reposent[76]. Au consensus usuel entre politiques éditoriales savantes et exigence académique de production de la preuve, a tendu à se substituer en effet un nouveau standard de scientificité qui conduit à considérer que publier les *données source* est redondant dès lors qu'on publie « le » modèle. Dans bien des pays, ainsi en Allemagne, ce standard s'est clairement imposé. En France, précisément, depuis que le nouveau directeur de l'INSEE a décidé en 1988 que l'économétrie définissait le nouveau standard[77], c'est le plus souvent dans *Économie et Statistique* que de tels articles sont publiés. Depuis cette date aussi, n'a cessé de diminuer à l'ENSAE le poids de la sociologie qui y avait été introduite par Alain Darbel avec le soutien de Pierre Bourdieu[78]. Par contre, et également depuis la fin des années 1990, des sociologues de formations diverses qui travaillent au pôle quantitatif de la sociologie ont engagé de nouvelles synthèses sur l'évolution des croissances et des inégalités scolaires. Prenant acte de la préférence à accorder aux indices de l'orthodoxie logistique, ils confrontent néanmoins leurs conclusions à celles d'autres familles d'indices qu'ils appliquent aux tableaux présentant leurs données.

Cette polarisation du champ des pratiques d'analyse et de publication n'est certes que tendancielle. Le nombre de cas comparés est restreint et deux contre-exemples notables sont à rappeler : celui de Louis-André Vallet, on l'a vu, et celui de Claude Thélot qu'on va évoquer. Claude Thélot, ancien élève de l'École polytechnique et de l'ENSAE, attaché plus de dix ans durant à l'INSEE, devenu de 1990 à 1997 directeur de la Direction évaluation et prospective du ministère de l'Éducation nationale, où il succède à Michel Euriat, cosigne avec lui en 1995 dans la *Revue française de sociologie* un article qui fait référence. Sous le titre « Le recrutement social de l'élite scolaire

74. M. Euriat et C. Thélot, *op. cit.*, p. 400. **75.** *Ibid.*, p. 428. **76.** Comment, dans ce cas, confronter leurs conclusions à celles d'autres familles d'indices ? **77.** Alexis Spire et Emmanuel Pierru, « Le crépuscule des catégories socioprofessionnelles », *Revue française de science politique*, 58(3), 2008, p. 457-481. **78.** *Ibid.*

Tableau 5

Évolution des inégalités de destin du lycée à l'université ou l'enseignement supérieur

	OBTENTION DU BAC				ACCÈS À L'UNIVERSITÉ	
	Générations nées en		Générations nées en		Générations nées en	
Enfants d'origine	avant 1929	de 1964 à 1973	1962	1980	1962	1980
supérieure (x_S)	35,1	77,3	54,6	74,1	37,3	86,9
ouvrière (x_0)	1,2	24,3	11,3	25,3	0,5	10,8

Conclusions des familles

Cinq conclusions noires…			
Δx/mvp varie, pour les S, de… pour les O, de…	65 % 23,3 %	43 % 15,8 %	79,1 % 10,4 %
Δx passe de… ($x_S–x_0$)	33,9 à 53 points	43,3 à 48,8 points	36,8 à 76 points
Rx* passe de… $(100–x_0) / (100–x_s)$	1,5 à 3,3	1,95 à 2,9	1,6 à 6,8
Trois conclusions roses…			
OR passe de…	44,5 à 10,6	9,5 à 8,4	118,3 à 54,8
Rx passe de…	29,25 à 3,2	4,8 à 2,9	76,4 à 8

Tableau 6

Données de Michel Euriat et Claude Thélot sur l'évolution des accès aux grandes écoles

	1951-1955			1989-1993		
	Effectifs : promotions ou génération	**% origine populaire**	**% origine cadre supérieur ou enseignant**	**Effectifs : promotions ou génération**	**% origine populaire**	**% origine cadre supérieur et enseignant**
4 Écoles	3 000	29		4 421	8,6	
X-ENS	1 440	21,6	67,0	2 718	7,2	87,5
Population 20-24 ans	2 626 860	90,8	6,1	3 692 390	68,2	20,1

