Les mots et les chiffres :
Etude d'un tableau de nombres sur l'accès aux grandes écoles.

Claudine Robert. Janvier 2005.

Dans l'article « les savoirs fondamentaux au service de l'avenir scientifique », publié en Novembre 2004 dans *les Cahiers du débat de la fondation pour l'innovation politique*[1], on trouve le tableau suivant, donnant les proportions des élèves d'origine populaire dans différentes écoles. Pour les signataires[2] , ce tableau témoigne du déclin de l'ascenseur social. Et en effet, ces proportions ont considérablement baissé entre les années 1950 et les années 1990. Mais la proportion de jeunes d'origine populaire a elle aussi diminué dans la population de référence. Comment tenir compte de cette baisse ?

	1951-1955	1989-1993
Ecole polytechnique	21	7.8
ENA	18.3	6.1
ENS	23.9	6.1
HEC	38.2	11.8
Grandes écoles	29	8.6
Dans population des 20-24ans	90.8	68.2

Tableau 1 : proportions d'élèves d'origine populaire dans différentes écoles. Source : M. Euriat et C. Thelot « le recrutement des élites scolaires depuis 40 ans, Education et formation, juin 1995. On a regroupé les 4 écoles sous le terme « grande écoles ».

Dans le débat qui a eu lieu à ce sujet sur le forum du site de la Société Mathématiques de France[3], André Morel[4] a proposé, pour interpréter le tableau 1, un mode de calcul (détaillé ici en partie I) qui contredit l'intuition première et indique que les chiffres donnés sont en faveur d'une stabilité, voire d'une diminution de l'inégalité sociale. Une discussion s'en est suivie, que nous relatons dans les parties II et III.

Les points de vue exposés sont ceux de quelques personnes, et ne prétendent pas représenter le consensus de communautés plus larges. Néanmoins, la controverse qui naît de la divergence des points de vue exprimés est représentative de celles que provoque la statistique, c'est pourquoi nous l'exposons ici, en essayant de voir à quel niveau elle se situe. Le fait que les personnes engagées dans la discussion soient toutes rodées au calcul et à l'abstraction implique que le désaccord n'est pas à ce niveau. En fait, c'est en explicitant définitions et propriétés mathématiques des indicateurs choisis pour mesurer l'inégalité sociale qu'on peut comprendre en quoi de tels choix sont liés au sens que l'on donne à ce terme. On ne s'étonnera pas dès lors que des choix d'indicateurs sur ce sujet (comme sur celui de la mesure de la pauvreté, ou de l'analphabétisme, etc.), relevant de visions et de perspectives différentes, conduisent à des conclusions qui éventuellement divergent. Une mesure quantitative associée à une notion la précise et l'éclaire, mais s'il y a des notions

---

[1] Cet article est téléchargeable à l'adresse http://www.fondapol.org/article_labo.php?id=63.

[2] Roger Balian, Jean-Michel Bismuth, Alain Connes, Jean-Pierre Demailly, Laurent Lafforgue, Pierre Lelong et Jean-Pierre Serre.

[3] http://smf.emath.fr/Forum/TribuneLibre/

[4]message 304 « statistique et ascenseur social » : http://smf.emath.fr/Forum/TribuneLibre/?mss:304:mklnepeiikkpadhghfdh

différentes sous le même mot, les mesures associées n'iront pas forcément dans le même sens : les contradictions sur les chiffres sont celles du langage et non de la statistique.

Notre société utilise de plus en plus d'indicateurs : certains, tels l'espérance de vie ou l'indice de fécondité, font l'objet d'un consensus très général. D'autres relèvent de choix sémantiques, ou de visions plus ou moins politiques : ils n'ont pas un caractère absolu, leur interprétation est délicate, mais ils sont aujourd'hui nécessaires à l'appréhension des aspects variés du monde qui nous entoure.

