**Cahiers de l'Urmis**

**4 | 1998**
**Dynamiques identitaires en France et au Québec**

# Réponses à Roger Establet

**Michel Novi**

**Édition électronique**
URL : http://journals.openedition.org/urmis/382
ISSN : 1773-021X

**Éditeur**
Urmis-UMR 7032

**Édition imprimée**
Date de publication : 15 mars 1998
ISSN : 1287-471X

**Référence électronique**
Michel Novi, « Réponses à Roger Establet », *Cahiers de l'Urmis* [En ligne], 4 | mars 1998, mis en ligne le 15 décembre 2002, consulté le 27 avril 2019. URL : http://journals.openedition.org/urmis/382

# Réponses à Roger Establet

**Par Michel Novi**
Maître de conférence (UNSA)
SOLIIS-URMIS (Nice)

Je profite de cette parution des Cahiers pour répondre à tes questions posées dans le n° 2-3. Comment doit-on comparer les pourcentages ? Comment savoir si, statistiques à l'appui, l'inégalité entre des catégories de personnes a diminué ou si elle a augmenté ? Quels sont les avantages du taux logistique et comment s'en servir ?

Tu m'honores infiniment mais me jettes dans l'embarras car j'ai sur le sujet les mêmes incertitudes que la plupart des membres de notre profession[1].

## 1. Un pavé dans la mare

La statistique que tu as présentée pour ce débat donne les taux d'accès à l'Université pour six catégories sociales, ainsi que les moyennes :

Tableau 1.- Taux d'accès à l'Université (en %)

| | 1959 | 1975 | 1982 | 1993 |
|---|---|---|---|---|
| cadres sup. | 37,3 | 71,8 | 71,4 | 86,9 |
| cadres moy. | 20,0 | 31,9 | 29,3 | 36,6 |
| employés | 6,7 | 22,4 | 21,8 | 30,8 |
| patrons | 9,8 | 19,0 | 17,5 | 27,1 |
| agriculteurs | 1,8 | 8,1 | 9,3 | 14,7 |
| ouvriers | 0,5 | 4,1 | 5,6 | 10,8 |
| ensemble | 6,0 | 16,4 | 17,2 | 29,4 |

Le tableau se lit ainsi : en 1959, 37,3% des cadres accèdent à l'Université contre seulement 0,5% des ouvriers. L'exemple est instructif. En effet, en un quart de siècle, le taux d'accès des cadres est passé de 37,3 à 86,9%. Dans la même période, celui des ouvriers est passé de 0,5 à 10,8%.

Si l'on calcule des écarts de pourcentages on est amené à dire que l'inégalité a augmenté :

86,9 - 37,3 = 49,6 pour les cadres supérieurs ;

10,8 - 0,5 =10,3 pour les ouvriers.

Les cadres ont gagné 49,6 "points" contre 10,3 pour les ouvriers : avantage aux premiers.

Si on calcule des rapports de pourcentages, on est conduit à la conclusion inverse :

86,9 / 37,3 = 2,3 ;

10,8 / 0,5 = 21,6.

Le taux des cadres supérieurs a été multiplié par 2,3 mais celui des ouvriers l'a été par 21,6 : *avantage aux seconds* !

On observe la même contradiction si l'on compare les pourcentages en colonnes. On a, d'une part,

86,9 - 10,8 > 37,3 - 0,5 et d'autre part :

86,9/10,8 < 37,3 / 0,5.

La contradiction est flagrante et n'a même pas le mérite de la constance : la comparaison effectuée entre les cadres supérieurs et les cadres moyens donnera en effet l'avantage aux premiers quelle que soit la méthode utilisée. A quoi se fier et que vont penser nos étudiants si les outils les plus naturellement utilisés se révèlent incohérents ?

Une idée relativement moderne[2] consiste à combiner, en quelque sorte, les deux approches : le calcul des écarts et celui des rapports. C'est celle que tu utilises.