Tableau 7

Évolution de l'inégalité des chances d'accès aux quatre écoles (X, ENA, ENS, HEC) des enfants d'origine populaire et d'une autre origine

Périodes	1951–1955		1989–1993	
Origine	populaire	Autre	populaire	autre
Chances (‰)	0,36	8,81	0,15	3,44

Conclusions : toutes les inégalités diminuent…

Δx/mvp diminue	La variation est de **58,3 %** pour les jeunes d'origine populaire *vs.* **61 %** pour les autres
Δx diminue	L'écart **Δx** passe de **8,45 points** pour les jeunes d'origine populaire à **3,29 points** pour les autres
OR diminue	Le rapport **OR** passe de **26,8 points** pour les jeunes d'origine populaire à **23,7 points** pour les autres
Rx diminue	Le rapport Rx passe de **24,5 points** pour les jeunes d'origine populaire à **22,9 points** pour les autres
Rx* diminue	Le rapport Rx* passe de **1,09 points** pour les jeunes d'origine populaire à **1,03 points** pour les autres

Tableau 8

Évolution de l'inégalité des chances d'accès aux deux écoles (X et ENS) des jeunes d'origine populaire et d'une autre origine

Périodes	1951–1955		1989–1993	
Origine	populaire	Autre	populaire	autre
Chances (‰)	0,13	4,67	0,08	2,15

Conclusions : toutes les inégalités diminuent…

Δx/mvp diminue	La variation est de **38,5 %** pour les jeunes d'origine populaire *vs.* **53,96 %** pour les autres
Δx diminue	L'écart **Δx** passe de **4,54 points** pour les jeunes d'origine populaire à **2,07 points** pour les autres
OR diminue	Le rapport **OR** passe de **37,7 points** pour les jeunes d'origine populaire à **27,5 points** pour les autres
Rx diminue	Le rapport Rx passe de **35,9 points** pour les jeunes d'origine populaire à **26,9 points** pour les autres
Rx* diminue	Le rapport Rx* passe de **1,05 points** pour les jeunes d'origine populaire à **1,02 points** pour les autres

*Origine populaire : père paysan, ouvrier, employé, artisan, commerçant.

Tableau 9

Évolution de l'inégalité des chances d'accès aux deux écoles (X et ENS) des jeunes d'origine populaire et des enfants de cadre supérieur ou enseignant

Périodes	1951–1955		1989–1993	
Origine	populaire	père CS ou enseignant	populaire	père CS ou enseignant
Chances (‰)	0,13	6,02	0,08	3,2

Conclusions : toutes les inégalités diminuent…

Δx/mvp diminue	Le taux de variation est de **38,46 %** pour les jeunes d'origine populaire *vs.* **46,8 %** pour les S
Δx diminue	L'écart **Δx** passe de **5,89 points** pour les jeunes d'origine populaire à **3,12 points** pour les S
OR diminue	Le rapport **OR** passe de **49,2 points** pour les jeunes d'origine populaire à **41,3 points** pour les S
Rx diminue	Le rapport Rx passe de **46,31 points** pour les jeunes d'origine populaire à **40 points** pour les S
Rx* diminue	Le rapport Rx* passe de **1,06 points** pour les jeunes d'origine populaire à **1,03 points** pour les S

Tableau 10

Part des jeunes d'origine populaire dans les quatre écoles et dans la population

Proportion des enfants d'origine populaire	T1	T2	Δx [2–1]	Rx 2/1
Ensemble des quatre écoles	29	8,6	−20,4	0,3
Ensemble des jeunes de 20-24 ans	90,8	68,2	−22,6	0,75

en France. Évolution des inégalités de 1950 à 1990 », ils analysent « l'évolution générale des inégalités sociales devant l'école » et « l'évolution du recrutement social de l'élite scolaire » dans les grandes écoles. Ils confrontent pour cela les conclusions de plusieurs familles d'indices. Cet article est remarquable à deux titres au moins : il émane d'auteurs qui cumulent les titres et position de légitimité scientifique et sociale et il est en France le premier de ceux qui vont proposer de nouvelles comparaisons empiriques de l'évolution sur le long terme des inégalités de destin à l'école.

