Une réduction de l'inégalité des chances dans l'obtention du revenu salarial en France ?

Arnaud LEFRANC* Nicolas PISTOLESI † Alain TRANNOY‡

20 janvier 2006

Résumé

Etudier l'inégalité des chances consiste à étudier des distributions concernant les résultats d'une génération conditionnellement à des caractéristiques du milieu familial. Nous étudions ici l'évolution de l'inégalité des chances entre 1977 et 1993 dans l'obtention du revenu salarial en fonction du rang ou du niveau de revenu du père en mobilisant deux vagues de l'enquête Formation-Qualification-Profession. En faisant appel à des instruments de dominance stochastique, il est montré que l'inégalité des chances est restée stable lorsqu'on conditionne par rapport au niveau du revenu du père alors qu'elle a diminué lorsque l'on conditionne par rapport au rang du père. Le premier résultat s'explique par la constance de la valeur estimée de l'élasticité intergénérationnelle de revenu, le second par la baisse de l'inégalité des salaires dans la génération précédente. On procède à une analyse de décomposition de l'évolution de l'inégalité des chances au moyen de l'écart logarithmique moyen à partir des résultats de régression des revenus des descendants sur les revenus des ascendants.

JEL Codes : D1, D3, J3

Mots clés : Inégalité des chances, dominance stochastique, circonstance, decomposition, écart logarithmique moyen.

*Institut Universitaire Européen (Florence), THEMA, IDEP et Université Pierre Mendès-France. arnaud.lefranc@u-cergy.fr

†THEMA, Université de Cergy-Pontoise. nicolas.pistolesi@u-cergy.fr

‡EHESS, GREQAM-IDEP. alain.trannoy@ehess.cnrs-mrs.fr

1 Introduction

L'analyse empirique des inégalités s'est longtemps focalisée sur la mesure des inégalités inter-individuelles de revenus ou de conditions de vie et sur l'étude de leurs évolutions dans le temps. Cette façon de procéder, compréhensible au regard des données généralement disponibles, n'est cependant pas totalement en phase avec les recommandations de certains philosophes de la responsabilité, tels que Dworkin (1981), Arneson (1989), Cohen (1989), Barry (1991) ou encore Roemer (1998). A divers titres, ces auteurs ont souligné le manque de pertinence éthique d'une analyse qui ne s'intéresserait qu'à l'inégalité des résultats et des situations individuelles, en ignorant le rôle de la responsabilité individuelle dans l'hétérogénéité des situations observées. Or, de ce point de vue, force est de constater que la formation du revenu individuel met en jeu des déterminants de nature très diverse : d'une part, les préférences et l'effort individuels contribuent à l'émergence des inégalités de revenu entre individus ; d'autre part, différents facteurs, que nous regroupons sous le terme de circonstances, et qui incluent notamment l'origine familiale, le talent intrinsèque des individus, ou encore le facteur chance, expliquent aussi pour partie les disparités de revenu. Au regard de la philosophie de la responsabilité, ces facteurs doivent alors être distingués, dans la mesure où les premiers relèvent de l'exercice de la responsabilité individuelle, alors que les seconds (regroupés sous le terme d'effort chez Roemer) n'en dépendent pas. Les inégalités de revenu provenant des premiers facteurs peuvent en effet être jugées équitables, car elles sont le produit de la liberté de choix (au sens large) des individus. Au contraire, les inégalités de résultat dues à des différences de circonstances ne sont pas éthiquement acceptables[1].

Cet éclairage permet alors d'apporter des fondements éthiques à l'adoption d'une politique de redistribution ayant pour but de compenser les inégalités dues aux circonstances, et d'assurer ainsi l'égalité des chances dans la formation du revenu. En pratique, la mise en œuvre d'une politique d'égalité des chances, tout comme l'étude empirique de l'égalité des chances à laquelle ce travail est consacré, pose d'importants problèmes d'information liés à l'observabilité des déterminants du revenu. Ainsi, les contributions du facteur chance ou

[1] Pour une complète recension de la littérature concernant la théorie de la compensation et de la responsabilité, on se reportera à Fleurbaey et Maniquet (2006).

du (manque de) talent intrinsèque ne sont presque jamais observables. Mais même si on les observait, se poserait encore le délicat problème de savoir si on doit effectivement les admettre comme des circonstances. Roemer *et alii* (2003) prennent le parti de le faire, sans autre forme de procès[2], tandis que Roemer (2004) et Dardanoni et *alii* (2006) admettent que *"what "effort" and "circumstances" should include is a contentious issue".*

Dans une perspective intergénérationnelle, le débat concerne d'abord l'influence du milieu parental sur le devenir des enfants. Les deux articles cités ci-dessus présentent quatre canaux de transmission à travers lesquels les parents affectent les capacités de revenu de leurs enfants : la transmission génétique des capacités, la formation des croyances et des aptitudes, la constitution des préférences et des aspirations, le partage des liens sociaux. Le revenu s'avère un puissant instrument permettant aux parents d'influencer le devenir de leurs enfants à travers les trois derniers canaux de transmission. Il est en même temps un indicateur de la réussite économique des parents qui est corrélé positivement à leur faculté génétique et donc à celle de leur progéniture. Le revenu des parents apparaît donc comme une mesure *omnibus* de la capacité des ascendants à influencer le devenir économique des descendants. En outre, comme il est difficile de tenir pour responsable un enfant du revenu de ses parents, il possède bien le caractère d'exogénéité qui permet de le qualifier de circonstance.

Cet article s'attache à déterminer dans quelle mesure l'origine familiale, repérée par le revenu du père, exerce un effet significatif sur le revenu des enfants en France. Dans cette perspective, toute différence de revenu associée à des différences d'origine sociale sera interprétée comme un symptôme d'inégalité des chances.

Cette assimilation ne va évidemment pas de soi. Il est en effet vraisemblable que l'origine familiale est empiriquement associée à d'autres déterminants du revenu individuel. En ne tenant pas compte explicitement de ces autres facteurs, on attribuera donc une partie des inégalités de revenu à des différences d'origine familiale, alors même qu'elles relèvent d'autres facteurs. Du point de vue de la mesure de l'inégalité des chances, cette ambiguïté peut être plus ou moins gênante. Si les facteurs omis et corrélés à l'origine familiale ne relèvent pas, non plus, de l'exercice de la responsabilité individuelle, l'ambiguïté est sans

[2]Voir Checchi et Peragine (2005) pour une application empirique de ces idées. Voir Fleurbaey (1998) pour une critique de l'approche de Roemer.

conséquence : du point de vue de la théorie de l'équité-responsabilité, la présence d'une relation entre origine familiale et revenu proviendra bien d'une inégalité des chances. Si au contraire ces facteurs omis relevaient de l'exercice de la responsabilité individuelle, alors notre analyse conduirait à une évaluation biaisée de l'inégalité des chances. Tel serait par exemple le cas si les individus provenant d'un milieu "favorisé" exerçaient aussi un niveau d'effort plus élevé. Notons que cette ambiguïté fait alors écho à une difficulté de la théorie de l'équité-responsabilité dans un cadre déterministe : Fleurbaey (1995) et Bossert (1995) ont en effet montré qu'il n'était pas possible à la fois de compenser l'effet des facteurs dont les individus ne sont pas responsables et de respecter les conséquences de préférences ou d'effort différents, à moins que la fonction qui conduit des facteurs au revenu ne soit additivement séparable dans les deux groupes de facteurs. Sinon, vouloir neutraliser toutes les différences de revenu des descendants corrélées au revenu des parents revient à faire prévaloir l'idée de compensation sur l'idée de responsabilité. Ceci implique en particulier de corriger l'effet d'une corrélation entre milieu social d'origine et effort. C'est donc tenir les déterminants de la réussite qui seraient corrélés au revenu des parents pour des circonstances dont il faut neutraliser l'impact. Roemer (2004) et Dardanoni et *alii* (2006) semblent prendre parti contre cette option au motif que peu de gens adhéreraient à cette vision extrême de l'égalité des chances. A nos yeux, il s'agit là d'un débat éthique qui dépasse l'analyse des inégalités. Il n'aurait toute sa place que dans une étude politique sur les inégalités. Cette vision extrême de l'égalité des chances a pour nous une simple valeur instrumentale, tout comme la référence à l'égalité des revenus.

Une fois éclairées les implications éthiques de l'exercice, il convient de se doter d'un instrument statistique permettant de mesurer l'incidence du revenu parental sur le niveau de revenu des ascendants. L'approche usuelle consiste à estimer l'élasticité revenu intergénérationnelle. Cette élasticité mesure combien le revenu d'un individu augmente en réponse à une augmentation du revenu de ses parents. Lefranc et Trannoy (2005) procèdent à une estimation de cette élasticité à partir des données d'enquête Formation-Qualification-Profession (FQP). Les valeurs estimées des élasticités sont d'environ 0,4 pour les fils et de 0,3 pour les filles avec aucune tendance significative ni à la hausse ni à la baisse de 1964 à 1993.

Cette approche de régression, pour courante qu'elle soit, comporte toutefois certaines limites. Elle revient à s'intéresser uniquement à l'espérance conditionnelle du revenu du descendant par rapport au revenu de l'ascendant. L'inégalité des chances n'est donc évaluée que sur la base de la comparaison d'une caractéristique de tendance centrale des distributions conditionnelles au milieu d'origine. Si la pente de la régression est non-significativement différente de zéro, on conclut à l'égalité des chances alors même que le milieu d'origine pourrait avoir un impact sur des moments supérieurs des distributions conditionnelles. Par exemple, le revenu parental pourrait avoir une influence sur la variance conditionnelle du revenu des descendants. Il est possible d'imaginer que la variance du revenu du descendant est liée positivement au revenu de l'ascendant. Une analyse de régression, même non-linéaire, serait incapable de détecter une telle relation. Pour caractériser l'inégalité des chances, il faut convient donc d'étudier l'ensemble de la distribution de revenu conditionnelle au milieu d'origine.

Pour ce faire, on pourrait généraliser l'approche de régression en procédant à des régressions quantiles du revenu des descendants par rapport au revenu parental. Dans la régression quantile, on modélise l'espérance conditionnelle du quantile du revenu des descendants. C'est la démarche empruntée en partie par Dardanoni *et alii* (2006) pour des caractéristiques parentales différentes du revenu. Toutefois, cette démarche n'est pas entièrement générale : elle suppose une hypothèse paramétrique sur la relation entre quantile de revenu des descendants et caractéristiques du milieu d'origine. Nous retenons donc ici une approche complètement non-paramétrique, plus robuste sur le plan statistique. Notre objectif est donc d'estimer de façon non-paramétrique et de comparer les distributions de revenu des descendants conditionnellement au milieu d'origine. Une première façon de procéder est celle explorée par O'Neill *et alii* (2000) : dans un premier temps, ils estiment non-paramétriquement la distribution du revenu des descendants, conditionnelle au revenu des ascendants, pour toute valeur du revenu des ascendants ; dans un second temps, ils comparent ces distributions conditionnelles pour certaines valeurs particulières du revenu des ascendants. La démarche statistique que nous suivons est un peu différente. Nous divisons la population en groupes de circonstances, définies par le revenu du père, de manière à ce qu'il n'y ait qu'un nombre fini de types. Puis nous comparons les distributions de revenu conditionnelles à tous ces types.