## 2. Rapport des chances, logit, odds-ratio, taux logistique

### *2.1. Le rapport des chances*

En effet, tu proposes tout d'abord de nous intéresser non pas seulement au simple taux, 37,3 par exemple, mais également à son complément à 100 : 62,7. C'est que 37,3 n'est pas un nombre ordinaire (une température normale, par exemple) mais un *pourcentage* : il reste à parcourir aux cadres supérieurs un écart de 62,7 pour que chacun de leurs enfants entrent à l'université. Le rapport de 37,3 à 62,7 vaut 0,59. Ce nombre exprime ce qui a été accompli par rapport à ce qui reste à accomplir. En 1993 ce rapport devient 6,63. Et si l'on élargit à l'enseignement supérieur (cf. ton autre tableau où l'on trouve un taux d'accès de 96,3%), on obtient 26,03 ! La catégorie a fait le plein, comme elle a sans doute fait le plein des divers biens d'équipements tels que le lave-vaisselle ou le four micro-ondes (cf. aussi ton expression d'"effet-tennis") et il lui sera difficile de faire mieux en peu de temps.

On calcule donc, $p$ étant un pourcentage, le "rapport des chances", noté RC :

RC = $p$ / (100 -$p$)

Exemple : 37,3 / (100 - 37,3) = 0,59

Ce sont les "chances" d'accéder divisées par les "chances" de ne pas accéder.

## 2.2. Le logit

Tu nous indiques ensuite d'en prendre le logarithme. Cette opération a de nombreux avantages.

(i) Elle "adoucit" les valeurs de RC, qui deviennent démesurement élevées au fur et à mesure que $p$ se rapproche de 100%. Ainsi :

ln(86,9/13,1) = ln(6,63) = 1,89 et ln(96,3/3,7) = ln(26,02) = 3,26.

(ii) Elle traite "à égalité" le taux $p$ et son complémentaire 1-p :

$\ln(p/(1-p)) = \ln(p) - \ln(1-p)$

(iii) Elle fournit une fonction de p extrêmement utile : le "logit" de $p$. On note :

$\text{logit}(p) = \ln(p/(1-p)) = \ln(RC)$

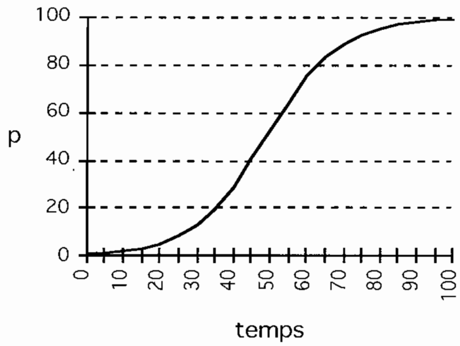
Ainsi, lorsqu'on veut décrire un phénomène à évolution plafonnée (croissance avec saturation par exemple), on peut utiliser, pour décrire les variations temporelles de $p$ , la fonction :

$p = \exp(a\,t + b) \;/\; (1 + \exp(a\,t + b))$

où $t$ désigne le temps.

On obtient alors une fonction "logistique" de la forme suivante (sur 100 ans par exemple !) :

Figure 1.- Fonction logistique




En isolant l'exponentielle on a :

$p\,/(1-p) = \exp(a\,t + b)$

Puis, en prenant le logarithme des deux membres : $\text{logit}(p) = a\,t + b$

Ainsi, pour ce modèle, le logit de $p$ varie de manière on ne peut plus simple avec $t$, c'est-à-dire de manière "linéaire".

## 2.3. Le log-odds ou taux logistique

Tu proposes enfin deux mesures de l'inégalité.