Michel Euriat et Claude Thélot n'ignorent rien des argumentaires qui ont été développés dans la littérature internationale et vont l'être en France à l'appui de la préférence qui peut être accordée à ce qu'ils nomment (on les suivra pour l'instant sur ce point) une « mesure "logistique" des inégalités »[79]. La liste des arguments qu'ils rassemblent en faveur de cette mesure est, à cet égard, exhaustive. Elle épuise tous ceux qui ont été analysés dans la deuxième partie du présent article.

Pour autant, Claude Thélot, dans ses publications ultérieures, n'utilise pas nécessairement « la façon "logistique" de mesurer ». Par exemple, il ne l'applique pas dans un ouvrage publié en 1997 en collaboration avec Olivier Marchand sur *Le Travail en France (1800-2000)* : comme « l'augmentation des disparités est indiscutable, quelle que soit la méthode adoptée pour en mesurer l'évolution »[80], les auteurs s'en tiennent aux « façons de mesurer […] plus intuitives », Δx et Rx. Dans la première partie de l'article de 1995 consacrée à « l'évolution générale des inégalités devant l'école »[81] (du collège à l'université), le recours à « la façon "logistique" de mesurer », qui au demeurant, soulignent-ils, « peut être préférée », est présenté comme une manière d'arbitrer entre les conclusions souvent opposées des indices d'inégalités Δx et Rx. Dans le cas notamment de l'évolution des taux de bacheliers **[voir tableau 5, p. 25]**, « les deux façons simples de mesurer l'évolution des inégalités [Δx et Rx] conduisent à des conclusions opposées » : il faut alors, lit-on, « soit refuser de conclure, soit – ce qui est plus riche – considérer qu'il y a peu de différence d'évolution puisqu'elle n'est pas assez marquée pour être du même sens à travers les deux façons de mesurer – auquel cas on sera tenté de conclure au maintien des inégalités sociales –, soit enfin retenir la troisième façon de mesurer qui, plus significative (*sic*), permettra de trancher »[82]. Dans tous les cas de conclusions initialement divergentes en effet, comparer les OR conduit à retenir leur propre conclusion *à la majorité* : l'inégalité diminue. Ce dispositif de confrontation des conclusions entérine pourtant plusieurs omissions qui ne sont pas commentées : celle d'abord de « la façon de mesurer » Δx/mvp, dont les conclusions sont cohérentes ; celle aussi de l'incohérence de Rx, « façon simple de mesurer » mais qui « est très imparfaite » car elle « a ce grave défaut de conduire à une conclusion opposée si l'on prend le complémentaire à 100 des proportions »[83] : un grave défaut que les auteurs soulignent dans l'annexe de leur article. Ce dispositif de confrontation des conclusions devient alors soupçonnable de relever d'une élaboration *ad hoc*, propre à orienter les conclusions en faveur d'un constat de diminution des inégalités de destin à l'école.

Le lecteur est enclin à attendre le maintien de ce dispositif pour départager les conclusions divergentes qui peuvent découler par la suite de l'analyse de « l'évolution des inégalités de 1950 à 1990 » dans le « recrutement social de l'élite scolaire » par les grandes écoles. Or l'objet même des comparaisons se transforme. L'*abstract* de l'article retient, on l'a vu, que « les quatre grandes écoles étudiées ne se sont pas fermées aux couches populaires : elles se seraient plutôt légèrement ouvertes »[84]. Nous avons pourtant vu aussi en lecture directe **[voir tableau 9, p. 27]** que, d'après les données communiquées par les auteurs dans l'annexe de leur article, les chances d'accès aux grandes écoles ont diminué pour les jeunes de toute origine. Les données sont les mêmes, mais Michel Euriat et Claude Thélot ne calculent pas l'évolution des chances d'accès. On peut pourtant le vérifier à partir d'un tableau qu'ils présentent[85] **[voir tableau 10, p. 27]**. De T_1 à T_2, la part des jeunes d'origine populaire est passée dans les quatre écoles de 29 % à 8,6 % et dans la population de 90,8 % à 68,2 %. Ils auraient pu faire une évaluation approchée de l'évolution de leurs chances d'accès, en divisant, pour chaque période, leur part dans les écoles par leur part dans la population. Ils auraient alors conclu que, ce rapport passant de 29/90,8 = 0,319 à 8,6/68,2 = 0,126, ces chances d'accès diminuent. Ils auraient pu aussi (comme dans les tableaux du collège au bac et à l'université) diviser les effectifs de jeunes admis dans ces écoles par ceux des jeunes de même origine dans la population. Ils auraient alors pareillement conclu à la diminution des chances d'accès des jeunes d'origine populaire. Mais ils ont calculé d'une période à l'autre, l'écart et le rapport des taux, d'une part dans les quatre écoles, d'autre part dans la population, et constaté que la conclusion des deux indices s'oppose. Pourtant