On ne peut empêcher une part d'arbitraire dans la définition de ces groupes, puisqu'il s'agit de constituer une partition finie à partir d'une mesure continue de la circonstance, le revenu du père. Cet arbitraire aurait peu d'importance si on ne réalisait l'exercice que sur une seule vague d'enquête c'est-à-dire si l'objet de la recherche ne présentait aucun aspect dynamique. Un de nos objectif est au contraire de documenter l'évolution de l'inégalité des chances au cours du temps. Le choix d'une partition comparable au cours du temps est donc ici un enjeu important. A cet égard, deux partitions s'imposent d'emblée. La première est une partition de nature purement ordinale, tandis que la seconde est de nature cardinale. Pour la première, deux individus appartiennent au même groupe si le revenu de leur père appartient au même quantile. Ainsi, les circonstances sont supposées comparables si le classement du revenu de leur père est le même. Cette première partition présente l'avantage que les groupes gardent une taille relative constante d'une période à l'autre. Toutefois, si la dispersion de la distribution du revenu des pères se modifie dans le temps, l'avantage ou le désavantage, en termes de niveau de revenu, associé à un quantile donné variera lui aussi. Appartenir au premier décile représente un handicap de circonstance, par rapport à la moyenne, d'autant moins grand que l'inégalité de revenu parmi les pères est faible. C'est pour cette raison que l'on adopte également une seconde partition qui, cette fois-ci, considère que deux descendants ont les mêmes circonstances si le rapport du revenu de leur père au revenu moyen des pères appartient à un certain intervalle, fixe quelque soit la vague. Par construction, cette circonstance est invariante à un changement dans la dispersion des revenus des pères. Par contre, la taille relative des groupes peut varier selon la période. En cas de contraction de la distribution des revenus des pères, la taille des groupes proche de la médiane ou de la moyenne va augmenter au détriment des groupes en bas et en haut de l'échelle sociale. Ces deux types de classement entendent donc saisir deux dimensions différentes du revenu. Dans la première, ce qui importe pour le revenu futur du descendant c'est le rang du revenu du père, censé approcher des phénomènes de statut. Dans la seconde, c'est l'aisance monétaire qu'apporte le revenu que l'on cherche à cerner. Il se pourrait donc que l'évolution apparente de l'inégalité des chances diffère selon la partition retenue pour l'appréhender. Pour mettre en œuvre cette démarche, nous regroupons les individus selon le revenu salarial de leur père. Comme le revenu du père n'est pas observé, mais seulement les caractéristiques socio-démographiques (éducation, csp,...), nous utilisons donc le revenu prédit du père, tel qu'il a été estimé dans Lefranc et Trannoy (2005).

Une fois définie notre partition de l'ensemble des circonstances, il convient de préciser la méthodologie que nous mettons en œuvre pour mesurer l'inégalité des chances. Notre point de départ, est que le milieu d'origine exerce un effet sur l'ensemble de la distribution de revenu qui s'offre aux descendants. Le fait de naître dans un milieu donné, défini ici par le revenu du père, peut être assimilé au tirage d'une distribution de revenu conditionnelle à ce milieu, ou, pour employer le langage de la théorie de la décision, au tirage d'une loterie de revenu. Certaines loteries sont plus risquées ou plus performantes que d'autres. Notre étude de l'égalité des chances repose sur la comparaison de ces loteries, à l'aide des instruments de dominance stochastique, en prêtant une attention particulière aux problèmes d'inférence statistique. Nous retenons la démarche suivante : si deux loteries de revenu conditionnelles à des milieux d'origine distincts ne peuvent être classées à l'aide des instruments usuels de dominance stochastique, alors nous admettrons qu'il y a égalité des chances entre ces deux milieux. Cette méthodologie, identique à celle adoptée dans Lefranc, Pistolesi et Trannoy (2004), nous permet d'une part de proposer une définition de l'égalité des chances qui s'appuie sur les instruments les plus solides de la mesure de risque. Cette définition présente d'autre part l'avantage d'ouvrir naturellement vers les instruments classiques de l'analyse des inégalités comme la courbe de Lorenz ou la courbe de Lorenz généralisée. Toutefois, il faut être conscient que cette définition peut conduire à un classement en général incomplet des distributions.

L'analyse des relations de dominance à partir de données d'enquête suppose de recourir à des techniques d'inférence statistique particulières qui relèvent d'une littérature théorique récente et en rapide évolution. Elle prend appui sur des résultats récents dus à Davidson et Duclos (2000) qui unifient les procédures de tests de dominance (pour n'importe quel ordre de dominance) et permettent, par l'absence d'hypothèse paramétrique particulière, d'aboutir à des conclusions statistiques plus solides. Nous mettons en œuvre la même méthodologie que dans Lefranc, Pistolesi et Trannoy (2004) et nous renvoyons donc le lecteur à cet article pour toute précision concernant l'inférence statistique.

L'un des inconvénients de l'approche que nous venons d'esquisser est qu'en se concentrant sur les inégalités entre différents milieux d'origine, elle laisse dans l'ombre l'inégalité des chances qui peut exister au sein de ces groupes d'origine imparfaitement homogènes. Or l'analyse de régression montre qu'une différence même ténue de revenu entre ascendants a un impact significatif sur le revenu des descendants. Approche discrète et approche continue de l'inégalité des chances doivent donc être menées de concert. Nous proposons une approche complémentaire qui s'appuie sur une représentation continue de l'effet des circonstances sur le revenu individuel et mobilise un indice d'inégalité des chances.

Cet article s'articule autour de deux parties. La première partie met en œuvre l'approche discrète de l'égalité des chances dans l'obtention du revenu et repère l'inégalité des chances à travers des tests de dominance. La seconde partie utilise le caractère continu de la variable revenu pour proposer une analyse de décomposition de l'évolution de l'inégalité des chances à partir d'un indice d'inégalité, la différence logarithmique moyenne. Les deux approches sont susceptibles d'engendrer des résultats différents. Ainsi chez Lefranc, Pistolesi et Trannoy (2004), on est capable de conclure à une réduction de l'inégalité des chances lorsqu'on compare les destinées des fils selon la catégorie sociale de leur père à partir d'une analyse de dominance, alors que Lefranc et Trannoy (2005) conclut à une stabilité de l'inégalité des chances à partir d'une analyse de régression. C'est aussi l'un des enjeux de cet article que de savoir si ces différences de résultat sont le fruit de différences d'approche ou de différences dans la variable, CSP ou revenu, permettant de définir les circonstances individuelles.

La section 2 présente les données à partir desquelles les deux approches sont mises en œuvre. La section 3 développe l'analyse de dominance. La section 4 utilise l'analyse de regression pour mesurer l'égalité des chances. La section 5 discute les différences de résultats obtenus avec ces deux approches et conclut.

2 Données utilisées

Pour mesurer l'inégalité des chances de revenus conditionnellement au revenu du milieu d'origine, on souhaiterait observer à la fois les revenus des individus et ceux de leurs ascendants. De telles données n'existent pas pour la France : dans les enquêtes disponibles, on observe seulement les revenus des individus eux-mêmes. Il est toutefois possible de surmonter cette limite en utilisant des enquêtes qui renseignent à la fois le revenu des individus et certaines caractéristiques socio-démographiques de leurs ascendants, corrélées au revenu (par exemple le niveau d'éducation ou la catégorie socio-professionnelle). A partir de ces caractéristiques on peut en effet prédire le revenu des ascendants. Pour cela, on utilise un échantillon auxiliaire représentatif de la population des ascendants, pour lequel on observe ces mêmes caractéristiques et les revenus. On estime une équation de gain en régressant le revenu sur les caractéristiques socio-démographiques disponibles dans l'enquête. Pour chaque individu, on prédit alors le revenu de ses ascendants à partir de cette équation et des caractéristiques déclarées de ses ascendants. On s'intéressera uniquement au revenu du père de l'individu.

2.1 Les enquêtes Formation-Qualification-Profession (FQP)

Les données proviennent de l'enquête FQP réalisée par l'INSEE. Nous utilisons ici les vagues réalisées en 1964, 1977, et 1993. Toutes les vagues, à l'exception de 1993, reposent sur un échantillon stratifié de la population française en âge de travailler et les taux d'échantillonnage varient d'une strate à l'autre. Les résultats présentés sont donc pondérés par les fréquences d'échantillonnage.[3]

Les individus présents dans l'enquête sont interrogés sur leur formation scolaire, leur qualification, leur profession, leur secteur d'activité, ainsi que sur le montant de leur rémunération salariale annuelle au cours de l'année précédant l'enquête[4]. Pour toutes les vagues, à l'exception de 1964, on dispose aussi du nombre de mois travaillés, à temps partiel et à temps complet, au cours de la même période. Par contre, les revenus d'activité ne

[3] La prise en compte des pondérations est d'autant plus justifiée, dans notre cas, que nous cherchons à estimer la distribution de salaires.

[4] En 1964, le montant exact du revenu salarial n'est pas déclaré et on connaît l'intervalle de salaire perçu (l'enquête distingue 9 tranches de salaire). Les estimations pour cette année utilisent donc une méthode de régression par intervalle.

sont disponibles que pour les individus salariés.

Les données enregistrent la situation familiale des individus enquêtés (statut matrimonial, nombre d'enfants). Par ailleurs, les vagues 1977 à 1993 fournissent aussi une description détaillée du milieu d'origine, qui comprend notamment le niveau de formation scolaire du père, sa profession (code à 2 chiffres), le statut public ou privé de l'emploi qu'il occupait, ainsi que la région de résidence des parents de l'individu.[5]

Dans toutes les vagues, le niveau d'éducation est enregistré à partir d'une nomenclature à dix niveaux qui distingue enseignement général et enseignement technique et professionnel. Différentes nomenclatures d'éducation et de profession ont été utilisées au cours des cinq vagues d'enquêtes et nous avons donc procédé à un recodage des données dans une nomenclature homogène.[6]

2.2 Sélection des échantillons

Notre analyse repose sur deux séries d'échantillons : les échantillons principaux (ou échantillons de descendants) à partir desquels on mesure l'étendue de l'inégalité des chances ; des échantillons auxiliaires d'ascendants qui permettent de prédire les revenus des pères des individus des échantillons principaux.

Les échantillons de descendants proviennent des vagues 1977 et 1993 des enquêtes FQP. Pour chaque vague, nous nous restreignons aux individus âgés de 30 à 40 ans au moment de l'enquête et déclarant être chef de ménage ou conjoint du chef de ménage. Nous excluons les individus dont le rang de naissance est supérieur à 3, afin de limiter l'intervalle d'âge admissible des pères des individus de notre échantillon des descendants (voir ci-dessous). Dans la mesure où nous n'observons les revenus d'activité que pour les salariés, nous excluons aussi les indépendants et les descendants d'indépendants. Enfin, les individus déclarant des revenus salariaux dont la valeur est inférieure à la moitié du salaire minimum sont exclus de notre échantillon.

Les échantillons auxiliaires proviennent des vagues 1964 et 1977 de l'enquête FQP. La

[5] Ces informations sont déclarées *a posteriori* par l'enquêté et font référence à la date de fin d'études de l'individu.

[6] La profession est recodée en utilisant la classification Erikson and Goldthorpe (1992) de statut social. Le niveau d'éducation est recodé en utilisant une nomenclature à huit postes.

vague 1964 (respectivement 1977) est utilisée pour prédire le revenu du père des individus de la vague 1977 (respectivement 1993).[7] Nous nous restreignons aux hommes, chefs de ménage, salariés et père d'au moins un enfant au moment de l'enquête. Par ailleurs, nous ne retenons que les individus qui étaient âgés de 25 à 30 ans au moment de la naissance des individus des échantillons principaux[8]

2.3 Principales variables

L'analyse développée dans cet article se concentre sur deux variables : la variable de résultat, mesurée par le salaire équivalent temps-plein de l'individu et la variable de circonstance, définie par le salaire prédit de son père. Le salaire équivalent temps-plein est défini à partir du salaire annuel déclaré en tenant compte du nombre de mois travaillés à temps partiel et à temps complet au cours de la période de référence. Il constitue donc une mesure de la *capacité* de gain de l'individu, sur le marché du travail, plus que de son revenu effectif. D'autre part les revenus des descendants sont apurés des effets de l'âge. Dans toute l'analyse suivante ces revenus salariaux sont normalisés par le salaire moyen.