• La première consiste à faire l'écart entre le logit pour une catégorie et le logit pour l'ensemble de la population. Par exemple :

- pour les cadres supérieurs :
logit(37,3) = -0,519
- pour l'ensemble de la population :
logit(6,0) = -2,752

(le signe - signale que les $p$ sont inférieurs à 50)

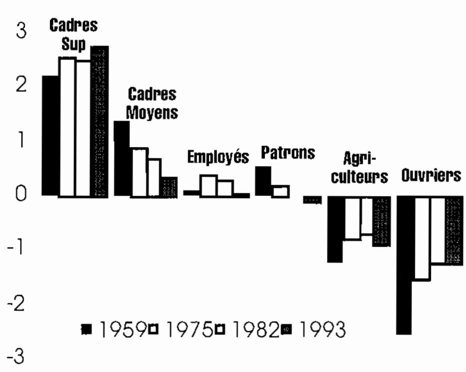
L'écart vaut donc :

-0,519 - (-2,752) = 2,232 > 0 et la catégorie est supérieure à la "moyenne".

Je note au passage que tu utilises le logarithme décimal (à base 10). Permets-moi d'y voir là un reflet de ton éclectisme, qui nous a d'ailleurs toujours épaté, et auquel je rends hommage. Quant à moi, docilement, je prends le logarithme népérien, dont l'intérêt est d'être la fonction inverse de l'exponentielle précitée. J'obtiens donc exactement le même graphique que le tien à ceci près que mes ordonnées sont 2,3 fois plus hautes (cf. ln(10) = 2,303). Tu trouves, par exemple, un peu moins de 1 au lieu de ma valeur 2,232 :

Sur le graphique des logits, la situation des cadres supérieurs s'améliore, celle des ouvriers se rapproche de la moyenne.

Figure 2.- Evolution du taux d'accès (écart du logit à l'ensemble)




• Ta seconde mesure consiste à prendre comme base de comparaison, non plus la moyenne, mais une catégorie particulière (les cadres supérieurs) et à y rapporter les autres catégories. Tu vas voir que cette méthode, dans le fil de ta démarche, est la meilleure.

Prenons en effet les cadres supérieurs et les ouvriers. Pour le logit des ouvriers en 1959 tu trouves (au facteur 2,3 près) :

ln( 0,5/99,5) = -5,293

Tu fais la différence (logit ouvriers - logit cadres supérieurs) et tu obtiens, en 1959 :

-5,293 - (-0,519) = -4,774

qui mesure, pour cette date, l'inégalité en défaveur des ouvriers. En 1993, tu trouveras -4,003 et tu en concluras, selon ta démarche, que l'inégalité ne s'est pas réduite entre ces deux catégories. Après une pause, elle est même repartie à la hausse.

En fait tu as calculé... un "odds-ratio", dont tu as pris le logarithme pour obtenir un... "log-odds"! On ne saurait donc parler d'"élucubrations" ! Considère en effet le tableau suivant croisant la catégorie sociale (2 catégories) et l'accès à l'Université :

Tableau 2.- Odds-ratio et log-odds

| | accède | n'accède pas | RC |
|---|---|---|---|
| cadre sup. | 37,3 | 62,7 | 0,595 |
| ouvrier | 0,5 | 99,5 | 0,005025 |
| | | odds-ratio | 0,0084 |
| | | log-odds | -4,774 |

Pour les enfants d'ouvriers, le rapport des chances d'accéder à l'Université plutôt que de ne pas y accéder est de 0,005025. Il est dans un rapport de 0,0084 avec le RC obtenu pour les cadres supérieurs, c'est-à-dire 118 fois plus faible.

La valeur 0,0084 est un odds-ratio, noté OR, appelé encore "coefficient concurrentiel" (titre qui lui va fort bien dans un contexte sociologique tel que celui analysé). L'OR est la mesure qu'utilisent les modèles "log-linéaires", méthodes modernes d'analyse des facteurs explicatifs.

OR = (0,5 / 99,5) / (37,3 / 62,7) = 0,0084

Si on rapporte les cadres aux ouvriers et non plus les ouvriers aux cadres, on obtient :

OR = (37,3 / 62,7) / (0,5 / 99,5) = 118,38

qui est l'inverse de la valeur précédente.