79. M. Euriat et C. Thélot, *op. cit.*, p. 411 et *passim*. **80.** Olivier Marchand et Claude Thélot, *Le Travail en France (1800-2000)*, Paris, Nathan, coll. « Essais & Recherches », 1997, p. 79. **81.** M. Euriat et C. Thélot, *op. cit.*, p. 411. **82.** *Ibid.*, p. 408-409. **83.** *Ibid.*, p. 429. **84.** *Ibid.*, p. 403. **85.** *Ibid.*, p. 416.

aucune de ces façons de faire n'évalue une inégalité de destin. L'évolution de l'OR calculée par la suite pour arbitrer entre ces conclusions opposées (procédure formellement analogue à la précédente), manifeste une si faible diminution des chances qu'elle n'est pas « significative ». Ni l'*abstract* ni l'article ne retiennent cette conclusion qui se serait imposée s'ils avaient calculé les probabilités d'accès. Observant ensuite[86] que, puisque « la chance d'entrer dans l'une de ces quatre écoles est infime quel que soit le milieu, […] l'indicateur logistique [de l'évolution de la part des jeunes dans les écoles] a, concrètement, la même valeur que si l'on rapporte les chances d'être dans ces écoles à l'importance du groupe social d'origine » [si on calcule les chances d'accès], ils ne calculent pas « l'indicateur logistique » de ces chances d'accès et parlent d'« inégalités de présence », des « chances d'être, et sans doute d'accéder »… L'objet des comparaisons est brouillé.

On peut faire l'hypothèse que le traitement différent de l'évolution dite « générale des inégalités devant l'école » (dans les établissements de la démocratisation par ouverture) et de l'évolution des inégalités au sein de « l'exception française » des écoles du « recrutement de l'élite » a permis de contourner quelques conclusions politiquement mal venues dans un contexte d'harmonisation des politiques européennes de « démocratisation ». Après avoir donné à voir qu'aux politiques d'ouverture correspondait, *à la majorité* des conclusions, une réduction des inégalités de destin, le même dispositif de confrontation aurait conclu, on l'a vu, que, dans le cas des chances d'accès aux grandes écoles, *tous* les indices d'inégalité ont diminué. L'orientation nouvelle de l'analyse à la fois ménage *l'existant* (les grandes écoles se sont légèrement ouvertes aux jeunes d'origine populaire) et invite à son évolution (les grandes écoles se sont moins ouvertes que l'université). Une sorte de conciliation, de compromis a été esquissée qui ne s'oppose frontalement ni à l'orthodoxie logistique ni à celle des politiques de démocratisation par ouverture. De la même façon que la version la plus récente des argumentaires présente le modèle de variation logistique comme « une sorte de synthèse "naturelle" des autres ».

En passant de l'évolution des inégalités de chances dans les établissements de la démocratisation par ouverture à celle des inégalités de chances dans les grandes écoles, *une sorte d'harmonie préétablie* était en risque d'être rompue entre la dernière des orthodoxies de méthode et la consolidation de l'orthodoxie des politiques de « démocratisation » dont cette « méthode » était devenue un *outil de gouvernance* privilégié. L'infléchissement du dispositif d'analyse, le glissement d'un objet de comparaison à un autre illustre ainsi l'aménagement d'un éventuel conflit de légitimité entre deux orthodoxies à autonomie relative dont les exigences et les espoirs qui y sont investis peuvent différer.