Des compléments sont donnés en annexe, qui détaillent certains aspects abordés, d'une part sur l'évolution des inégalités sociales, d'autre part sur les qualités et défauts de certains indicateurs susceptibles de la mesurer. Lors de la discussion relatée ici, personne ne disposait des articles cités dans cette annexe.

I- Un premier mode de calcul.

Plaçons nous en 1951-1955 pour une école donnée. On a un découpage en deux classes, notées D (classe défavorisée) et F (classe favorisée). La notation F comme *favorisé* et D comme *défavorisée* n'est prise que pour se repérer dans les calculs. Notons R l'événement « être reçu ».

Les données dont on dispose sont la probabilité π=P(D) qu'un jeune choisi au hasard soit dans D, et la probabilité α=P(D/R) qu'un jeune de l'école considérée soit dans D (π=0.908 et, pour l'ensemble des écoles, α=0.29). Soit P(R) la probabilité qu'un jeune soit reçu.

La probabilité P(R/D) qu'un jeune des classes défavorisées soit reçu s'écrit :

$$P(R/D)= \alpha \times P(R) /\pi.$$

La probabilité P(R/F) qu'un jeune des classes favorisées soit reçu est :

$$P(R/F) =(1-\alpha) \times P(R) /(1-\pi).$$

Le rapport des probabilités est :

$$\frac{P(R/F)}{P(R/D)} = \frac{(1-\alpha)\times\pi}{\alpha\times(1-\pi)}$$

Le tableau 2 ci-dessous donne ce rapport des probabilités pour chaque école et chaque période. On y lit ainsi qu'en 1951-55, un jeune des classes favorisées a 37 fois plus de chances de rentrer à l'école polytechnique qu'un jeune d'origine populaire.

Selon les chiffres du tableau 2, les inégalités de recrutement, qui sont grandes, n'ont pratiquement pas évolué entre les deux périodes considérées.

	1951-1955	1989-1993
Ecole polytechnique	37	25
ENA	44	33
ENS	31.4	33
HEC	16	16
Grandes écoles	24	23

Tableau 2 : rapport des probabilités d'entrée entre un jeune d'origine sociale favorisée et un jeune d'origine sociale populaire. Un jeune issu des classes favorisées a ainsi, en 1951-1955, 37 fois plus de chances de rentrer à l'école polytechnique qu'un jeune issu des classes populaires.

Un autre calcul :

Prenons les notations précédentes, en mettant des ' pour la période 1989-1993 :

$$\frac{P(R/D)}{P'(R/D)} = k\frac{\alpha \times \pi'}{\alpha' \times \pi} \quad \text{et} \quad \frac{P(R/F)}{P'(R/F)} = k\frac{(1-\alpha)\times(1-\pi')}{(1-\alpha')\times(1-\pi)}, \quad \text{avec } k = \frac{P(R)}{P'(R)}$$

Si on s'intéresse à l'ensemble des grandes écoles :

$$\frac{P(R/D)}{P'(R/D)} = \frac{29 \times 68.2}{8.6 \times 90.8} \times k \approx 2.5k$$

$$\frac{P(R/F)}{P'(R/F)} = \frac{71 \times 31.8}{91.4 \times 9.2} \times k = 2.7k$$

On constate donc que les probabilités d'entrée dans une grande école ont diminué, dans quasiment le même rapport, tant pour les élèves d'origine populaire que pour les élèves qui ne le sont pas.

Cette petite étude ne suffit pas pour conclure à une stagnation au niveau du recrutement dans les grandes écoles. En effet, on a considéré une population séparée en seulement deux classes (populaire, non populaire), et seulement à deux dates.

Il faut d'abord aller étudier le texte d'Euriat et Thélot d'où sont issues ces données.

Pour mieux cerner le sujet de l'évolution du recrutement à ces grandes écoles, il conviendrait de regarder sur plus de deux dates et en détaillant plus les origines sociales des élèves.