On peut l'écrire aussi bien de la manière suivante, fort suggestive à mon sens[3] :

OR = (37,3 x 99,5) / (62,7 x 0,5) = 118,38

Le numérateur et le dénominateur de la fraction sont interprétables comme des probabilités. Si tu tires au hasard un enfant dans l'ensemble des cadres supérieurs d'une part et, d'autre part, un enfant parmi les ouvriers, tu as 0,373 x 0,995 = 37,1 chances sur 100 de les trouver dans la configuration "cadre supérieur à l'université - ouvrier non à l'université". La probabilité de les trouver dans la configuration inverse (cadre non à l'université - ouvrier à l'université) est 0,627 x 0,005 = 0,0031, soit 3 chances sur 1000. Le rapport entre ces deux probabilités est l'odds-ratio : 118,38. Tu as 118 fois plus de chances de trouver les deux enfants dans la configuration "attendue" que dans la configuration inverse. Cette valeur (ou son inverse) mesure, en 1959, l'inégalité.

Maintenant, pourquoi le logarithme ? Il traduit en fait l'invariance de l'odds-ratio par rapport au mode de calcul : le premier calcul donnait 0,0084 et le second 118,38. Mais ces deux valeurs donnent la même information puisqu'elles sont inverses l'une de l'autre. C'est ce que traduit le logarithme, identique, en valeur absolue, pour les deux valeurs :

ln(0,0084) = -4,774 ln(118,38) = 4,774

Ce "log-odds" est encore appelé taux (ou indice) logistique.

Or, la mesure que tu proposes est la différence des logarithmes des rapports des chances :

ln(0,5/99,5) - ln(37,3/62,7) = -4,774

qui est bien le log-odds : le logarithme d'une fraction est égal à la différence des logarithmes.

• Une remarque, enfin, sur la première de tes mesures, l'écart à la moyenne. L'odds-ratio a en effet une autre propriété d'invariance. Il demeure le même quels que soient les effectifs des échantillons sur lesquels on a recueilli l'information. Or, la première de tes mesures ne jouit pas de cette invariance. Pour le voir, supposons les *effectifs* suivants. Dans le tableau 3(I) on a 1000 ouvriers, dans le tableau 3(II) on en a 2000. J'ai conservé des taux d'accès identiques pour chaque catégorie dans les deux tableaux.

Tableau 3.- Invariance de l'odds-ratio

(I)

| | *accède* | *n'accède pas* | *total* |
|---|---|---|---|
| cadre sup. | 373 | 627 | 1000 |
| ouvrier | 5 | 995 | 1000 |
| total | 378 | 1622 | 2000 |

(II)

| | *accède* | *n'accède pas* | *total* |
|---|---|---|---|
| cadre sup. | 373 | 627 | 1000 |
| ouvrier | 10 | 1990 | 2000 |
| total | 383 | 2617 | 3000 |

On constatera sans peine que l'OR comparant les cadres aux ouvriers est invariant et vaut toujours 118,38. Par contre la mesure rapportant les cadres à la moyenne vaut 2,55 en (I) (avec un log-odds à 0,937) mais passe à 4,06 en (II) (log-odds = 1,402) : elle n'est pas invariante.

Rien d'étonnant à cela : chacun sait que les calculs en colonnes n'ont pas de sens si les effectifs des lignes ne sont pas "représentatifs" des catégories concernées : les écarts de pourcentages calculés en colonnes ne seraient pas davantage invariants dans mon exemple (mais, du coup, ta première mesure n'a pas la généralité d'application de la seconde). On aurait en effet, pour les écarts :

373/378 - 627/1622 = 60,0% pour le

tableau (I),

373/383 - 627/2617 = 73,4% pour le tableau (II).

Cette remarque ne vaut pas critique et l'intérêt de ton calcul réside aussi dans la parfaite contradiction avec les résultats obtenus par le calcul classique, comme on va le voir maintenant pour les ouvriers.