D'autres aménagements sont perceptibles. Par exemple, Thierry Blöss et Valérie Erlich, considérant après Michel Euriat et Claude Thélot que la « façon logistique de mesurer […] peut être préférée », ne retiennent qu'une chose : les inégalités d'accès à l'université : diminuent. À l'inverse, Marie Duru-Bellat et Annick Kieffer confrontent les conclusions de plusieurs familles d'indices, non plus trois (comme Michel Euriat et Claude Thélot), mais deux seulement, Δx et OR. Leur présélection exclut, pour motif d'incohérence, la comparaison Rx des rapports de taux, et l'indice Δx/mvp, comme toujours, est éludé. Ne retenir que deux indices qu'on présente comme également pertinents *a priori*, ne permet plus alors d'arbitrer entre leurs conclusions opposées. L'analyse du tableau relatif à l'évolution des inégalités d'obtention du bac **[voir tableau 5, p. 25]** en prend acte : les « écarts de taux d'obtention [sont] plus élevés qu'en début de période » mais les inégalités d'*odds ratios* sont « en baisse »[87]. On notera certes qu'elles reproduisent un énoncé devenu caractéristique de la domination de l'orthodoxie logistique : celui qui consiste, dans les tableaux notamment, à réserver aux OR le label de « chances ». Mais la divergence entre les conclusions des écarts de taux et des OR n'en est pas moins nettement posée, dans un premier temps du moins, car elle est minimisée par la suite. D'abord elle est assimilée (« un schéma assez proche ») à une divergence pourtant moindre observée dans un autre cas, celui de l'évolution des taux d'entrée en seconde, où les inégalités d'OR diminuent mais les écarts de taux restent constants. La divergence est ensuite presque annulée par l'explication qui en est proposée : « ces divergences d'évolution s'expliquent par le niveau très faible des taux d'accès des enfants d'ouvriers en début de période ». N'est-ce pas un rappel implicite de l'argument qui a invité à disqualifier le constat d'une « même différence » Δx au motif (fallacieux) qu'elle « n'a pas la même importance » selon le niveau initial des taux ? Il devient alors possible de conclure que « dans les deux cas, on peut parler d'une certaine démocratisation de l'accès ». D'un constat de divergence on est passé à une conciliation qui satisfait les espoirs placés dans la démocratisation par ouverture (et qui joue aussi de la polysémie du label « démocratisation »).

86. *Ibid.*, p. 417. **87.** M. Duru-Bellat et A. Kieffer, art. cit., p. 99.

Mathématique sociale et sociologie de la connaissance…

J'observais en 1966 que, dans la sociologie de l'éducation développée aux États-Unis, un changement des normes dominantes de la *bonne éducation* avait conduit à un changement radical de la représentation statistique des pratiques populaires, de sorte que les indicateurs de pratiques « laxistes » étaient devenus des indicateurs de pratiques « autoritaires ». J'ai eu alors le sentiment d'être confronté à un paradoxe ou défi fondamental de la sociologie : l'attente d'une connaissance plus « objective » y coexiste avec ce postulat que toute connaissance (même sociologique) est une construction sociale inévitablement socio ou ethnocentrée et méconnue en tant que telle.

J'ai un sentiment analogue quand je résume plus de cinquante ans de transformation des pratiques dominantes dans les comparaisons de l'évolution des inégalités scolaires de destin. À partir des mêmes données, l'égalité de croissance de chances telle que la définit Δx, indice de la première orthodoxie, est devenue sous le régime des suivantes, d'abord une croissance de chances plus rapide pour ceux qui avaient moins de chances, puis une croissance plus rapide pour ceux des défavorisés qui avaient moins de chances. Sous le régime de l'orthodoxie logistique, elle devient en outre une croissance moins forte pour ceux des favorisés qui avaient plus de chances. Dans une « même différence » Δx de croissance, on est ainsi incité à voir désormais une réduction des inégalités sociales aux deux pôles de la distribution inégale des chances. Une révolution conservatrice des inégalités présente un tableau « rose », enchanté de l'évolution des sociétés. Les indices qu'elle privilégie ne sont peut-être des outils de gouvernance qu'en tant que, condition préalable, ils conduisent à cette représentation enchantée, *illusio* des progrès de la « démocratisation ». Qui plus est, les argumentaires développés en faveur de ces outils invitent à célébrer, on l'a vu, l'affranchissement des contraintes et le traitement plus égal des inégalités qu'ils permettent : un traitement à la fois plus juste et libéral...