On peut aussi, pour analyser plus finement, prendre diverses populations de référence ; on peut par exemple étudier d'une part l'évolution des probabilités d'accès à un baccalauréat général selon les différentes classes sociales, puis pour l'accès aux grandes écoles, prendre comme population de référence la population de ces bacheliers.

Enfin n'oublions pas, si on est concerné par l'ascenseur social, que l'entrée à une « grande école » est une des réussites possibles, bien identifiée, pour la tranche d'âge considérée ; mais entre 20 et 24 ans, il n'y a pas encore de médecins, de chercheurs ou de chefs d'entreprises renommés, peu d'écrivains ou d'artistes connus, etc.

II. Un autre mode de calcul.

A la lecture de ces calculs, certains des signataires de l'article « les savoirs fondamentaux au service de l'avenir scientifique » ont trouvé qu'il n'y a aucune raison de faire le rapport entre classe populaire et son complémentaire, et qu'il convient de comparer la probabilité P(R/D) qu'un jeune des classes populaires rentre dans une école avec la probabilité P(R).

Le rapport des probabilités est donc :

$$\frac{P(R/D)}{P(R)} = \frac{\alpha}{\pi}.$$

Le tableau 2 ci-dessous donne ce rapport des probabilités pour chaque école et chaque période.
Le résultat montre clairement, pour les défenseurs de ce mode de calcul, la dégradation (toujours supérieure au rapport 2) des chances des jeunes des classes populaires.

	1951-1955	1989-1993
Ecole polytechnique	0.23	0.11
ENA	0.20	0.09
ENS	0.26	0.09
HEC	0.42	0.17
Grandes écoles	0.32	0.13

Tableau 3 : rapport des probabilités d'entrée entre un jeune d'origine populaire et un jeune quelconque. La probabilité qu'un jeune venant de la classe populaire soit reçu à l'ENA en 1951-1955 est 5 fois plus faible que celle d'un jeune de 20-24 ans de cette époque.

III. Comparaisons d'indicateurs.

Rappelons l'objectif : comparer entre deux périodes l'effet de l'appartenance à une classe sociale sur l'admission à une grande école. L'idée est, dans la partie I comme dans la partie II, de construire un indicateur qui mesure cet effet et permette des comparaisons, sachant que d'une période à l'autre, le pourcentage d'individus de la classe étudiée varie, ainsi que d'autres facteurs susceptibles de modifier l'intensité de cet effet.

L'indicateur τ de la partie I est le rapport entre la probabilité d'être reçu sachant F et celle d'être reçu sachant D *:*

$$\tau = \frac{P(R/F)}{P(R/D)}$$

Une augmentation de τ sera interprétée par ses utilisateurs comme un déclin de l'ascenseur social.

L'indicateur κ défini dans la partie II est le rapport entre la probabilité qu'un individu soit reçu sachant D, et la probabilité d'être reçu :

$$\kappa = \frac{P(R/D)}{P(R)}$$

Les utilisateurs de κ interpréteront sa diminution comme un déclin de l'ascenseur social.

L'exemple du tableau 1 montre que la décroissance de τ et de κ peut être simultanée, ce qui peut sembler paradoxal puisqu'on a alors deux interprétations contraires.

Etudions un peu plus les indicateurs τ et κ.

1- Etude des deux indicateurs. Cas d'un critère dichotomique.

Pour s'abstraire du coté artificiel du découpage et étudier en tant que tels les deux indicateurs, on peut imaginer que la partition en D et F repose sur un unique critère dichotomique (homme femme par exemple).
On peut écrire :

$$\kappa = \frac{P(R/D)}{P(R/D)\times\pi + P(R/F)\times(1-\pi)} = \frac{1}{\pi+\tau\times(1-\pi)}$$

Pour π constant, κ est une fonction décroissante de τ et si τ augmente, les utilisateurs des deux indicateurs concluront au déclin de l'ascenseur social.