## 3. Ecarts , rapports, odds-ratio

### *3.1. Les écarts de pourcentages*

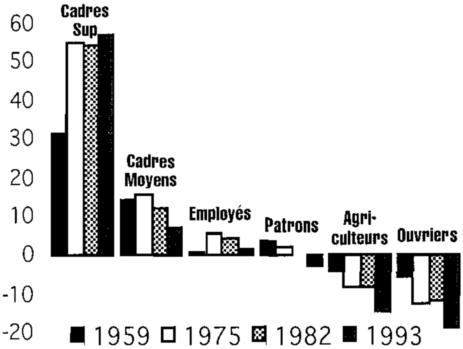
Le tableau 4 donne les écarts entre les taux par catégorie sociale et les taux moyens et on en déduit la figure 3. La lecture des écarts concernant les ouvriers permettrait d'aboutir à des conclusions opposées à celles qu'on pourrait tirer de la figure 1 : l'écart à la moyenne s'est creusé.

Tableau 4.- Ecarts à la moyenne (en %)

| | 1959 | 1975 | 1982 | 1993 |
|---|---|---|---|---|
| cadres sup. | 31,3 | 55,4 | 54,2 | 57,5 |
| cadres moy. | 14,0 | 15,5 | 12,1 | 7,2 |
| employés | 0,7 | 6,0 | 4,6 | 1,4 |
| patrons | 3,8 | 2,6 | 0,3 | -2,3 |
| agriculteurs | -4,2 | -8,3 | -7,9 | -14,7 |
| ouvriers | -5,5 | -12,3 | -11,6 | -18,6 |

*cf. tableau 1 : 31,3 = 37,3 - 6,0*

Figure 3- Ecarts des pourcentages à la moyenne

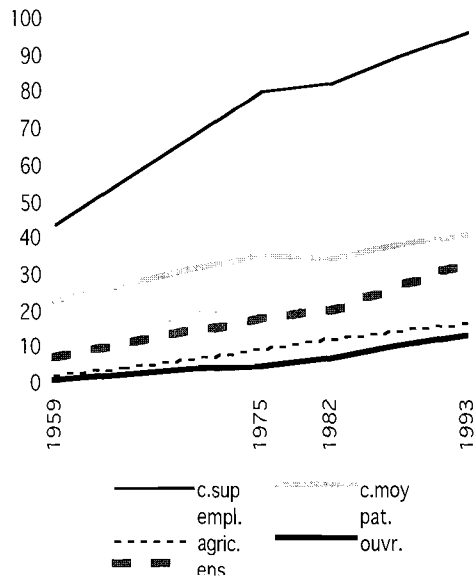



En 1959 les ouvriers ont un écart de 0,5 - 6 = - 5,5 sous la moyenne. En 1993 cet écart passe à 10,8 - 29,4 = -18,6...

### *3.2. L'œil du maître*

La figure 4 représente l'évolution temporelle des taux d'accès à l'enseignement supérieur (STS et CPGE comprises, cette fois). J'ai interpolé (grossièrement) entre les dates afin que les écarts en abcisses réflètent mieux les intervalles de temps.

Figure 4.- Evolution temporelle des taux d'accès au supérieur




On voit que les cadres supérieurs divergent largement des autres catégories. Il est clair qu'ils "ont semé tout le monde", pour reprendre ton expression. Sur les intervalles considérés, il n'est guère possible de déceler les formes "sigmoïdes" avantageuses et caractéristiques des phénomènes de croissance avec plafond. Mais, que la croissance soit linéaire ou logistique, il ne semble pas possible que les catégories défavorisées puissent rattraper leur retard avant longtemps. Ou bien il faudrait que celles-ci, en 1993, n'en soient encore qu'à une phase de "décollage" puis connaissent rapidement une intense accélération. Cela paraît peu vraisemblable.