Ces outils importés ne sont pas nés pour autant dans le pré carré des politiques de démocratisation, scolaire notamment, où l'on a observé leur développement, tardif certes mais en quelque sorte privilégié. Il suffit de penser aux éléments d'histoire qui rattachent les OR, qui au coefficient Q de Yule, qui au développement des mathématiques bayésiennes, qui à la querelle des *federalist papers* de la Fédération des États-Unis d'Amérique, etc. Plus fondamentalement encore, le sentiment du juste et de l'injuste impliqué dans les arbitrages qu'on attend des statistiques relève d'une bien plus longue histoire. Georges Théodule Guilbaud[88], qui la résume dans « *Mathématiques et à-peu-près* », rappelle « plusieurs difficultés récurrentes » de cette « mathématique sociale (dont) Condorcet a inventé l'étiquette :

1) on a un certain sentiment du juste et de l'injuste (les Anglais disent plutôt : *fair, unfair*), sentiment associé (pourquoi ?) à la proportion mathématique.

2) on refuse implicitement (à la mathématique) de se soucier d'autre chose que de l'exact ; on ne voit pas que l'à-peu-près est aussi son domaine ;

3) par contre on lui demande (à la mathématique) ce qu'elle ne saurait faire : par exemple donner une définition d'un optimum, dire la meilleure (*sic*) solution »[89], etc.

À ces pressions, le mathématicien se doit de « résister ». D'autres aussi le reconnaissent sans ambages : « Divers choix d'un outil de description peuvent conduire à des résultats tout à fait opposés et des arguments d'ordre strictement mathématique sont insuffisants pour fonder la sélection de tel ou tel indicateur »[90] ; « il y a une grande diversité d'explications mathématiques possibles. […] Et ce n'est pas au mathématicien ni au statisticien qu'il revient d'en proposer une »[91]. Or l'histoire des statistiques rappelle que la consistance et la réalité d'un objet statistique « dépend de l'extension et de la robustesse du réseau plus large des objets dans lequel celui-ci est inscrit. Ce réseau est fait de connexions stabilisées, d'équivalences routinisées et de mots pour les qualifier. Il constitue une langue ». L'hypothèse qu'il retient « est que cette langue prend, dans certains pays et pour certaines périodes, une consistance originale, elle-même liée à la consistance d'une forme de régulation des rapports sociaux »[92]. On peut en voir une illustration dans le cas de la « consistance originale » de l'orthodoxie logistique (« nouvel » objet statistique) au sein du réseau « d'équivalences, de connexions et de mots pour les qualifier » qui se trouve aujourd'hui lié à la régulation des rapports sociaux dans le cadre national, supra national et international des politiques de « démocratisation » de l'école.

Dans ce large cadre, ce que la reconnaissance de l'orthodoxie doit aux progrès de l'informatisation a trouvé un terrain d'application privilégié : des croissances fortes et soutenues à modéliser, une analogie possible avec d'autres modèles de diffusion, mais aussi des croissances propices à la manifestation de conclusions

88. Georges-Théodule Guilbaud, *Leçons d'à-peu-près*, Paris, Christian Bourgois, 1985. **89.** *Ibid.*, p. 73. **90.** Jean-Pierre Florens, « Inégalité et dépendance statistique », *Revue française de sociologie*, 25(2), 1984, p. 255-263 et spécialement p. 255. **91.** Marc Barbut, *La Mesure des inégalités. Ambiguïtés et paradoxes*, Genève, Droz, 2007, p. 165. **92.** A. Desrosières, *op. cit.*, p. 407.