Pour τ constant,$\tau>1$, κ est une fonction décroissante de π. Les utilisateurs de τ concluront au statu quo pour ce qui est de l'inégalité sociale. Si la proportion de la classe D diminue, les utilisateurs de κ concluent que l'ascenseur social est en déclin. Ce déclin ne reflète que la diminution de la proportion π d'éléments de D.

Cette situation est le cas de l'ensemble des grandes écoles, où τ est sensiblement constant (il passe de 24 à 23), et de HEC où τ vaut 16 pour les deux périodes, alors que π passe de 0.9 à 0.7. Autrement dit, dans ces deux situations, le déclin de l'ascenseur social, selon les utilisateurs de κ, peut s'expliquer par la seule diminution du pourcentage des classes populaires entre 1950 et 1990.

Notre position est en ce cas de parler de stabilité de l'ascenseur social, donc de choisir l'indicateur τ.

L'indicateur τ ne relève pas d'un choix ad hoc pour l'étude du tableau 1. Il est classique. En médecine, si R est un événement médical (positif ou négatif, peu importe), et F un facteur de risque de R, alors τ s'appelle le *risque relatif* de F *;* si un médecin vous dit qu'être dans F multiplie par 10 le risque, cela signifie que la probabilité d'avoir R est 10 fois plus forte « chez les F *»* que « chez les D ».
Si l'événement R est rare (ce qui est la cas ici), ce risque relatif est voisin d'un indicateur classiquement utilisé, et appelé « *odds ratio* » (pour plus de détails, voir l'annexe).

2- Effet du découpage en deux classes. Cas d'un critère continu.

Revenons maintenant à un autre aspect des données du tableau 1 : la notion de classe populaire ou favorisée ne repose pas sur un critère intrinsèquement dichotomique (comme homme, femme) : les mêmes personnes peuvent, suivant la barre choisie, se trouver dans l'une ou l'autre classe.

Le tableau 4 donne un exemple fictif qui montre l'effet possible sur les indices étudiés du changement de définition d'une *classe populaire*. Pour ne pas brouiller les pistes, on travaille à taux de reçus constant.

	A	*B*	*C*
Nombre de reçus	8	10	50
Effectif population	100	100	100

Dans la période 1, le groupe défavorisé est composé de *A* et *B*.
Dans la période 2, le groupe *B* a changé de statut et est passé dans *F*.
On note $\nu = \frac{P(R/F)}{P(R)}$.

Soit p=P(R)=68/300.

Période 1 : *D*=*A* U *B* et *F*=*C*
$\kappa = 0.09/p$ $\nu=0.5/p$ $\tau=0.5/0.09=5{,}5$

Période 2 : *D*=*A* et *F*= *B*U*C*
$\kappa' = 0.08/p$ $\nu'= 0.3/p$ $\tau' =0.3/0.08=3.75$

Tableau 4 : un exemple fictif

Les indicateurs κ et τ diminuent et, suivant celui qu'on utilise, le tableau sera déclaré en faveur du déclin ou de l'amélioration de l'ascenseur social. Mais que ce soit l'une ou l'autre conclusion, il convient d'essayer d'expliquer les variations observées. Dans cet exemple fictif, le changement est du aux éléments de groupe intermédiaire B, qui contient plus de la moitié des reçus de la classe défavorisée de la première période, et qui, dans la deuxième période, basculent dans la classe favorisée (par exemple parce-que leur revenu a augmenté).

On notera cependant, en poussant à l'extrême cette situation, que si le groupe *A* ne contenait pas de reçus, l'indicateur κ' serait nul et τ' serait infini ; on n'aurait plus de situation paradoxale. Sans aller dans ce cas extrême, si on est très sévère sur la définition de *classe défavorisée*, le pourcentage de ceux-ci baisse mais ils deviennent extrêmement défavorisés. Le découpage en deux classes est donc ici crucial, et comme nous l'avons dit dans la partie 1, il faudrait considérer plus de données. Cette question de découpage fait aussi l'objet d'une étude de Pierre Arnoux[5].