Puis-je interpréter le fait que tu n'aies nul besoin de tracer ces courbes (ni celles des logits) pour conclure ? Si oui, il me semble que c'est au moins autant ta connaissance sociologique des inégalités sociales qui te guide que la validité de telle ou telle méthode de calcul. En d'autres termes : s'il est du plus haut intérêt social, pour les catégories "favorisées", de faire le plein de ce bien, hautement symbolique et/ou hautement rentable, qu'est l'accession à l'enseignement supérieur, ne semble-t-il pas logique d'observer ce qui est observé ?

## 3.3. Une méthode (?) de simulation

S'il est clair que l'interprétation des différences gagne à disposer de séries chronologiques détaillées sur une longue période, il en résulte que le cas le plus difficile, sinon désespéré, est le cas limite où l'on n'a que *deux* dates de comparaison.

Je terminerai donc en me plaçant dans ce cas, où la seule chose que je sois capable de conseiller est de se faire une idée, par simulation, des risques de contradictions entre différentes mesures disponibles.

Reprenons les deux catégories "extrêmes" et la période la plus récente. Le tableau 5 établit des comparaisons en colonnes (par dates). L'écart des pourcentages et l'odds-ratio donnent les cadres supérieurs gagnants : l'inégalité a augmenté entre 1982 et 1993. Par contre, le rapport des pourcentages contredit ce jugement : l'inégalité a diminué.

Tableau 5.- Deux dates, deux catégories.

| | 1982 | 1993 | |
|---|---|---|---|
| cadres sup. | 71,4 | 86,9 | |
| ouvriers | 5,6 | p = 10,8 | |
| | | | l'inégalité a |
| écart des % | 65,8 | 76,1 | augmenté |
| rapport des % | 12,8 | 8,0 | diminué |
| odds-ratio | 42,1 | 54,8 | augmenté |

Pour nous faire une idée de l'étendue de ce désastre intellectuel, considérons le taux d'accès des ouvriers (*p*) comme inconnu[4], ou incertain, et demandons-nous entre quelles limites il devrait varier pour que les trois indices soient cohérents entre eux.

Faisons varier *p* depuis 5,6% (on n'imagine pas que *p* puisse diminuer) jusqu'à 100%. Sur le graphique ci-dessous, *p* court jusqu'à 40%, ce qui suffit à la démonstration.

Jusqu'à *p* = 6,815, les trois indices donnent un résultat identique : l'inégalité a augmenté. Les valeurs reportées dans le tableau 6 expriment cette augmentation. Pour *p* = 6,75, par exemple, on a :

- pour l'écart : de 65,8 en 1982, on passe à 86,0 - 6,75 = 80,15 : l'écart a été multiplié par un facteur 1,218.
- pour le rapport des pourcentages, on constate encore une légère augmentation, le facteur multiplicatif étant 1,01.
- pour l'odds-ratio, même constat avec un facteur multiplicatif égal à 2,178.

Les choses se gâtent à partir de *p* = 6,816 : le rapport des pourcentages diminue (facteur multiplicatif < 1) et fera bande à part jusqu'à *p* = 13,616.

A partir de *p* = 13,617, l'odds-ratio se range du côté du rapport : tous deux indiquent une diminution de l'inégalité (en contradiction avec l'écart) et ceci jusqu'à la valeur *p* = 21,099.

Pour *p* = 21,1, les deux écarts sont équivalents en 1982 et 1993.

Au delà, les trois indices se remettent

La Figure 5 ci-dessous remplace la Figure 5, p. 79. On y lit les "verticales" nécessaires à la compréhension du texte.