Le salaire du père de l'individu est prédit à partir de quatre caractéristiques observables, déclarées dans les échantillons principaux : le niveau d'éducation, la catégorie socio-professionnelle, l'appartenance au secteur public et le lieu de résidence[9] du père. Le tableau 11, en annexe, donne les résultats des estimations servant à prédire le revenu du père. Devoir recourir au salaire prédit plutôt qu'au salaire effectivement perçu est en réalité moins gênant qu'il peut sembler. Le salaire effectif incorpore en effet des éléments transitoires qui sont peu reliés au revenu permanent qui caractérise le milieu d'origine d'un individu. Au contraire les différences de revenu liées à des différences d'éducation ou de catégorie socio-professionnelle sont plus durable et caractérisent mieux les circonstances auxquelles est soumis un individu.

Une fois le salaire du père estimé, nous testons l'égalité des chances en France et son

[7] Les caractéristiques socio-démographiques du père déclarées par l'individu font référence au moment de la fin des études de l'individu.

[8] L'âge moyen des pères à la naissance du premier enfant, dans nos échantillons, est proche de 27 ans. Comme les individus des échantillons principaux sont âgés de 30 à 40 ans à la date d'enquête, on se restreint donc, pour un échantillon auxiliaire de la vague d'enquête v servant à prédire les revenus des ascendants d'individus issus de la vague d'enquête v', aux individus dont l'âge est compris dans l'intervalle $[30+25-v+v', 40+30-v+v']$.

[9] On inclut une indicatrice de résidence en Île-de-France et une indicatrice de résidence en zone rurale.

évolution entre 1977 et 1993 à partir de deux approches complémentaires. La première est mise en œuvre dans la section suivante, la seconde dans la section 4.

3 Approche discrète : égalité des chances et dominance stochastique

Une distinction classique traverse la théorie du choix social, qui sépare critères d'équité et préordres sociaux. Les premiers donnent des conditions qui définissent une situation équitable alors que les seconds fournissent des critères pour classer des états sociaux. Nous proposons ici un critère d'équité[10] à partir de concepts de dominance[11]. Puis nous présentons les résultats obtenus en appliquant ce critère d'équité aux données FQP de 1977 et 1993.

3.1 Une définition à l'aide des concepts de dominance stochastique

Le milieu social est représenté par une variable discrète notée s, $s \in S = \{1, \ldots, \overline{s}\}$. Le décideur social doit être en mesure de définir des préférences sur S. Le revenu du descendant est défini comme une variable continue x sur $\mathbb{R}_+$. La fonction de répartition du revenu du descendant x sachant s est notée $F(x \mid s)$.

Plaçons nous dans le cas hypothétique d'une personne qui aurait à choisir son milieu de naissance avant d'être né. La meilleure chose qu'elle puisse faire est de comparer ces fonctions de répartition conditionnelles. Sa préférence sur S sera déterminée par la comparaison des distributions conditionnelles, qui font partie de l'ensemble des distributions de probabilité sur la droite réelle positive. Les propriétés des préférences sur cet ensemble déterminent celles sur S. Nous faisons l'hypothèse que le décideur social accepte le critère de dominance stochastique au premier ordre (SD_1) et au second ordre (SD_2).

[10] Benabou and Ok (2001) se concentrent sur des classements de processus de mobilité, quand notre intérêt se porte sur une définition de l'égalité des chances.

[11] Van de Gaer (1993) avait déjà proposé de s'appuyer sur des critères de dominance stochastique pour définir l'égalité des chances. Voir Lefranc *et alii* (2006) pour une justification plus approfondie des critères d'égalité des chances définis à partir des concepts de dominance stochastique.

Definition *L'origine sociale s* SD_1*-domine l'origine sociale* s' $(s \succeq_{SD_1} s')$ *ssi :*

$$F(x \mid s) \leq F(x \mid s') \ \forall x \in \mathbb{R}_+$$

La dominance stricte $(s \succ_{SD_1} s')$ exige qu'il existe au moins un x tel que $F(x \mid s) < F(x \mid s')$. Il est bien connu qu'avec la théorie de l'espérance d'utilité (EUT), tout décideur qui préfère plus à moins (sa fonction d'utilité de VNM est croissante en x) ne choisira jamais une distribution dominée selon la SD_1. Même si quelques expériences de laboratoire montrent des violations de la SD_1 (voir par exemple, Birnbaum et Navarette (1998)), un large accord s'est fait parmi les spécialistes de la théorie de la décision (voir, par exemple Starmer (2000)) pour penser que toute théorie satisfaisante de la décision devait accepter le critère de dominance stochastique d'ordre 1, aussi désigné sous le nom de propriété de monotonie[12]. De plus, Martinez *et alii* (2001) la considèrent comme une propriété que devrait posséder toute mesure d'égalité des chances.

L'application du critère de dominance stochastique d'ordre 1 détermine un préordre sur S. Les milieux sociaux non-dominés sont définis pour la relation binaire $\succeq_{SD_1}$comme

$$P_1 = \{s \in S \mid \nexists s' \in S \text{ tel que } s \succ_{SD_1} s'\} \tag{1}$$

Un préordre moins partiel correspondant à l'aversion au risque peut être mis en œuvre quand les fonctions cumulées intersectent.

Definition *L'origine sociale s* SD_2*-domine l'origine sociale* s' $(s \succeq_{SD_2} s')$ *ssi :*

$$\int_0^x F(y \mid s)dy \leq \int_0^x F(y \mid s')dy \ \forall x \in \mathbb{R}_+ \tag{2}$$

Dans le cadre de la théorie de l'utilité espérée, la distribution dominante selon la SD_2 est préférée à la distribution dominée par tout agent qui éprouve de l'aversion au risque (sa fonction d'utilité est croissante et concave en x). Machina (1982)[13] prouve que le respect de la SD_2 n'est pas le seul fait de modèles satisfaisant l'axiome d'indépendance. Ainsi, il démontre que si une préférence à valeurs réelles définie sur l'ensemble de toutes les

[12] Voir Starmer (2000) p.335.

[13] Voir Chew and Mao (1995) pour une extension.

distributions de probabilité est régulière, alors le respect de la SD_2 (attribuer une plus grande utilité à une distribution dominante selon la SD_2 qu'à une distribution dominée) est satisfaite si localement la fonction d'utilité est toujours concave en x. Le point que nous voulons mettre en avant ici est que notre définition de l'égalité des chances n'implique en aucune manière l'acceptation par le décideur des axiomes de la théorie de l'utilité espérée.

Shorrocks (1983) a démontré que la dominance à l'ordre 2 est équivalente à la dominance pour la courbe de Lorenz généralisée, plus précisément

$$\forall x \in \mathbb{R}_+ \quad s \succeq_{SD_2} s' \quad \Leftrightarrow \quad \forall p \in [0,1] \quad GL_{F(.|s)}(p) \geq GL_{F(.|s')}(p) \tag{3}$$

avec $GL_{F(.|s)}(p)$, la valeur de la courbe de Lorenz généralisée en p pour la distribution $F(. \mid s)$.

L'ensemble des milieux sociaux non-dominés pour $\succ_{SD_2}, P_2$, se définit d'une manière similaire à P_1. Etant donné que SD_2 est un critère moins partiel que SD_1, $P_2 \subseteq P_1$. Nous proposons d'identifier l'égalité des chances à une situation où il n'existe pas de milieux sociaux dominés pour la dominance stochastique à l'ordre 2, c'est à dire

Definition L'égalité des chances au sens faible est obtenue lorsque $P_2 \equiv S$.

En d'autres termes, cela signifie que pour tous s et s' appartenant à S, il existe x et x' appartenant à $\mathbb{R}_+$ tels que

$$\int_0^x F(y \mid s)dy \geq \int_0^x F(y \mid s')dy \text{ et } \int_0^{x'} F(y \mid s')dy \geq \int_0^{x'} F(y \mid s)dy \tag{4}$$

$$\text{et si } \exists x \in \mathbb{R}_+ \text{ tel que} \int_0^x F(y \mid s)dy > \int_0^x F(y \mid s')dy \tag{5}$$

$$\text{alors } \exists x' \in \mathbb{R}_+ \text{ tel que} \int_0^{x'} F(y \mid s)dy > \int_0^{x'} F(y \mid s')dy. \tag{6}$$

Cette definition de l'égalité des chances admet l'égalité des distributions conditionnelles comme cas particulier, c'est à dire le fait que

$$F(x \mid s) = F(x \mid s') \; \forall x \in \mathbb{R}_+.$$

Une telle situation décrit une situation d'égalité des chances au sens fort. C'est le concept retenu par Roemer (2004) et elle apparaît comme une définition concurrente de l'égalité des chances au sens faible. Une telle situation sera rarement observée en pratique. Une manière de rendre l'objectif plus accessible est bien de se contenter de l'égalité des chances au sens faible. En outre, se restreindre à cette seule notion d'égalité forte ne permettrait pas de distinguer, lorsque deux distributions conditionnelles ne sont pas égales, les cas où l'on ne peut pas établir de classement des distributions et ceux où un classement peut être opéré, alors même que ces deux situations diffèrent profondément, du point de vue de l'inégalité des chances. L'un des avantages de notre critère d'égalité des chances, défini comme absence de dominance, est, au contraire, de permettre de distinguer ces situations.

Il est à noter que notre critère n'implique pas l'égalité des moyennes conditionnelles (critère de Van de Gaer(1993)). Roemer pose que les disparités de réussite pour une CS d'origine donnée sont uniquement dues aux différences d'effort, une interprétation dont notre analyse est absente. Roemer demande que les déciles des distributions conditionnelles soient égaux, une exigence que ne respecte pas non plus le critère faible. Le critère d'égalité des chances au sens fort respecte lui les conditions de Van de Gaer et de Roemer.

Notons pour finir que comparer des distributions conditionnelles centrées à leur moyenne peut avoir également un sens si l'on souhaite comparer les loteries, du seul point de vue du risque, et indépendamment de leurs rendements respectifs. On utilisera alors le critère des courbes de Lorenz pour effectuer cette comparaison. D'une manière équivalente, le résultat de cette comparaison nous renseigne sur le caractère plus ou moins inégalitaire des distributions conditionnelles. En notant $L_{F(.|s)}(p)$ l'ordonnée de la courbe de Lorenz en p, pour la distribution conditionnelle $F(. \mid s)$, nous dirons que la loterie associée au groupe s est moins risquée que celle du groupe s' si :

$$\forall p \in [0,1], \quad L_{F(.|s)}(p) \geq L_{F(.|s')}(p)$$

Afin de mettre en œuvre ces critères d'égalité des chances, il est nécessaire de construire des types représentant l'ensemble des individus bénéficiant des mêmes circonstances. La section suivante explique comment nous procédons.

3.2 La partition en différentes circonstances

Pour procéder à l'analyse de dominance qu'implique notre définition de l'égalité des chances, il est nécessaire de regrouper les individus par classe de revenu du père. Une première solution consiste à regrouper les individus par quantile de revenu de leur père. On obtient alors, pour chaque vague d'enquête, une partition relative ordinale de la circonstance "revenu du père". Ceci revient à considérer que l'avantage ou le désavantage que subissent les individus dépend uniquement du *rang* de leur père dans la distribution de revenus. A l'opposé, on peut penser que les circonstances ne dépendent pas du rang mais du *niveau* de revenu familial. Si tel est le cas, les changements de l'inégalité de revenu au sein du groupe des pères risquent de limiter la comparabilité au travers du temps des groupes d'origine sociale définis de façon relative. On peut alors souhaiter mettre en œuvre une partition cardinale tenant mieux compte des montants de revenu perçus par les ascendants.