A titre de conclusion, reprenons la question de départ et interrogeons nous sur le sens à donner au concept d'ascenseur social, indépendamment des possibilités de conclure quoique ce soit à partir du tableau 1.

A travers les deux indicateurs proposés, c'est en fait deux conceptions différentes qui émergent. Pour les utilisateurs de κ, si celui-ci baisse, l'ascenseur est en déclin, peu importe comment varie l'indicateur ν correspondant pour la classe favorisée (ν=P(R/F)/P(R)). On pourrait employer la métaphore suivante : si les pauvres deviennent plus pauvres, peu importe que les riches s'appauvrissent autant, voire encore plus, pour conclure au déclin de l'ascenseur social. Pour les utilisateurs de τ, dont nous sommes, ce qui est retenu, c'est l'évolution du rapport entre classe favorisée et classe défavorisée ($\tau = \nu / \kappa$).

Remarquons que les auteurs de l'article sur les savoirs fondamentaux, à propos de l'évolution de l'inégalité sociale, ont choisi de présenter aux yeux du grand public le tableau 1 où figure, pour chaque date et chaque école, P(D/R) et P(D) (on pourrait envisager de rajouter P(R), pour que le lecteur un peu probabiliste puisse faire tous les calculs qu'il souhaite). Si nous n'avions eu qu'un seul tableau à présenter aux yeux du grand public, nous aurions choisi, pour chaque date et chaque école, de donner P(R/D) et P(R/F) [6] (en rajoutant P(D), on peut alors aussi faire tous les calculs qu'on veut).

Le désaccord entre les deux points de vue présentés dans les parties I et II n'est pas sur les chiffres mais sur le sens à donner au terme *déclin de l'ascenseur social*. La part de la statistique dans ce désaccord réside non pas dans ses méthodes mais dans la nécessité qu'elle impose de préciser le sens des termes.

Annexe

Après avoir eu la discussion ci-dessus, nous sommes revenus à la source, c'est-à-dire à l'article de M. Euriat et C. Thelot « le recrutement des élites scolaires depuis 40 ans », in Education et formation, juin 1995, dont est extrait le tableau 1.

---

[5] http://www.smf.emath.fr/Enseignement/TribuneLibre/entreeX.pdf

[6] Nous avons reconstitué une partie de ce tableau (tableau 10 ci-dessous), à partir des données de l'article dont est extrait le tableau 1.

Nous avons aussi regardé un second article sur le même sujet « *Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles* », de Valérie Albouy et Thomas Wanecq, Economie et statistique, n°361, 2003. Ce second article est plus récent et plus complet. Comme il reprend et conforte certains points du premier, nous évoquerons donc uniquement celui là pour les études d'inégalité sociale. Nous ne reviendrons sur celui de M. Euriat et C. Thelot que pour commenter les différents indicateurs qu'il y propose.

Notons que les deux études citées s'arrêtent il y a plus de 10 ans ; il serait évidemment intéressant de disposer des chiffres ultérieurs.

1-« *Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles* », V. Albouy et T. Wanecq, 2003.

Il s'agit d'une étude faite à partir des grandes enquêtes *Emploi* menées par l'INSEE entre 1984 et 2002. Elle montre une constante démocratisation de l'accès aux troisièmes cycles universitaires. Le phénomène est plus contrasté pour l'ensemble de toutes les grandes écoles puisqu' il y a une baisse de l'inégalité sociale entre 1945 et 1975, et une augmentation entre 1975 et 1985 pour laquelle quelques facteurs explicatifs sont suggérés ci-dessous.

Plus précisément, l'étude ne concerne que les hommes, la faiblesse des effectifs féminins à l'accès aux grandes écoles ne permettant pas de faire des études suffisamment précises. Ces enquêtes ont concerné en tout environ 300 000 hommes, répartis suivant leur année de naissance en 5 cohortes. La cohorte notée 1945 (resp. 1985) regroupe tous ceux qui sont ont 20 ans entre 1939 et 1948 (resp. 1979-1988) ; le tableau 5 donne la répartition de l'échantillon des 300 000 personnes selon ces 5 cohortes. On notera que la première et la dernière cohorte recoupent en partie celles du tableau 1.