Figure 5.- Différentiel d'inégalité selon l'indice retenu

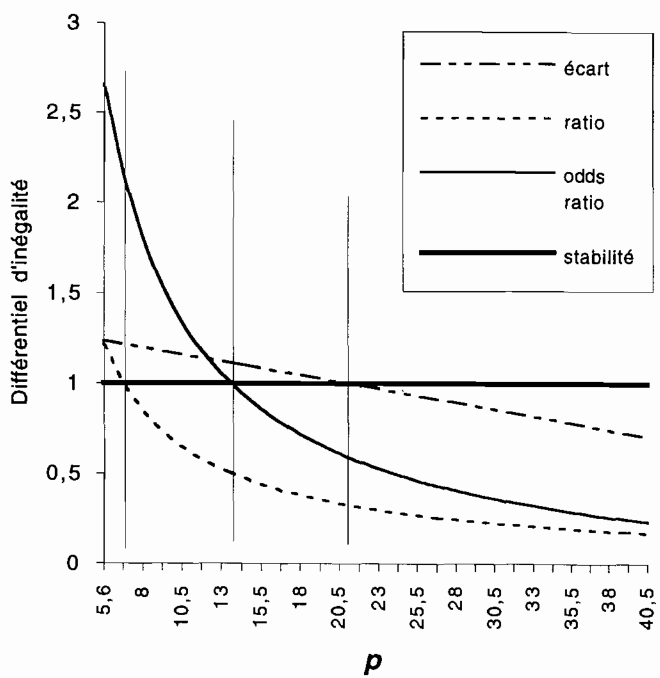


Tableau 6.- Evolutions comparées de l'inégalité

| *p* | *écart* | *rapport* | *odds-ratio* | *écart* | *rapport* | *odds-ratio* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | *l'inégalité a...* | |
| ... | | ... | ... | augmenté | augmenté | augmenté |
| 6,75 | 1,218 | 1,010 | 2,178 | augmenté | augmenté | augmenté |
| **6,816** | 1,217 | 0,999 | 2,155 | augmenté | diminué | augmenté |
| ... | ... | ... | ... | augmenté | diminué | augmenté |
| 13,5 | 1,116 | 0,505 | 1,010 | augmenté | diminué | augmenté |
| **13,617** | 1,114 | 0,501 | 0,999 | augmenté | diminué | diminué |
| ... | ... | ... | ... | augmenté | diminué | diminué |
| 20,75 | 1,005 | 0,328 | 0,602 | augmenté | diminué | diminué |
| **21,1** | 1,000 | 0,323 | 0,589 | stable | diminué | diminué |
| 21,25 | 0,998 | 0,321 | 0,584 | diminué | diminué | diminué |
| ... | | ... | ... | diminué | diminué | diminué |

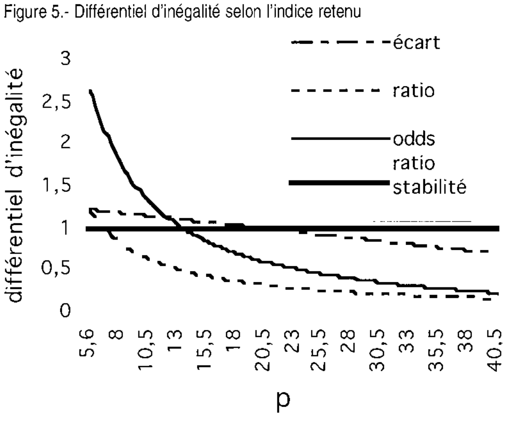
à l'unisson : l'inégalité a diminué.

Les courbes suivantes expriment, selon l'indice choisi, la relation entre *p* et ce que j'appellerai le "différentiel d'inégalité" (le facteur multiplicatif). Pour l'écart, on a évidemment une droite de pente décroissante. Pour le rapport des pourcentages et l'odds-ratio, on obtient des courbes que je laisse au lecteur le soin de recalculer (utiliser EXCEL pour cela !).

L'horizontale exprime la stabilité de l'inégalité. Lorsqu'une courbe est au-dessus de cette droite, l'inégalité a augmenté, au-dessous, elle a diminué. Les verticales signalent un changement dans les accords entre les indices. Entre les deux verticales extrêmes l'écart et le rapport se contredisent. Entre les deux premières, l'odds-ratio contredit le rapport des pourcentages. Entre les deux dernières, il contredit l'écart des pourcentages.