Dans la suite de l'article, nous adoptons ces deux approches. Les valeurs des centiles servant à définir la partition ordinale des milieux d'origine sont données dans le tableau 1. Dans la définition de ces classes, on a cherché à obtenir des groupes d'origine sociale de taille suffisante pour mettre en œuvre les tests non-paramétriques de dominance stochastique. Entre la vague des descendants de 1977 et celle de 1993, on observe une réduction de la dispersion des salaires prédits des pères : l'intervalle des valeurs observées, exprimé en multiples du salaire moyen, passe de [.377,3.1673] [.538,2.569].

La seconde partition est définie à partir de la valeur du salaire du père relativement au salaire moyen de la population des pères considérée : un groupe d'origine sociale est alors constitué des individus dont le père percevait un salaire (prédit) compris entre x fois et y fois le salaire moyen de l'année considérée. On maintient autant que possible[14] les bornes x et y inchangées quelque soit la vague d'enquête considérée. Pour définir notre seconde partition de l'ensemble des milieux d'origine, on utilise pour bornes les valeurs du salaire (exprimées en multiples de la moyenne) servant à définir la partition relative ordinale de 1993. Pour cette vague, les deux partitions coïncident donc par construction. Les individus

[14]Il se peut qu'il n'ait pas une correspondance parfaite des bornes entre les deux dates, en raison du caractère discret des distributions, ce dont témoigne les légères différences de tranches dans le tableau 1 pour la définition cardinale.

TAB. 1 – Définition des groupes d'origine sociale

Classe d'origine sociale	définition ordinale						
		1977			1993		
	centiles	x_{inf}	x_{moy}	x_{sup}	x_{inf}	x_{moy}	x_{sup}
C1	[1,15]	.377	.499	.555	.538	.635	.687
C2	[16,35]	.556	.652	.699	.701	.734	.777
C3	[36,55]	.704	.775	.839	.781	.833	.867
C4	[56,70]	.843	.949	1.033	.869	.958	1.028
C5	[71,85]	1.034	1.223	1.443	1.031	1.153	1.367
C6	[86,100]	1.450	2.163	3.167	1.388	1.903	2.569

	définition cardinale				
		1977		1993	
	$[x_{inf}, x_{sup}]$	centiles	x_{moy}	centiles	x_{moy}
C1	[538, 700]	[8, 22]	.652	[1,15]	.635
C2	[701,780]	[24,35]	.751	[16,35]	.734
C3	[781,868]	[38,43]	.822	[36,55]	.833
C4	[869,1.030]	[46,65]	.952	[56,70]	.958
C5	[1.031,1.387]	[67,84]	1.145	[71,85]	1.153
C6	[1.388,2.569]	[87,97]	1.840	[86,100]	1.903

Note : x_{inf}, x_{sup} et x_{moy} désignent respectivement les valeurs limites et la valeur moyenne des groupes d'origine sociale, exprimées en fraction du salaire moyen prédit des pères.

en 1977 ayant un salaire du père inférieur au seuil plancher[15] de 1993 sont éliminés, ainsi que ceux ayant un salaire du père supérieur au salaire maximum de 1993. Au total, 442 observations ont été supprimées en 1977, soit environ 11% de l'échantillon initial, 8% des individus du bas de la distribution, 3% des individus dans le haut. Le tableau 1 résume les différences entre les groupes suivant les deux approches.

La plupart des analyses de l'égalité des chances retiennent un conditionnement par la catégorie socio-professionnelle ou par le niveau d'éducation des ascendants. La table 2 permet de comparer notre partition à celle généralement retenue dans la littérature[16]. On constate que les groupes d'origine définis en fonction du revenu du père sont très proches des groupes que l'on pourrait constituer à partir de la seule information sur la CSP du père, et en particulier des groupes utilisés dans Lefranc *et alii* (2004). Les individus des deux premiers groupes sont quasiment tous enfants d'ouvriers. Ceux des groupes (C3) et (C4) sont pour un tiers des enfants de professions intermédiaire ou d'employés. Enfin les groupes

[15] En écart à la moyenne.

[16] Le tableau est établi pour la partition cardinale. La partition ordinale ne change que très légèrement les résultats.

TAB. 2 – Composition par CSP du père des groupes d'origine sociale

	1977						1993					
	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C1	C2	C3	C4	C5	C6
Cadres	0.0	0.0	0.0	0.0	1.7	80.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	74.6
Prof Interm	0.0	0.0	0.0	26.6	85.0	19.1	0.0	0.0	0.0	39.9	84.2	23.7
Employés	3.4	28.9	39.2	36.1	3.5	0.0	2.7	16.3	29.0	33.7	12.2	0.0
Ouvriers	96.6	71.1	60.8	37.2	9.8	0.0	97.3	83.7	71.0	26.3	3.6	0.0

Composition des groupes en fonction de la csp du père. La partition retenue est la partition cardinale. En pourcentage. Exemple : en 1977, 96.6% des individus du groupe (C1) ont un ascendant ouvrier.

(C5) (respectivement (C6)) sont constitués majoritairement de descendants de professions intermédiaires (respectivement de cadres). En outre, sur la période, la composition des groupes change très peu, ce qui exclut toute explication des évolutions observées à partir d'une modification de la composition par CSP des groupes d'origine sociale retenus.

La section suivante applique notre définition de l'égalité des chances, au conditionnement par la partition ordinale. La section 3.4 exploite la partition cardinale.

3.3 Approche ordinale : vers moins d'inégalité des chances ?

TAB. 3 – Tests de dominance stochastique - Approche ordinale

	1977						**1993**					
	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C1	C2	C3	C4	C5	C6
C1	-	$=$	$<_1$	$<_1$	$<_1$	$<_1$	-	$=$	?	$<_1$	$<_1$	$<_1$
C2	-	-	$<_1$	$<_1$	$<_1$	$<_1$	-	-	$=$	$<_1$	$<_1$	$<_1$
C3	-	-	-	$<_1$	$<_1$	$<_1$	-	-	-	$<_1$	$<_1$	$<_1$
C4	-	-	-	-	?	$<_1$	-	-	-	-	$=$	$<_1$
C5	-	-	-	-	-	$<_1$	-	-	-	-	-	?

Revenu equivalent temps plein. Lecture : $=$: Les distributions en ligne et en colonne sont égales à 5%. $>_1$: la distribution en ligne domine la distribution en colonne à 5% à l'ordre un.

Les graphiques A et B de la figure 1 représentent les distributions de revenu des descendants, conditionnellement au milieu d'origine défini à l'aide de la partition ordinale des valeurs du revenu du père. En 1977, le classement des groupes correspond à la hiérarchie des salaires des ascendants. En effet, les distributions sont classées dans l'ordre de (C1) à (C6) de manière assez nette. Il est presque toujours préférable d'être issu d'un milieu social plus favorisé. Seules deux comparaisons, à l'œil nu, ne permettent pas de classer les groupes sociaux. La distribution des plus défavorisés (C1) coupe assez nettement celle du second groupe. En outre, la distribution du groupe 4 est très proche de celle du groupe 5 sauf dans les queues de distributions où les très hauts et les très bas salaires de ces milieux sociaux se distinguent. Les résultats des tests (tableau 3) confirment ces observations. Un ordre strict entre les groupes est observé sauf pour les groupes (C1) et (C2) qui sont statistiquement jugés égaux à 5%, et pour les groupes (C4) et (C5) qui sont non-comparables. En 1977 les enfants les plus privilégiés se distinguent nettement du reste de la population. L'inégalité des chances liée a cette mesure relative apparaît forte.

En 1993, le graphique 1 fournit un classement plus ambigu. D'une part, les milieux (C1), (C2) et (C3) sont beaucoup plus proches. D'autre part, la distance entre les milieux (C4), (C5) et (C6) parait plus ténue. A nouveau les tests statistiques du tableau 3 confirment ces remarques, puisque les trois premiers milieux sociaux sont soit non-comparables, soit égaux entre eux. En outre, les tests concluent à l'égalité dans la comparaison de (C4) et (C5) et à la non-dominance entre (C5) et (C6). Ce resserrement reflète les résultats déjà obtenus sur les données Budget de Familles sur la même période avec un conditionnement par rapport à la CSP dans Lefranc *et alii* (2004). En définitive si les tests concluent le plus souvent à l'inégalité des chances sur les deux vagues (86% des cas en 1977, et 66% en 1993), ce chiffre en diminution sur la période, fait place dans 20% des cas à une égalité des chances forte et dans 13% des cas (2 comparaisons sur 15) à une non-comparabilité des distributions conditionnelles.

L'analyse précédente part du principe qu'un même rang dans la distribution de salaire du père engendre la même inégalité des chances en 1977 et en 1993. Or cette hypothèse est contestable. En effet, l'évolution de la distribution des salaires des pères au cours de la période n'est pas sans conséquence sur cette appréciation de l'inégalité des chances. La décroissance des inégalités salariales depuis les années 80, conduit de fait à ce qu'un même rang dans la distribution se traduise par un écart au revenu moyen moins important. La section suivante reprend la même analyse en se focalisant sur les écarts au revenu moyen, à l'aide de la partition cardinale.

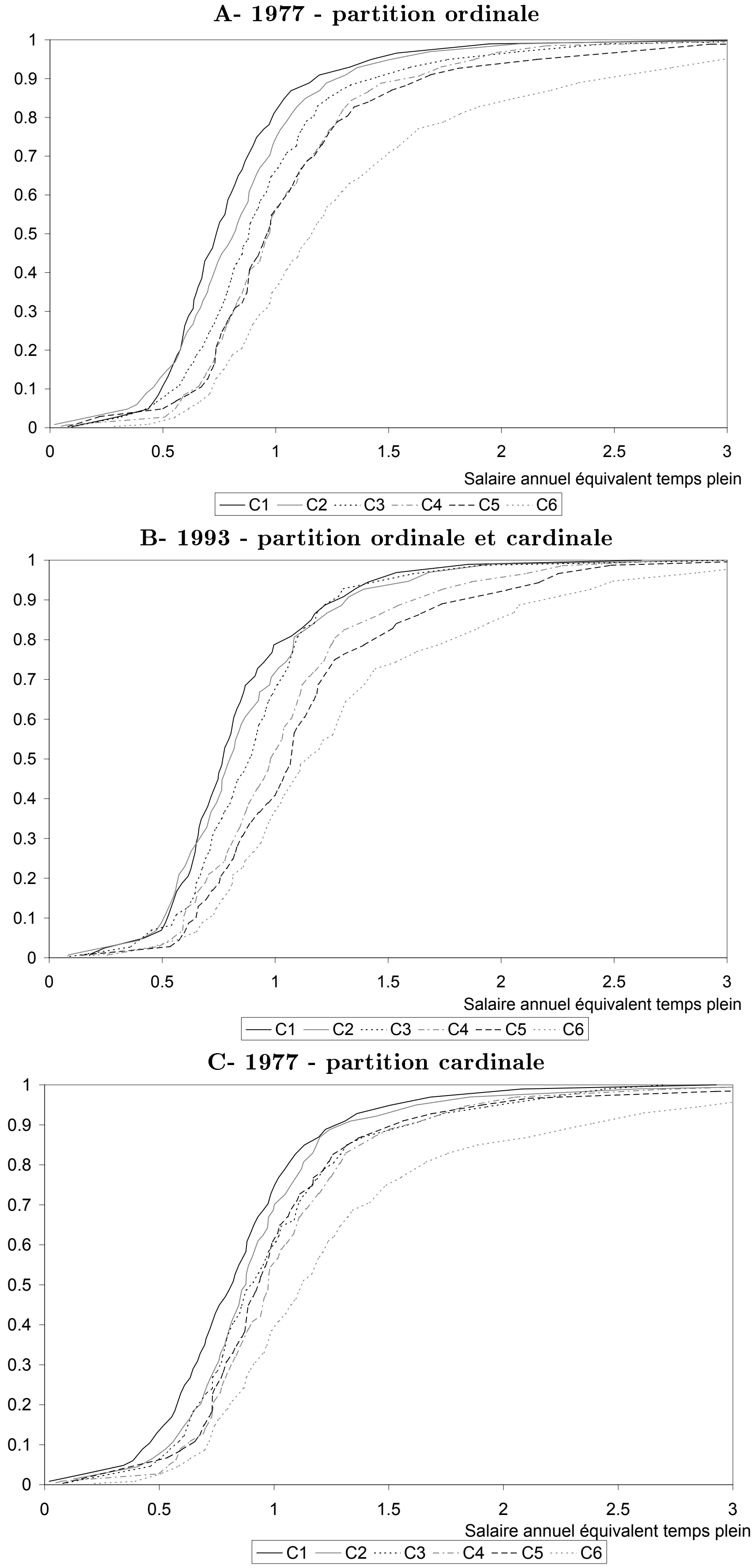

FIG. 1 – Distributions de revenu conditionnelles - mesure relative de l'inégalité des chances

TAB. 4 – Tests de dominance stochastique - Approche cardinale

	1977						**1993**					
	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C1	C2	C3	C4	C5	C6
C1	-	=	$<_1$	$<_1$	$<_1$	$<_1$	-	=	?	$<_1$	$<_1$	$<_1$
C2	-	-	=	$<_1$	=	$<_1$	-	-	=	$<_1$	$<_1$	$<_1$
C3	-	-	-	=	=	$<_1$	-	-	-	$<_1$	$<_1$	$<_1$
C4	-	-	-	-	=	$<_1$	-	-	-	-	=	$<_1$
C5	-	-	-	-	-	$<_1$	-	-	-	-	-	?