20 ans en	1945	1955	1965	1975	1985
Echantillon de l'enquête (milliers)	48	59	68	85	57
%Diplomés grandes écoles	2	2.3	3.2	2.9	3.2

Tableau 5 : Données extraites des enquêtes emploi de l'INSEE.

On a distingué, pour chaque individu sa classe d'origine, déterminée d'après la seule profession du père. Quatre catégories ont été définies :

Milieu populaire : agriculteurs exploitants, personnels des services directs aux particuliers, ouvriers, chauffeurs.

Milieu intermédiaire : artisans, commerçants, profession intermédiaire de la santé et du travail social, de la fonction publique, des commerces et des administrations, clergé, techniciens, contremaîtres, agents de maîtrise, employés de la fonction publique, des commerces, techniciens, policiers, militaires.

Milieu supérieur : chefs d'entreprise d'au moins 10 salariés, professions libérales, cadres de la fonction publique, profession de l'information, des arts et du spectacle, cadres commerciaux et administratifs des entreprises, ingénieurs et cadres techniques.

Enseignant : professeurs et professions scientifiques, instituteurs et assimilés.

L'étude porte à la fois sur les grandes écoles et « leurs équivalents universitaires » regroupés sous le titre « « $3^{ème}$ cycle universitaire » :

Troisième cycle : DESS, DEA, Doctorat (général, médecine, chirurgien dentiste), Capes, Capet, agrégation.

Grandes écoles : écoles où on rentre sur concours (ENA, X, HEC, Telecoms, Centrales, ENSAE, ENGREF, ENS, Agro, Saint-Cyr, IEP, etc.) et études comptables supérieure (DECS), Avocat (CAPA), Expert-comptable, $2^{ème}$ cycle de notariat.

Les résultats de cette étude sont donnés en considérant comme indicateur l'odds ratio. Pour deux catégories sociales notées *C* et *C'*, l'odds ratio OR(*C*,*C'*), est le rapport des cotes ; la cote pour *C* est le rapport, pour des éléments de *C*, entre la probabilité que *R* se produise et celle qu'il ne se produise pas. Soit :

$$\mathrm{OR}(\mathrm{C},\mathrm{C'}) = \frac{\mathrm{P}(\mathrm{R}/\mathrm{C})/(1-\mathrm{P}(\mathrm{R}/\mathrm{C}))}{\mathrm{P}(\mathrm{R}/\mathrm{C'})/(1-\mathrm{P}(\mathrm{R}/\mathrm{C'}))}$$

Ici, pour toutes les catégories sociales considérées, les probabilités de *R* sont partout faibles, donc :

$$OR(C,C') \approx \tau(C,C') = \frac{P(R/C)}{P(R/C')} .$$

Les tableaux 6, 7, 8, 9 donnent divers résultats, en omettant les intervalles de confiance dont la prise en considération ne contredit pas les commentaires ci-dessous.

Différents modèles sur ces données confirment la permanence d'une sélection sociale poussée, les enfants de cadres et d'enseignants ayant toujours beaucoup plus de chances d'accéder à une grande école ou à un diplôme universitaire que ceux de la classe intermédiaire ou ceux de la classe populaire.

L'évolution des troisièmes cycles universitaires est celle d'une démocratisation progressive tant dans la comparaison classe supérieure, classe populaire (le rapport des chances diminue progressivement de 37 à 12) que dans la comparaison classe intermédiaire, classe populaire (passage de 7 à 3) ou classe supérieure classe intermédiaire (passage de 5 à 4). La comparaison classe supérieure et enseignant donne une quasi-stabilité. Cette démocratisation indique que le redéfinition de la classe populaire, dont la proportion s'affaiblit, ne conduit pas à y concentrer toutes les exclusions vis-à-vis du succès dans les études longues.