Le graphique peut être utilisé pour prendre éventuellement quelque distance sur des routines de travail statistique abusivement installées...

Figure 5.- Différentiel d'inégalité selon l'indice retenu




## 4. Pour conclure...

J'espère que ces réponses de "méthodologue" ne sont pas trop décevantes. Est-il d'ailleurs certain qu'il y ait lieu de trop s'alarmer d'une certaine impuissance statisticienne ? Je n'en suis pas si sûr, bien au contraire.

Certes, nous avons examiné la mesure des inégalités de scolarité selon la catégorie sociale et nous aurions pu prendre des exemples tout aussi inquiétants avec la mesure des inégalités entre les sexes ou entre les nationalités. Les différences de classe, de sexe ou d'origine "ethnique" nous préoccupent au premier chef au travers de phénomènes sociaux comme les dominations et les ségrégations économiques ou culturelles de tous ordres. De plus, sur le plan théorique, nous traitons-là de variables qui, avec les classes d'âges, font l'ossature de la sociologie. Nous demandons par conséquent des instruments de mesure indubitables.

Mais un bref regard sur l'histoire récente montre qu'il ne saurait appartenir aux disciplines "annexes" de faire la loi quant à la définition et la mesure des inégalités. Qu'on se souvienne des crâniomètres, peseurs de cerveaux et autres testologues eugénistes et héréditaristes de la fin du 19ème siècle jusqu'à nos jours[5]. On hésitera alors à confier au "statisticien" (comme au généticien) la détermination des instruments "adéquats". Quand bien-même ce serait pour la bonne cause : dénoncer les inégalités.

Sans doute vaut-il mieux constamment travailler en équipe. C'est d'ailleurs ce que tu m'as proposé.

Amitiés,
Michel Novi

## Notes

1 Dans la seule Revue Française de Sociologie, on peut recenser les articles suivants : J.C. Combessie, "L'évolution comparée des inégalités : problèmes statistiques", *Revue Française de Sociologie,* XXV, 1984. M. Barbut, "Note sur quelques indicateurs globaux de l'inégalité", XXV, 1984.- J.-P. Florens, "Inégalité et dépendance statistique", XXV, 1984.- J.-P. Grémy, "Sur les différences entre les pourcentages et leur interprétation", XXV, 1984.- J.-C. Combessie, "Paradoxes des fonctions de concentration de C. Gini", XXVI, 1985.- D. Merllié, "Analyses de l'interaction entre variables. Problème statistique ou sociologique?", XXVI, 1985.- J. Prévot, "A propos d'indices et de comparaisons de proportions", XXVI, 1985.- L.-A. Vallet, "L'évolution de l'inégalité des chances devant l'enseignement", XXIX, 1988.- M. Euriat, C. Thélot, "Le recrutement social de l'élite scolaire en France", XXXVI, 1995. En 1995, enfin, l'article d'Antoine Valeyre ("Formes et propriétés des indices d'inégalité entre proportions",*Mathématiques, Informatique et Sciences humaines,* 132, 1995) propose une axiomatique des indices utilisables.

2 Voir la littérature américaine avec comme chef de file L.A. Goodman. Pour un exposé exhaustif, consulter par exemple : A. Agresti, *Categorical Data Analysis,* New-York, Wiley, 1990.

3 Je l'ai trouvée dans Euriat et Thélot (1995), cf. note 1.

4 Je me suis inspiré d'une remarque de Merllié (1985), cf. note 1. Voir aussi Michel Novi, *Pourcentages et tableaux statistiques,* Paris, PUF, coll. "Que sais-je ?", à paraître : mai 1998.

5 Cf. S. J. Gould, *La mal-mesure de l'homme,* Paris, Ramsay, 1983, où l'on voit les diverses manières de pervertir l'outil statistique pour éliminer les faibles d'esprit, dominer les pauvres et les femmes, isoler et exploiter les "races".