Revenu equivalent temps plein. Lecture : = : Les distributions en ligne et en colonne sont égales à 5%. $>_1$: la distribution en ligne domine la distribution en colonne à 5% à l'ordre un.

3.4 Approche cardinale : une inégalité constante sur la période

Les graphiques B et C de la figure 1 représentent les distributions de revenu des descendants, conditionnellement au milieu d'origine défini à l'aide de la partition cardinale des valeurs du revenu du père. Les résultats des tests de dominance apparaissent dans le tableau 4. Pour 1977, on observe un resserrement des distributions conditionnelles lorsqu'on passe de l'approche ordinale à l'approche cardinale. Alors que dans l'approche ordinale, la hiérarchie des groupes est assez transparente, avec l'approche cardinale, les distributions des milieux sociaux sont très proches sauf pour les groupes (C1) et (C6) qui s'écartent légèrement du reste de l'échantillon. Ces différences visuelles sont confirmées par les tests, puisque l'on conclut 6 fois (sur 15) à l'égalité avec l'approche cardinale au lieu d'une seule fois avec l'approche ordinale en 1977.

Par définition, pour 1993, approches ordinale et cardinale coïncident et les résultats sont identiques à ceux déjà discutés. On conclut à une inégalité assez forte sauf entre les 3 premiers groupes d'une part et les deux derniers groupes d'autre part. Avec l'approche cardinale, le nombre de fois où l'on conclut à l'égalité des chances passe de 40% à 20% de ces comparaisons entre 1977 et 1993. Si bien qu'au lieu de conclure à un resserrement des distributions conditionnelles, cette fois-ci on conclut à une certaine stabilité, voire une augmentation, de l'inégalité des chances. Au final, approche absolue et approche relative renvoient un message contradictoire. Les sections 4, et 5 expliquent cette contradiction.

3.5 Risque et rendement des distributions

On représente le risque en centrant chaque distribution conditionnelle sur sa moyenne, c'est-à-dire en utilisant les courbes de Lorenz. On efface donc les inégalités moyennes entre groupes. Les tests de dominance de Lorenz suivent une méthodologie identique aux tests de dominance stochastique. Le tableau 5 présente les résultats pour l'approche ordinale[17]. On constate que sur les deux vagues, une seule comparaison donne lieu à une relation de dominance. Le reste des tests conclue à l'égalité dans 2 cas sur 3. Les différences de risques sont faibles, ce qui confirme les résultats de Lefranc, Pistolesi et Trannoy (2004) sur d'autres données françaises.

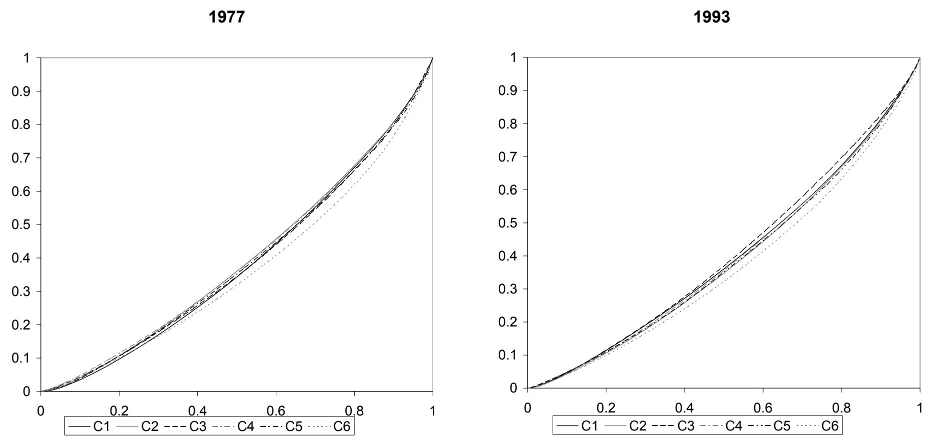

FIG. 2 – Courbes de Lorenz de distributions conditionnelles

Comme les risques sont peu différents, on peut étudier l'évolution des moyennes conditionnelles. Le tableau 6 indique que l'écart de revenus moyens entre groupes a diminué sur la période. Avec l'approche ordinale, le salaire moyen des individus les plus privilégiés est plus de 4 fois supérieur au salaire moyen des plus défavorisés en 1977. L'écart n'est plus que de 3 fois en 1993, soit une baisse d'un tiers. On peut remarquer que cette diminution confirme celle qui avait été observée en termes de revenu disponible sur les données Budget de Famille. Elle est d'une ampleur un peu plus forte que celle entre les fils de cadres et d'ouvriers, en revenu disponible avant impôts et transferts (cf Lefranc *et alii* (2004) tableau 4 page 70). La réduction de l'écart moyen est décroissante, le long de la distribution

[17]Des résultats équivalents sont obtenus pour l'approche cardinale.

TAB. 5 – Tests de dominance de Lorenz

	1977						1993					
	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C1	C2	C3	C4	C5	C6
C1	-	=	=	=	?	?	-	=	=	=	=	?
C2	-	-	=	<	?	?	-	-	?	=	=	?
C3	-	-	-	=	=	?	-	-	-	=	?	?
C4	-	-	-	-	=	=	-	-	-	-	=	=
C5	-	-	-	-	-	=	-	-	-	-	-	=
C6	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Revenu equivalent temps plein. Lecture : = : Les courbes de Lorenz en ligne et en colonne sont égales à 5%. > : la courbe de Lorenz en ligne domine la courbe de Lorenz en colonne à 5%.

TAB. 6 – Evolution des revenus moyens conditionnels

	Approche ordinale		Approche cardinale	
(C6)/(C1)	4.33	3.00	2.82	3.00
(C6)/(C2)	3.32	2.59	2.45	2.59
(C6)/(C3)	2.79	2.28	2.24	2.28
(C6)/(C4)	2.28	1.99	1.93	1.99
(C6)/(C5)	1.77	1.65	1.61	1.65

En 1977, un descendant du groupe (C6) à un salaire moyen plus de 4 fois supérieur au salaire moyen du groupe (C1).

de revenu. Par contre, par définition, l'approche cardinale livre un verdict différent puisque les limites de tranches sont identiques : les ratios de revenus moyens n'évoluent pas sur la période. L'opposition de résultats entre l'approche ordinale et cardinale suggère une voie de recherche importante : il convient de cerner le rôle du degré d'inégalité de circonstances (qui est égale à l'inégalité des résultats de la génération précédente) et du processus de transmission de l'inégalité dans la constitution de l'inégalité des chances et son évolution. La section suivante développe cette analyse.

4 L'approche continue : des décompositions de l'inégalité des chances

Nous développons maintenant une approche complémentaire de l'inégalité des chances. Celle-ci repose sur une représentation continue du processus de transmission intergénérationnelle des inégalités. Notre objectif est à la fois de mesurer l'inégalité des chances à l'aide d'un indice et de décomposer son évolution à l'aide de méthodes de régression.

Combiner mesure scalaire de l'inégalité et analyse de régression n'est pas chose aisée. Pour ce faire, on utilise souvent comme indice la variance des logarithmes, qui est bien appréciée des économètres mais qui l'est peu des spécialistes de la mesure des inégalités. En effet cet indicateur n'est pas cohérent avec le critère de Lorenz. Il se peut qu'il indique une baisse des inégalités alors même que la courbe de Lorenz indique une augmentation ou vice-versa (Ok et Foster (1999)). Pour rester cohérent avec le début de l'article, nous choisissons un indice d'inégalité qui soit en accord avec le critère de Lorenz[18]. Ainsi les résultats seront certes dépendants du choix de l'indice mais ils ne pourront pas entrer en contradiction avec ce qui a déjà été avancé. Parmi les indices d'utilisation courante[19], la classe des indices d'inégalité de l'entropie (Bourguignon (1979), Cowell (1980), Shorrocks (1983)) présente l'avantage d'être additivement décomposable en une somme pondérée d'inégalités intra-groupes et une inégalité inter-groupes mesurée avec le même indice. La répartition des descendants dans des groupes a déjà été effectuée dans la partie précédente et comme nous en avons fait la remarque en introduction, l'approche discrète néglige l'inégalité des chances intra-groupes. L'approche continue permet donc d'apprécier l'importance de cette omission et d'en apprécier la dynamique.

L'exploitation des résultats de l'analyse de régression linéaire menée par Lefranc et Trannoy (2005) sur les mêmes données permet également de mener une analyse de décomposition de l'évolution de l'inégalité des chances à la Oaxaca-Blinder (Oaxaca (1973)). Nous montrons que ces deux analyses de décomposition peuvent être menées de concert avec l'analyse de régression si on choisit, parmi les indices de la famille de l'entropie,

[18]L'écart logarithmique moyen est le seul indice indépendant du pas de décomposition en utilisant la moyenne arithmétique comme revenu représentatif, voir Foster et Shneyrov (2000).

[19]Dans Lefranc *et alii* (2005) nous proposons de mesurer l'inégalité des chances par une extension de l'indice de Gini.

l'écart logarithmique moyen. Cette remarque, inédite dans la littérature sur l'inégalité des chances et, plus généralement, dans la littérature sur les inégalités, constitue l'innovation méthodologique de l'article. Nous commençons par l'exposer avant de la mettre en œuvre sur les données.

4.1 L'inégalité des chances mesurée par l'écart logarithmique moyen

Soient y^f_{it} et y^p_{it} le revenu de l'individu i et de son père à l'instant $t, \overline{y^f_t}, \overline{y^p_t}$, leurs moyennes arithmétiques respectives, a_{it}, l'âge du fils à l'instant t et $\overline{a}_t$ l'âge moyen des fils en t.

A partir des logarithmes des revenus centrés à leur moyenne arithmétique

$$\widetilde{y}^f_{it} = \log \frac{y^f_{it}}{\overline{y^f_t}} \text{ et } \widetilde{y}^p_{it} = \log \frac{y^p_{it}}{\overline{y^p_t}},$$

Lefranc et Trannoy (2005) ont estimé la relation linéaire suivante à chaque vague

$$\widetilde{y}^f_{it} = \alpha_t + \beta_t \widetilde{y}^p_{it} + \gamma_t (a_{it} - \overline{a}_t) + \epsilon_{it}, \tag{7}$$

où ϵ_{it} est un résidu de moyenne nulle, non corrélé avec les explicatives et de variance finie. β_t est l'élasticité revenu intergénérationnelle.