Pour les grandes écoles, l'inégalité d'accès diminue entre la première et la dernière cohorte. Mais l'étude faite sur 5 générations montre que cette inégalité, après avoir baissé, a tendance à remonter vers les années 1980.

Pendant la période considérée, la morphologie de l'école a considérablement changé (création du collège qui mélange les primaires supérieures destinées aux classes populaires et les petites classes des lycées destinées aux enfants des classes favorisées) et, selon les auteurs, on peut penser que c'est là, sur le long terme, un des facteurs explicatifs de la diminution continue des inégalités à l'université.

Les auteurs suggèrent deux facteurs explicatifs possibles de la remontée, pour les grandes écoles, de l'inégalité sur la dernière période :

- l'université, avec les IUT (1966), les DESS (1975) et les magistères (1984) s'est aussi beaucoup transformée pour dispenser un savoir technique et professionnel. Cette ouverture vers la professionnalisation de l'université attire dès lors des enfants des classes populaires qui voient apparaître des chances de réussite sociale dans des conditions qui leur paraissent moins risquées que le recrutement des écoles sur des concours très sélectifs.
- le repli sur les grandes écoles de la classe supérieure et de la classe des enseignants, lié à la montée du chômage des jeunes : il apparaît encore plus important à ces classes là d'inciter leurs enfants à se mettre dans des conditions d'emploi qui paraissent les plus favorables.

Les facteurs suggérés par V. Albouy et T. Waneck pour expliquer les variations observées des inégalités sociales peuvent bien sur coexister, et interagir avec d'autres facteurs non mentionnés dans l'étude.

Un autre facteur explicatif est fortement suggéré (et non prouvé) dans l'article « les savoirs fondamentaux », qui serait lié à ce que les auteurs jugent être une dégradation de l'enseignement primaire, secondaire et du premier cycle des universités. Mais alors pourquoi cette dégradation interviendrait aussi sélectivement sur les grandes écoles et pas sur les troisièmes cycles des universités ?

20 ans en	1945	1955	1965	1975	1985
Grande écoles	33.5	26.8	18.0	16.9	19.8
3 cycle univ.	37	27.2	18.9	16.7	12
Sans diplôme ens. supérieur	1/32 .7	1/28.8	1/18.4	1/15.9	1/13.7
Rapport des proportions	5.3 /66.1=1/12.5	5.4/66.5=1/12.3	7.3/59.8=1/8.2	8.1/58.5=1/7.2	8.8/53.6=1/6.1

Tableau 6. Comparaison de la classe supérieure et de la classe populaire.

Lecture : Pour la première période, un enfant issu de la classe supérieure a 33.5 fois plus de chances de rentrer dans une grande école qu'un enfant issu d'un milieu populaire et 32.7 fois moins de chances d'être sans diplôme de l'enseignement supérieur. Un enfant choisi au hasard a 12,5 fois moins de chances d'être dans la classe supérieure que dans la classe populaire : à cette période, le pourcentage de la classe supérieure est 5.3% et celui de la classe populaire est 66.1%.

20 ans en	1945	1955	1965	1975	1985
Grande école	5.8	6.3	4.5	4.5	5.3
3 cycle univ.	5.1	4.8	4.1	4.2	3.6
Sans diplôme ens. supérieur	1/6	1/6.5	1/4.8	1/4.5	1/4.3
Rapport des proportions	5.3 /27.7=1/5.2	5.4/28.1=1/5.2	7.3/31.1=1/4.3	8.1/31.7=1/3.9	8.8/34.8=1/ 3.9

Tableau 7. Comparaison de la classe supérieure et de la classe intermédiaire.