opposées perçues alors comme des contradictions qui sont à dépasser. C'est à quoi se sont employé les argumentaires de l'orthodoxie logistique, en tant qu'héritière de sentiments d'évidence (déjà renouvelés par la précédente) et en tant que porteuse de nouveaux sentiments d'évidence, propres ceux-ci à parfaire ses fonctions d'outil normatif de régulation des politiques de « démocratisation », en enchantant la représentation de leurs effets sur l'évolution des inégalités. Les mots qui qualifient l'ensemble de ces sentiments d'évidence invitent aussi à partager des sentiments nouveaux d'équivalences et de connexions.

Ces derniers ne sont cependant ni routinisés ni même stabilisés. En précipitant la succession des orthodoxies, les luttes de concurrence qui les ont opposées sont devenues des luttes inter ou intra générationnelles entre spécialistes. Elles ont à la fois recomposé et polarisé la distribution des compétences et des croyances. Ni les compétences, ni les nouveaux sentiments d'évidence ne sont également partagés. Dans le champ des statistiques, la polarisation entre un nouveau *haut clergé* et un *bas clergé* en risque de déclassement s'aggrave[93]. D'anciens réseaux de « connexions stabilisées, d'équivalences routinisées et de mots pour les qualifier »[94] sont opposables au nouveau régime dominant de l'orthodoxie logistique rendue vulnérable par les conflits d'évidences qui perdurent qui rendent l'orthodoxie vulnérable. Lévy avait déjà dénoncé l'« erreur commune » qui consiste à traiter les taux « comme des oranges », des valeurs relatives comme des valeurs absolues : l'évidence de ce constat d'erreur peut de fait être opposée au sentiment d'évidence qu'entre la valeur des taux comme entre celle des oranges, une « même différence n'a pas la même importance » selon que la valeur initiale est faible ou bien élevée. Ou comme on peut de même opposer la nécessité convenue de longue date de recourir à des taux dont la variation est strictement bornée pour exprimer sur une base commune des modifications de valeurs absolues initialement inégales à l'évidence nouvelle que cette variation doit être décloisonnée… À défaut de résistance déclarée, des distances sont prises, parfois à tâtons semble-t-il, avec les impératifs de l'orthodoxie, par exemple quand on pose comme *a priori* pertinents et équivalents les indices des trois orthodoxies ; ou quand on négocie dans un article la conciliation parfois cas difficile entre la confiance accordée aux règles de méthode et celle qu'on accorde aux politiques de « démocratisation ».

La polarisation des pratiques statistiques est donc un produit social de leur différenciation. Une polarisation plus évidente encore traverse la sociologie partagée entre des pratiques statistiques de plus en plus abstraites et sophistiquées et des pratiques de terrain de plus en plus attentives aux interactions, aux représentations ou émotions et aux déterminants multiples, croisés et conjugués des unes et des autres. Ce fossé qui se creuse entre ces pôles[95] devrait être plus souvent considéré et investi comme un espace de connaissance qui s'élargit et se diversifie. L'analyse critique d'une histoire des traitements statistiques des inégalités de destin peut, on l'espère, y participer. Et participer notamment à une résistance aux risques de déclassement arbitraire d'outils de connaissance pris dans la tourmente des luttes de concurrence : on a évoqué le cas de certains indices ; celui des analyses factorielles pourrait l'être ; comme celui d'autres pratiques de connaissance plus profondément occultées dans « l'inconscient d'une discipline »[96] : son histoire.

93. A. Spire et E. Pierru, art. cit. **94.** Alain Desrosières, « Discuter l'indiscutable. Raison statistique et espace public », *Raisons pratiques*, 3, 1992, p. 131-154 et spécialement p. 143. **95.** Franck Poupeau, *Une sociologie d'État. L'École et ses experts en France*, Paris, Raisons d'agir, coll. « Cours et travaux », 2003. **96.** Pierre Bourdieu, *Questions de sociologie*, Paris, Minuit, 1980, p. 81.