On définit le log du revenu centré à l'âge moyen par

$$\widehat{y}^f_{it} = \alpha_t + \beta_t \widetilde{y}^p_{it} + \epsilon_{it} \tag{8}$$

qui peut encore s'écrire

$$\widehat{y}^f_{it} = \widetilde{y}^f_{it} - \gamma_t (a_{it} - \overline{a}_t). \tag{9}$$

Choisissons pour mesurer l'inégalité chez les fils l'écart logarithmique moyen (*mean logarithmic deviation*) soit

$$I^f_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \log \frac{\overline{y^f_t}}{y^f_{it}} = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \widetilde{y}^f_{it}. \tag{10}$$

Il est immédiat de remarquer que

$$I_t^f = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\widetilde{y}_{it}^f - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\gamma_t(a_{it}-\overline{a}_t) = -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\widehat{y}_{it}^f.$$

En utilisant la relation (8), on écrit

$$I_t^f = -\alpha_t - \frac{1}{n}\beta_t\sum_{i=1}^{n}\widetilde{y}_{it}^p - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\epsilon_{it} = -\alpha_t - \beta_t\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\widetilde{y}_{it}^p$$

d'où

$$I_t^f = -\alpha_t + \beta_t I_t^p. \tag{11}$$

L'inégalité de revenu chez les fils, mesurée par l'écart logarithmique moyen, s'écrit comme une fonction affine de l'inégalité des circonstances mesurée par l'écart logarithmique moyen chez les pères. La constante $-\alpha_t$ s'interprète comme l'inégalité résiduelle s'il n'y avait pas d'inégalité des circonstances, c'est à dire, si tous les ascendants proviennent de la même famille. Dans ce cas, cette constante est égale à la différence des logarithmes des moyennes arithmétiques et géométriques.

Le modèle de régression linéaire, couplé avec l'utilisation de l'écart logarithmique moyen comme indicateur d'inégalité, amène à une expression particulièrement simple de l'inégalité des chances, à savoir :

$$I_{oppt} = \beta_t I_t^p. \tag{12}$$

C'est l'inégalité qui subsisterait si le seul facteur de disparité entre les fils concernait le revenu de leur père. C'est le produit de l'élasticité intergénérationnelle de revenu et de l'inégalité des circonstances. La part que représente l'inégalité des chances dans l'inégalité des résultats est donc donnée par $\frac{\beta_t I_t^p}{I_t^f}$[20]. Dans un régime stationnaire, elle est donc donnée par β_t.

Notons pour mémoire que cette représentation particulièrement simple s'étend natu-

[20] Il faut noter que dans l'application de cette formule à notre cas d'espèce, le revenu des pères est plutôt un revenu permanent alors que le revenu des fils est un revenu courant qui comporte une composante transitoire. L'inégalité du revenu des pères, tel que nous l'avons mesurée, a donc toutes les chances d'être plus petite que l'inégalité du revenu des fils. Par ailleurs, la valeur de l'élasticité tient compte de ce décalage puisque $\beta_t = \frac{cov(y_{it}^f, y_{it}^p)}{var(y_{it}^p)}$

rellement à un modèle où on ajoute une deuxième circonstance, par exemple le revenu de la mère. Avec des notations évidentes,

$$\widetilde{y}_{it}^{m} = \log \frac{y_{it}^{m}}{y_{t}^{m}},$$

on estimerait alors la relation

$$\widetilde{y}_{it}^{f} = -\alpha_t + \beta_t^p \widetilde{y}_{it}^{p} + \beta_t^m \widetilde{y}_{it}^{m} + \gamma_t (a_{it} - \overline{a}_t) + \epsilon_{it}.$$

On obtiendrait alors

$$I_t^f = -\alpha_t + \beta_t^p I_t^p + \beta_t^m I_t^m.$$

L'inégalité des chances est alors donnée par la formule suivante

$$I_{oppt} = \beta_t^p I_t^p + \beta_t^m I_t^m.$$

Elle s'exprime donc comme une somme des inégalités de circonstances pondérée par les élasticités intergénérationnelles de revenu vis à vis du revenu du père et du revenu de la mère.

Décomposition d'Oaxaca de l'inégalité des chances.

Lorsqu'on considère l'évolution de l'inégalité des chances entre deux dates, l'écriture (12) se prête facilement à une décomposition à la Oaxaca-Blinder. L'inégalité des chances varie sous l'effet de deux facteurs, l'élasticité intergénérationnelle de revenu et l'inégalité des circonstances, c'est à dire, l'inégalité de revenu chez les pères. Il n'y a aucune raison de supposer que les deux forces évoluent dans le même sens. La première évalue la force de la transmission intergénérationnelle de la capacité économique tandis que la seconde traduit la disparité des conditions de départ. On obtient deux décompositions jumelles de l'évolution de l'inégalité des chances entre les dates t et t',

$$\Delta I_{oppt} = \Delta\beta_t I_t^p + \Delta I_t^p \beta_{t'} = \Delta\beta_t I_{t'}^p + \Delta I_t^p \beta_t \tag{13}$$

avec $\Delta I_{oppt} = I_{oppt} - I_{oppt'}$ et $\Delta\beta_t$ et ΔI_t^p les écarts correspondants entre t et t'.

Les premiers termes donnent l'impact du changement de l'élasticité intergénérationnelle appliquée à une inégalité des circonstances donnée, soit la valeur initiale soit la valeur terminale. Les seconds termes indiquent l'impact du changement de l'inégalité des circonstances appliquée à une élasticité intergénérationnelle donnée, soit la valeur initiale soit la valeur terminale.

Bien sûr, on peut accompagner cette analyse de décomposition de l'inégalité des chances par une décomposition de l'évolution de l'inégalité des revenus des fils

$$\Delta I_t^f = \Delta \alpha_t + \Delta I_{oppt}$$

Roemer interpréterait la variation de l'inégalité résiduelle comme la variation du résultat de l'effort. Nous nous défendons d'une telle interprétation car le terme résiduel peut encore recouvrir beaucoup de paramètres aux consonances très disparates : chance, effort, préférence et circonstances non-observées non-corrélées avec le revenu du père.

Décomposition intra-groupe et inter-groupe

Jusqu'ici nous avons raisonné sur la population totale. L'un des avantages de l'écart logarithmique moyen est de se prêter à une analyse de décomposition intra-groupe et inter-groupes. Ici, nous considérons des groupes définis à partir de la variable explicative, le revenu du père. Lorsque la circonstance est continue et que la modélisation linéaire de la transmission de l'inégalité du descendant est adaptée aux données, regrouper la population selon les classes de revenu du père n'a pas vraiment de pertinence. Nous avons cependant été amenés à le faire dans la première partie avec les partitions ordinale et cardinale en 6 groupes, essentiellement pour pouvoir capter des phénomènes de transmission intergénérationnelle du risque.

Il importe maintenant d'essayer de mesurer la perte d'information liée à ces partitions. Cette perte d'information peut se lire d'abord en coupe car nous avons ignoré la transmission de la capacité d'engendrer du revenu à l'intérieur de chaque groupe. Plus précisément, les descendants appartiennent à un des groupes j de 1 à 6.

Nous savons qu'avec l'écart logarithmique moyen, l'inégalité des revenus chez les descendants s'obtient comme une somme, pondérée par les poids démographiques des groupes, des inégalités intra-groupes et de l'inégalité inter-groupes.

$$I_t^f = \sum_{j=1}^{6} \frac{n_j}{n} I_{jt}^f + \sum_{j=1}^{6} \frac{n_j}{n} \log \frac{\overline{y_t^f}}{\overline{y_{jt}^f}} = I_{Wt}^f + I_{Bt}^f \tag{14}$$

où

$$I_{jt}^f = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n} \log \frac{\overline{y_{jt}^f}}{y_{ijt}^f} = -\frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n} \widetilde{y}_{it}^f$$

avec des extensions de notations évidentes.

Mais d'autre part la formule de décomposition additive vaut également pour l'inégalité des circonstances, c'est à dire, l'inégalité chez les pères

$$I_t^p = \sum_{j=1}^{6} \frac{n_j}{n} I_{jt}^p + \sum_{j=1}^{6} \frac{n_j}{n} \log \frac{\overline{y_t^p}}{\overline{y_{jt}^p}} = I_{Wt}^p + I_{Bt}^p \tag{15}$$

et donc en vertu de (11) on peut également écrire que l'inégalité chez les fils est la somme du terme résiduel, de l'inégalité des chances intra-groupe et de l'inégalité des chances inter-groupe,

$$I_t^f = -\alpha_t + \beta_t I_{Wt}^p + \beta_t I_{Bt}^p = -\alpha_t + I_{oppWt} + I_{oppBt} \tag{16}$$

Il n'y a pas de relation évidente entre les deux écritures (14) et (16). Si les revenus moyens par groupe des pères sont égalisés, le troisième terme de (16) s'annule. Cela n'implique pas que l'inégalité inter-groupes chez les fils s'annule. De même si les revenus dans chaque groupe des pères sont égalisés, le deuxième terme de (16) s'annule. Cela n'implique pas que l'inégalité intra-groupe chez les fils s'annule.

Dans la première partie de cet article, nous nous sommes focalisés sur l'inégalité inter-groupes I_{Bt}^f en l'identifiant à l'inégalité des chances, modulo le fait que nous nous intéressions à toute la fonction de répartition conditionnelle et pas seulement à la moyenne conditionnelle. Nous avons identifié l'inégalité intra-groupe I_{jt}^f comme le degré de risque de gain au sein du groupe j. Il s'agit là au mieux une approximation car en réalité il y a des différences de circonstances au sein de chaque groupe qui sont productrices de disparité au sein de chaque groupe. L'inégalité des chances intra-groupe ainsi négligée est égale à

$\beta_t I^p_{Wt}$.

Pour résumer, l'évolution de l'inégalité inter-groupe chez les descendants (I^f_{Bt}) doit être en phase avec ce que nous avons trouvé dans la première partie avec l'approche ordinale. Par contre l'évolution de l'inégalité des chances I_{oppt} et de sa décomposition entre inégalité intra-groupe et inter-groupe peut différer de l'évolution de (I^f_{Bt}). C'est un point que nous devrons vérifier dans notre application.

Maintenant, nous pouvons toujours affiner l'analyse en pratiquant une décomposition à la Oaxaca-Blinder de l'évolution de l'inégalité des chances intra-groupe et inter-groupe, c'est à dire,

$$\begin{aligned}
\Delta I_{oppWt} &= \Delta\beta_t I^p_{Wt} + \Delta I^p_{Wt}\beta_{t'} = \Delta\beta_t I^p_{Wt'} + \Delta I^p_{Wt}\beta_t \\
\Delta I_{oppBt} &= \Delta\beta_t I^p_{Bt} + \Delta I^p_{Bt}\beta_{t'} = \Delta\beta_t I^p_{Bt'} + \Delta I^p_{Bt}\beta_t.
\end{aligned}$$

L'intérêt porte sur le terme de changement des inégalités de circonstances. On peut imaginer des situations où, par exemple, l'inégalité des circonstances diminue en inter-groupe mais pas en intra-groupe.