20 ans en	1945	1955	1965	1975	1985
Grande école	5.8	4.2	4	3.7	5.3
3 cycle univ.	7.2	5.6	4.6	3.9	3.3
Sans diplôme ens. supérieur	1/5	1/4.4	1/3.8	1/3.5	1/3.2
Rapport des proportions	1/2.4	1/2.3	1/1.9	1/1.8	1/ 1.5

Tableau 8. Comparaison de la classe intermédiaire et de la classe populaire.

20 ans en	1945	1955	1965	1975	1985
Grande écoles	1.7	1.6	1.3	1.3	1.2
3 cycle univ.	0.5	0.5	0.7	0.8	0.7
Sans diplôme ens. supérieur	1.4	1.3	1.3	1.2	1.2
Rapport des proportions	5.3 /66.1=1/12.5	5.4/66.5=1/12.3	7.3/59.8=1/8.2	8.1/58.5=1/7.2	8.8/53.6=1/6.1

Tableau 9. Comparaison de la classe supérieure et de la classe enseignante.

2- Les indicateurs dans l'article de M. Euriat et C. Thelot « le recrutement des élites scolaires depuis 40 ans » -1995.

Comme une partie de la discussion portait sur le choix d'indicateurs pour interpréter un tableau extrait d'un article de Euriot et Thélot, regardons brièvement quels indicateurs ces derniers utilisent.

Les auteurs introduisent, pour interpréter des tableaux comme le tableau 1, trois indicateurs qu'ils nomment additif, multiplicatif et logistique, et en fait ne considèrent que le dernier.

Prenons le cas de l'ensemble des 4 écoles citées dans le tableau 1. Ces indicateurs se calculent plus aisément à partir du tableau 10, qui donne les pourcentages de reçus selon les deux classes sociales considérées. Pour construire ce tableau à partir du tableau 1, il faut connaître en plus la proportion de reçus dans la population, qui est, selon l'article de Euriot et Thélot, de 1.14‰ en 1960 et 1.19‰ en 1980.

	1960	1980	Indicateur additif
Classe F	P(R/F)= 8.8 ‰	P'(R/F)=3.4‰	-5,4
Classe D	P(R/D)= 0.4‰	P'(R/D)=0.15‰	-0.25

Tableau 10: Probabilité de réussite à une des 4 grandes écoles (X,ENA,ENS,HEC), selon la classe sociale.

L'indicateur additif consiste à faire les différences des probabilités conditionnelles en 1980 et 1960 et à les comparer. Comme la diminution est plus importante pour F que pour D, on pourrait conclure, avec cet indicateur, en faveur d'une diminution de l'inégalité.

(Dans le deuxième calcul de la partie I, au lieu de faire les différences, nous avions fait le rapport des probabilités en 1960 et 1980, ce qui conduisait à conclure au statu quo ou à une diminution de l'inégalité).

Le coefficient multiplicatif proposé par les auteurs n'est autre que τ , et conduit aussi à conlure au statu quo ou à une diminution de l'inégalité.

Les auteurs suggèrent que dans les cas où ces deux indicateurs diffèrent, il vaut mieux s'abstenir de conclure.

Les auteurs définissent l'indicateur logistique qui n'est autre que l'odds ratio.

Un défaut de τ est de ne pas distinguer le cas où P(R/F)=0.8 et P(R/D)=0.4 du cas P(R/F)=0.02 et P(R/D)=0.01 puisque dans les deux cas τ(F,D))=2. L'odds ratio pallie à ce défaut, on a OR(F,D)=6 dans le premier cas et OR(F,D)=2 dans le second cas.

Les auteurs se servent en fait systématiquement de l'odds ratio pour interpréter les données. Pour le tableau 1, l'odds ratio est très voisin de τ et les interprétations des auteurs sont globalement celles de la partie II.

Pour conclure ici, notons que l'odds ratio, lorsqu'il est très différent de τ, est un indicateur peu parlant pour qui n'en a pas l'habitude. Par contre, c'est un meilleur indicateur statistique : il se prête mieux que τ à une modélisation, à des estimations et à des tests de significativité pour des différences observées. D'où son utilisation de plus en plus fréquente.