4.2 Résultats

Les tableaux 7 et 8 documentent l'étendue de l'inégalité totale et de l'inégalité des chances, et leur évolution entre 1977 et 1993. Le tableau 7 présente les résultats de l'estimation de l'équation de régression intergénérationnelle (7) et le tableau 8 calcule, à partir de cette estimation, une décomposition de l'inégalité totale entre inégalité des chances et inégalité résiduelle. Pour chacune des deux années considérées ici, deux points importants sont à noter. Premièrement, l'inégalité des chances représente au minimum un tiers de l'inégalité de résultat totale : les différences d'effort ou de chance jouent donc un rôle important dans les différences de résultat entre individus[21]. Deuxièmement, seule une fraction de l'inégalité des circonstances (I^p_t) est transmise à la génération suivante sous forme

[21] On soulignera toutefois que l'inégalité totale est ici calculée à partir du revenu individuel annuel, qui incorpore une part importante de composantes transitoires. Si on retenait comme indicateur de résultat le revenu permanent, on obtiendrait alors une part plus importante de l'inégalité des chances dans l'inégalité de résultat.

TAB. 7 – Régression de salaire intergénérationnelle

γ	.0163
	(.0026)
β_{77}	.3488
	(.0225)
β_{93}	.4064
	(.0359)
α_{77}	-.0576
	(.0107)
α_{93}	-.0568
	(.0123)
Observations	3754
R-squared	0.1490

Note : variable explicative : salaire annuel équivalent temps-plein. Le modèle estimé est celui de l'équation de régression intergénérationnelle (7). Le modèle est estimé à partir des échantillons principaux de 1977 et 1993 empilés.

TAB. 8 – Inégalité totale et inégalité des chances en 1977 et 1993

t	I_t^f	I_t^p	$-\alpha_t$	$I_{opp\ t}$	$I_{opp\ t}/I_t^f$
1977 (1)	.1006	.1233	.0576	.0430	.4275
1993 (2)	.0860	.0716	.0568	.0291	.3386
(2)-(1)	-.0146	-.0516	-.0007	-.0139	-.0889

d'inégalité des chances ($I_{opp\ t}$) : cette fraction, de l'ordre d'un tiers, correspond justement à la valeur de l'élasticité intergénérationnelle de revenu β. Par ailleurs, l'évolution à l'œuvre entre 1977 et 1993 conduit à une réduction sensible de l'inégalité de résultat (I_t^f), de l'ordre de 15%. En outre, cette baisse de l'inégalité de résultat provient uniquement d'une réduction de l'inégalité des chances I_{opp}. L'inégalité des chances baisse d'environ 30% au cours de la période. *A contrario*, le coefficient α, qui mesure l'inégalité résiduelle, est remarquablement stable entre les deux dates et le tableau 7 indique que la différence entre les deux dates n'est pas statistiquement significative. Il convient donc d'identifier les facteurs qui ont pu contribuer à cette reduction de l'inégalité des chances.

Ici, les deux facteurs qui déterminent l'inégalité des chances ont évolué en sens opposé. On observe une forte réduction de l'inégalité de circonstances, de l'ordre de 40 % (tableau 8) et une augmentation de l'élasticité intergénérationnelle qui passe d'environ 0.35 à 0.40 (tableau 7). L'intérêt de la décomposition d'Oaxaca-Blinder, rappelée dans l'équation 13 est de mesurer quelle aurait été l'évolution de l'inégalité des chances si seulement l'un de ces facteurs s'était modifié. Les résultats sont donnés dans le tableau 9. Si l'inégalité de circonstances était restée constante au cours de la période, on aurait observé une augmentation de l'inégalité des chances, sous l'effet de l'augmentation de β. Compte tenu du changement observé dans la valeur de β, l'augmentation de l'inégalité des chances aurait été de l'ordre de 10 à 15%.[22] A contrario, si β était resté constant, on aurait observé une réduction de l'inégalité des chances plus forte d'un tiers à un demi à celle effectivement observée. C'est à dire qu'on aurait dû constater une réduction d'environ 40% à 45% de l'inégalité des chances, au lieu des 30% effectifs. La réduction de l'inégalité des chances observée entre 1977 et 1993 provient donc intégralement (et au delà) d'une réduction de l'inégalité de circonstances et en aucun cas d'un affaiblissement du lien entre revenu des ascendants et revenu des descendants. Au contraire, ce lien tend à se renforcer même s'il convient de rester prudent, car les différences dans la valeur de β entre 1977 et 1993 ne sont pas statistiquement significatives. En d'autres termes, l'égalisation partielle des revenus au sein de la génération des descendants, entre les deux dates, provient uniquement de l'égalisation des revenus au sein du groupe des pères, entre ces deux dates, et non pas d'un plus faible déterminisne social.

On peut affiner l'analyse en procédant à une décomposition de l'évolution des composantes de l'inégalité des chances (tableau 9), en reprenant la partition ordinale adoptée lors de la première partie. Les résultats obtenus concernant la contribution de l'élasticité intergénérationnelle et l'inégalité de circonstances à l'évolution de l'inégalité des chances se retrouvent lorsqu'on distingue inégalité des chances inter- et intra-groupes. En fait, inégalités des chances inter- et intra-groupes évoluent de façon parallèle, sous l'effet (opposé) des mêmes causes : augmentation de l'élasticité et réduction de l'inégalité de circonstances.

Les résultats qui précèdent, obtenus à l'aide d'un modèle continu de transmission intergénérationnelle des inégalités, peuvent être reliés à ceux de la section 3 obtenus avec l'approche discrète. Ils permettent d'éclairer les conclusions contradictoires obtenues, selon qu'on adopte une partition ordinale ou cardinale de l'ensemble des milieux d'origine. On a

[22]Le tableau indique qu'on aurait observé une évolution en sens inverse de celle observée et dont l'amplitude représente, selon la période prise pour référence, entre 29% et 51% de l'évolution observée. Par ailleurs, l'évolution observée est une réduction d'environ 30% de l'inégalité des chances.

TAB. 9 – Décomposition Oaxaca-Blinder de l'évolution de l'inégalité des chances entre 1977 et 1993 - partition ordinale

t	$\Delta I_{opp\ t}$	$\Delta\beta_t I_t^p$	$\beta_{t'}\Delta I_t^p$	$\frac{\Delta\beta_t I_t^p}{\Delta I_{opp\ t}}$	$\frac{\beta_{t'}\Delta I_t^p}{\Delta I_{opp\ t}}$
		inégalité des chances totale ($I_{opp\ t}$)			
1993	0.0139	-0.0041	0.0180	-0.2965	1.2965
1977	0.0139	-0.0071	0.0210	-0.5106	1.5106
		inégalité des chances inter-groupes ($I_{oppB\ t}$)			
1993	0.0128	-0.0039	0.0167	-0.3043	1.3043
1977	0.0128	-0.0067	0.0195	-0.5197	1.5197
		inégalité des chances intra-groupes ($I_{oppW\ t}$)			
1993	0.0011	-0.0002	0.0013	-0.2097	1.2097
1977	0.0011	-0.0004	0.0015	-0.4094	1.4094

vu que lorsqu'on adopte une partition ordinale, l'inégalité des chances diminue, alors que ce n'est pas le cas lorsqu'on retient une partition cardinale. La décomposition d'Oaxaca-Blinder permet d'expliquer ce hiatus. Par définition, la partition ordinale est affectée par la réduction de I_t^p : celle-ci rend les différents groupes d'origine sociale plus proches les uns des autres, en termes de revenu. Toute choses égales par ailleurs, on s'attend donc à un rapprochement des distributions de revenu conditionnelles à cette partition. Par contre, la partition cardinale n'est que très peu affectée par une réduction de I_t^p, car les bornes de groupes d'origine sociaux sont définies par la valeur du salaire, en multiples de la moyenne. Si on ignore les changement dans la distribution au sein de chacun des groupes , une baisse de I_t^p doit donc laisser inchangée l'inégalité entre les groupes d'origine définis de façon cardinale. Toutes choses égales par ailleurs, on ne doit pas observer de rapprochement des distributions de revenu conditionnelles à cette partition. Par ailleurs, si la transmission des inégalités d'une génération à l'autre se renforce (β augmente), la partition cardinale doit mettre en évidence un écartement des distributions conditionnelles. C'est effectivement ce qu'on observe.

Le parallèle entre approche continue et approche discrète est toutefois imparfait. Comme on l'a déjà noté, l'approche discrète conduit en effet à effacer toute inégalité de circonstances au sein de chaque groupe d'origine sociale. Le tableau 10 procède à une décompo-

TAB. 10 – Décomposition intergroupe - intragroupe de l'inégalité de résultats et de circonstance en 1977 et 1993 - partition ordinale

t	I_t^p	I_{Bt}^p	I_{Wt}^p	I_t^f	I_{Bt}^f	I_{Wt}^f
1977	0.1233	0.1158	0.0075	0.1006	0.0162	0.0844
1993	0.0717	0.0678	0.0038	0.0860	0.0127	0.0733

sition de l'inégalité entre composante intra-groupe et composante inter-groupe et permet de quantifier l'ampleur de cet "oubli". L'oubli est en fait mineur. Raisonner à l'aide d'une partition discrète des milieux d'origine permet de saisir la plus grande partie des inégalités de circonstances : l'inégalité inter-groupes (celle qu'on observerait si les circonstances étaient égales au sein de chaque groupe) représente pratiquement 95% de l'inégalité des circonstances. Cette part a eu encore tendance à augmenter sur la période considérée ce qui s'est traduit par une baisse plus soutenue de l'inégalité des circonstances intra-groupe que de celle inter-groupe (42% de baisse contre 31%). Par contre, l'inégalité de résultat n'est pas réductible à sa composante inter-groupes : l'essentiel de l'inégalité de résultat est interne à chaque groupe. En particulier, l'inégalité résiduelle s'y retrouve en grande partie et, au vu de la stabilité de celle-ci, il n'est donc pas étonnant de constater une baisse très modérée de l'inégalité des résultats intra-groupes.

Cette différence dans la part de la composante inter-groupes, selon qu'on considère l'inégalité de résultat ou de circonstance n'est en fait pas surprenante. La partition par groupe d'origine sociale est en effet définie à partir de la variable (continue) de circonstances et on doit donc s'attendre à ce que la partition capture une large part de l'inégalité. Ce n'est au contraire plus vrai en ce qui concerne les résultats qui sont seulement pour partie liés aux circonstances mais qui dépendent aussi largement des composantes d'effort ou de chance.

En première approximation, l'approche discrète permet donc bien de saisir l'influence des circonstances extérieures à l'exercice de la responsabilité individuelle sur la formation du revenu. Pour se prononcer sur l'évolution au cours du temps de l'inégalité des chances et ses déterminants, elle suppose néanmoins d'établir la comparabilité au cours du temps des variables de conditionnement retenues.

5 Conclusion

La différence de résultats obtenus au moyen d'une approche de dominance, selon qu'on considère une définition ordinale (diminution de l'inégalité des chances) ou cardinale (relative stabilité) des circonstances s'éclaire à la lumière des résultats obtenus dans le cadre du modèle continu.

En optant pour une partition de la population des pères en niveau, on gomme tout effet possible d'un changement de l'inégalité des revenus dans cette génération sur la génération suivante. La seule source d'inégalité des chances réside alors dans la transmission de la capacité à générer de la réussite économique, qui est captée ici par l'élasticité intergénérationnelle de revenu. Or celle-ci est au mieux stable sur la période étudiée.

Par contre, en retenant une partition de la population des pères selon le rang, on s'autorise à répercuter l'effet d'une variation de l'inégalité des circonstances sur l'inégalité des revenus des descendants. La diminution de l'inégalité chez les pères, qui provoque bien une diminution de l'inégalité des chances dans l'approche continue, fait donc écho au résultat de baisse de l'inégalité des chances obtenue dans l'approche de dominance dans la version ordinale de la circonstance.

Les résultats obtenus dans cet article permettent également d'éclairer l'apparent hiatus entre les résultats obtenus dans deux précédents articles. Dans Lefranc *et alii* (2004), nous avons conclu à une baisse de l'inégalité des chances lorsqu'on retient un conditionnement par rapport à la classe sociale. Dans Lefranc et Trannoy (2005) nous concluions à une stabilité sur la base de la valeur de l'élasticité intergénérationnelle de revenu. Nous avons longtemps cru que cette différence provenait de la différence de conditionnement. Le revenu est un conditionnement beaucoup plus riche que la classe sociale et le conditionnement selon la CS offre le désavantage de ne pas être invariant aux changements de structure des métiers qui est en rapide évolution : par exemple, la proportion des cadres augmente constamment, celle des agriculteurs chute. C'est en grande partie pour remédier à ce problème de non-invariance longitudinale des groupes, dans une partition selon la CS, que nous avons considéré un conditionnement selon les quantiles de revenu. Nous pouvons maintenant affirmer que la différence principale dans les résultats obtenus dans ces deux articles tenait simplement dans le fait qu'ils ne s'intéressaient pas aux même objets : l'inégalité des chances chez Lefranc *et alii* (2004) et la transmission de la capacité à engendrer du revenu chez Lefranc et Trannoy (2005). Cette différence d'objet nous a été masqué en raison de l'accent mis dans la littérature sur la mobilité intergénérationnelle sur la valeur de l'élasticité : c'est la donnée qui importe dans un état stationnaire. Le problème est que pour la France, la période qui nous occupe, 77-93, ne peut pas être considérée comme une période d'inégalité stationnaire, du moins chez les salariés. Cette période a connu une contraction de la disparité des salaires chez les pères.

Ces résultats débouchent sur un dilemme de politique économique, si on adopte l'éthique de l'égalité des chances à la Roemer. Réduire l'inégalité des résultats économiques chez les ascendants a deux effets. D'une part, cela s'interprète comme une réduction de l'inégalité des circonstances et cela réduit l'inégalité des chances pour la génération suivante. Cet effet est désiré par les tenants de l'éthique de la responsabilité. Mais d'autre part, en se plaçant du point de vue de la génération des ascendants, cette politique de réduction de l'inégalité des résultats s'est sans doute traduite par une moins grande rémunération de l'effort. Pour les philosophes de la responsabilité, une telle politique ne peut avoir que des effets ambigus : négatifs pour la génération présente, positifs pour la génération suivante. Ces philosophes soutiendraient par contre sans réserve une politique tendant à diminuer l'élasticité intergénérationnelle de revenu.

Maintenant, pour les tenants d'une égalisation des résultats, une telle politique présente un double dividende : une réduction de l'inégalité des résultats pour la période présente et une réduction de l'inégalité des chances pour la génération suivante qui toutes choses égales par ailleurs se transformera également en baisse de l'inégalité des résultats pour cette même génération. Une telle politique de baisse de l'inégalité des résultats pour une génération donnée risque donc d'avoir des répercussions sur l'inégalité dans la génération des enfants, mais également sur celle des petits-enfants toujours sous la clause *ceteris paribus*. A cet égard, il serait intéressant de prolonger l'étude en intégrant la vague 2003 de l'enquête FQP.

Sur un plan purement méthodologique, l'hypothèse de linéarité dans la transmission intergénérationnelle de revenu doit être considérée comme une première approximation.

Cette élasticité peut varier le long de l'échelle des revenus, comme l'ont montré sur des données canadiennes l' étude de Corak et Heisz (1999). Sur nos données, des premiers tests indiquent que la valeur de l'élasticité diffère selon les groupes. Ces non-linéarités[23] peuvent permettre alors de pratiquer une décomposition à la Oaxaca de l'évolution de l'inégalité intra-groupe des revenus des descendants et de porter un jugement plus fin sur les raisons de l'évolution de l'inégalité des chances.

Références

Arneson, R. (1989). Equality and equal opportunity of welfare, *Philisophical Studies* **56** : 77–93.

Barry, B. (1991). *Liberty and Justice : Essays in Political Theory*, Vol. 2, Oxford University Press, Oxford.

Benabou, R. and Ok, E. (2001). Ranking income processes according to equality of opportunity, NBER WP 8431.

Birnbaum, M. and Navarette, J. (1998). Testing descriptive utility theories : Violations of stochastic dominance and cumulative independance, *Journal of Risk and Uncertainty* **17** : 49–78.

Bossert, W. (1995). Redistribution mechanisms based on individual characteristics, *Mathematical Social Sciences* **29(1)** : 1–17.

Bourguignon, F. (1979). Decomposable income inequality measures, *Econometrica* **47**(4) : 901–920.

Checchi, D. and Peragine, V. (2005). Regional disparities and inequality of opportunity : the case of italy, Mimeo.

Chew, S. and Mao, M. (1995). A schur concave characterization of risk aversion fir non-expected utility preferences, *Journal of Economic Theory* **67**(2) : 402–435.

Cohen, G. (1989). On the currency of egalitarian justice, *Ethics* **99** : 906–944.

Corak, M. and Heisz, A. (1999). The intergenerational earnings and income mobility of canadian men : evidence from longitudinal income tax data, *Journal of Human Resources* **84**(3) : 504–533.

Cowell, F. (1980). On the structure of additive inequality measures, *Review of Economic Studies* **52** : 521–531.

Dardanoni, V., Fields, G. S., Roemer, J. and Sanchez-Puerta, M. L. (2006). How demanding should equality of opportunity be, and how much have we achieved ?, *in* G. Fields, D. Grusky and S. Morgan (eds), *Mobility and Inequality : Frontiers of Research from Sociology and Economics*, Stanford University Press, Stanford.

Davidson, R. and Duclos, J.-Y. (2000). Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality, *Econometrica* **68**(6) : 1435–1464.

[23] voir O'Neill *et alii* (2000) pour une prise en compte de celles-ci dans une étude des ensembles d'opportunité.

Dworkin, R. (1981). What is Equality ? Part 1 : Equality of Welfare, *Philosophy and Public Affairs* **10** : 185–246.

Erikson, R. and Goldthrope, John, H. (1992). *The Constant Flux ; A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Clarendon Press, Oxford.

Fleurbaey, M. (1995). On fair compensation, *Theory and Decision* **36** : 277–307.

Fleurbaey, M. (1998). Equality among responsible individuals, *in* J. F. Laslier, M. Fleurbaey, N. Gravel and A. Trannoy (eds), *Freedom in economics. New perspectives in normative analysis*, Routledge, London.

Fleurbaey, M. and Maniquet, F. (2006). Compensation and responsibility, *in* K. Arrow, A. Sen and K. Suzumura (eds), *Handbook of Social Choice and Welfare*, Elsevier, New York.

Foster, J. and Shneyerov, A. (2000). Path independent inequality measures, *Journal of Economic Theory* **91** : 199–222.

Lefranc, A. and Trannoy, A. (2005). Intergenerational earnings mobility in France : Is France more mobile than US ?, *Annales d'economie et statistique*.

Lefranc, A., Pistolesi, N. and Trannoy, A. (2004). Le revenu selon l'origine sociale, *Economie et statistique* **371** : 49–82.

Lefranc, A., Pistolesi, N. and Trannoy, A. (2005). Inequalities of outcome vs inequalities of opportunities : are all Western societies alike ?, Mimeo THEMA.

Lefranc, A., Pistolesi, N. and Trannoy, A. (2006). Harder Times for Heirs ? Social Background and Income in France, 1979-2000, Mimeo THEMA.

Machina, M. (1982). Expected utility analysis without the independence axiom, *Econometrica* **50**(2) : 277–324.

Martinez, P., Schokkaert, E. and Van de Gaer, D. (2001). Three meanings of intergenerational mobility, *Economica* **68** : 519–537.

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets, *International Economic Review* **14** : 693–709.

Ok, E. A. and Foster, J. E. (1999). Lorenz dominance and the variance of logarithms, *Econometrica* **67** : 901–908.

O'Neill, D., Sweetman, O. and Van de Gaer, D. (2000). Equality of opportunity and kernel density estimation : an application to intergenerational mobility, *in* T. Fomby and R. Carter Hill (eds), *Advances in Econometrics*, Vol. 14, JAI Press, pp. 259–274.

Roemer, J. (1998). *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge.

Roemer, J. (2004). Going beyond intergenerational income transition matrices, *in* M. Corak (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press.

Roemer, J., Aaberge, R., Colombino, U., Fritzell, J., Jenkins, S., Lefranc, A., Marx, I., Page, M., Pommer, E., Ruiz-Castillo, J., San Segundo, M., Tranaes, T., Trannoy, A., Wagner, G. and Zubiri, I. (2003). To what extend do fiscal regimes equalize opportunities for income acquisition among citizens ?, *Journal of Public Economics* **87**(3) : 539–565.

Shorrocks, A. F. (1983). Ranking income distributions, *Economica* **50** : 3–17.

Starmer, C. (2000). Developments in non-expected utility theory : the hunt for a descriptive theory of choice under risk, *Journal of Economic Litterature* **38**(2) : 332–382.

Van De Gaer, D. (1993). *Equality of Opportunity and Investment in Human Capital*, PhD thesis, K.U. Leuven.

Annexe

Tab. 11 – Equation de salaire pour la prédiction du revenu du père de l'individu

	1977	1970	1964
âge	0.085	-0.020	-0.004
	(0.028)	(0.027)	(0.039)
âge^2	-0.001	0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
educ- > bac	0.472	0.447	0.448
	(0.028)	(0.025)	(0.048)
educ- bac gal	0.332	0.389	0.319
	(0.039)	(0.033)	(0.043)
educ- bac tec	0.338	0.285	0.324
	(0.050)	(0.045)	(0.120)
educ- br.prof	0.311	0.233	0.394
	(0.027)	(0.030)	(0.055)
educ- cap	0.166	0.169	0.160
	(0.017)	(0.018)	(0.025)
educ- brc	0.230	0.216	0.232
	(0.034)	(0.031)	(0.044)
educ- cep	0.111	0.112	0.108
	(0.016)	(0.014)	(0.018)
eg- II	-0.365	-0.407	-0.414
	(0.025)	(0.025)	(0.036)
eg- IIIa	-0.598	-0.629	-0.908
	(0.030)	(0.026)	(0.041)
eg- IIIb	-0.701	-0.760	-0.830
	(0.035)	(0.034)	(0.047)
eg- V	-0.415	-0.446	-0.417
	(0.025)	(0.024)	(0.039)
eg- VI	-0.651	-0.738	-0.736
	(0.024)	(0.022)	(0.034)
eg- VIIa	-0.783	-0.932	-0.973
	(0.025)	(0.023)	(0.036)
eg- VIIb	-0.891	-1.176	-1.192
	(0.043)	(0.036)	(0.044)
IdF	0.126	0.209	0.277
	(0.014)	(0.013)	(0.022)
Pub	-0.033	-0.026	0.041
	(0.015)	(0.014)	(0.018)
Rural	-0.033	-0.087	-0.115
	(0.014)	(0.014)	(0.020)
Constant	8.983	10.718	9.985
	(0.640)	(0.629)	(0.973)
Observations	4657	5304	2364
R-squared	0.50	0.58	

Notes : Variable expliquée : logarithme du salaire annuel. Ecarts-type entre parenthèse. Variables explicatives :**niveau d'éducation** : aucun diplôme (référence) ; cep - certificat d'études primaires ; brc - brevet des collèges ; cap - certificat d'aptitude professionnelle ; br.prof - brevet professionnel ; bac tec - baccalauréat technique ; bac gal - baccalauréat général ; > bac - diplôme de l'enseignement supérieur ;
groupe social : I (référence)- cadres supérieurs ; II cadres moyens, professions intermédiaires, techniciens (grade supérieur) ; IIIa - employés (grade supérieur) ; IIIb - employés (grade inférieur) ; V - techniciens (grade inférieur) contremaîtres ; VI - Ouvriers qualifiés ; VIIa - ouvriers non-qualifiés, hors agriculture ; VIIb - ouvriers agricoles ;
autres : IdF - dummy Ile de France ; Pub - salarié du secteur public ; rural - habite en zone rurale.