

L'évolution de l'inégalité des salaires due aux différences de qualification : une étude d'entreprises françaises, de 1976 à 1987

In: Économie & prévision. Numéro 102-103, 1992-1-2. Micro-économie appliquée. pp. 205-220.

Citer ce document / Cite this document :

Trannoy Alain, Lugand Chantal. L'évolution de l'inégalité des salaires due aux différences de qualification : une étude d'entreprises françaises, de 1976 à 1987. In: Économie & prévision. Numéro 102-103, 1992-1-2. Micro-économie appliquée. pp. 205-220.

doi : 10.3406/ecop.1992.5286

http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/ecop_0249-4744_1992_num_102_1_5286

Résumé

L'évolution de l'inégalité des salaires due aux différences de qualification : une étude d'entreprises françaises, de 1976 à 1987,
par Alain Trannoy, Chantai Lugand.

Cet article analyse les données d'une enquête sur les salaires pratiqués dans 161 établissements. Les échelons sont ceux de la grille de qualification de l'Union des industries métallurgiques et minières. L'évolution de l'inégalité résulte de la modification de la grille de salaires par échelons, et de la modification de la structure des effectifs par échelons de qualification. L'indétermination de l'effet structure permet d'expliquer que la réduction de l'éventail des salaires n'ait pas, dans la grande majorité des établissements de l'échantillon, conduit à une réduction de l'inégalité.

Resumen

Evolución de la desigualdad de los asalariados debido a las diferencias de cualificación: estudio de las empresas francesas de 1976 a 1987,
por Alain Trannoy y Chantai Lugand.

En el presente artículo se analizan los datos de una encuesta relativa a los salarios practicados en 161 establecimientos. Los escalafones utilizados corresponden a aquellos de la tabla de cualificación de la Unión de industrias metalúrgicas y mineras. La evolución de la desigualdad es el resultado de la modificación de la tabla de salarios por escalafones y de la modificación de la estructura de efectivos por escalafones de cualificación. La indeterminación del efecto estructural permite entender por qué la reducción de la variedad de salarios no ha provocado una reducción de la desigualdad, en la gran mayoría de los establecimientos de la muestra.

Zusammenfassung

Die Entwicklung der Ungleichheit der Löhne infolge unterschiedlicher Qualifikationen : eine Untersuchung in französischen Unternehmen zwischen 1976 und 1987,
von Alain Trannoy, Chantai Lugand.

In diesem Artikel werden die Daten untersucht, die aus einer Erhebung über die in 161 französischen Betrieben gezahlten Löhne stammen. Die Eingruppierung entspricht dem Qualifikationsschlüssel des Verbandes der Metall- und Bergbauindustrien. Die Entwicklung der Ungleichheit ist das Ergebnis der Änderung der Lohn Tabelle in den einzelnen Gruppen sowie der Änderung der Beschäftigtenstruktur pro Qualifikationsgruppe. Mit der Unbestimmtheit des Struktureffekts läßt sich erklären, daß die Reduzierung der Lohnskala in den meisten Betrieben der Stichprobe nicht zu einer Verringerung der Ungleichheit geführt hat.

Abstract

Changes in Wage Inequality Due to Qualification Levels: A Study on French Firms from 1976 to 1987,
by Alain Trannoy, Chantai Lugand.

This paper analyses the data from a survey on the wages to be found in 161 establishments. This scale is based on the qualification grid for the Metal and Mine Industries Union. Developments in the inequality situation are the result of the changes in the wage grid scale and the changes in staff structure by qualification step. Lack of clarity with regard to structure is the reason why the smaller-step salary scale did not help in reducing inequality in the vast majority of the firms in the sample.

L'évolution de l'inégalité des salaires due aux différences de qualification : une étude d'entreprises françaises, de 1976 à 1987

Alain Trannoy(*)

Chantal Lugand(**)

Suffit-il de réduire l'éventail des salaires dans une entreprise pour que l'inégalité au sein de celle-ci diminue ? Telle est l'une des questions auxquelles essaie de répondre cet article. Celui-ci présente les premiers résultats provenant de l'exploitation d'une base de données originale sur les salaires, dans 161 établissements, constituée à partir d'une enquête de l'Union des industries métallurgiques et minières.

La première caractéristique essentielle de ce travail est d'être une étude micro-économique en matière d'analyse de l'inégalité. Sans nier l'intérêt des travaux portant sur l'évolution de l'inégalité au niveau macro-économique, nous ne pouvons nous en contenter. Faute de mieux connaître l'évolution du comportement de partage interne aux entreprises, nous resterions en effet au stade des hypothèses quant à l'explication de l'évolution de l'inégalité des revenus primaires au niveau agrégé.

L'évolution de l'inégalité des revenus primaires résulte en effet :

- de celle de l'inégalité de la répartition de toute masse de revenus dont la répartition est soumise à un critère de décision unique et autonome (par exemple la masse salariale d'une entreprise) ;
- de l'évolution respective de la taille de ces masses.

Il est bien connu, par exemple, que la grille des salaires du secteur public est moins ouverte que celle du secteur privé. Il en résulte que si le poids du secteur public augmente toutes choses égales par ailleurs, l'inégalité au niveau agrégé diminue. Une telle diminution peut aussi être provoquée par une distribution plus égalitaire de toutes les unités élémentaires de répartition, ce qui revêt une toute autre signification. L'étude de l'inégalité des salaires au sein de chaque entreprise est également importante à entreprendre pour elle-même : il est difficile, comme le montre une étude du Cerc (1973), d'avoir une notion exacte de l'inégalité au niveau agrégé. Par contre, l'inégalité au sein de chaque entreprise correspond à une des inégalités les plus immédiatement perceptibles.

La deuxième caractéristique de cette étude est d'analyser l'effet des différences de niveau de qualification sur l'inégalité à l'intérieur d'un établissement. Chercher à isoler cet effet d'autres facteurs, comme le sexe, l'âge, la localisation, la durée effective du travail, dans les différences de rémunération à l'intérieur d'une entreprise procède évidemment d'un parti pris. On admettra cependant que les différences de salaire dues aux différences de niveau de qualification sont au coeur du problème distributif contemporain. Les différences de salaire dues à l'âge ou à la durée effective du travail sont beaucoup moins conflictuelles. Nos statistiques de salaires ne sont pas individualisées, l'individualisation de ceux-ci n'ayant pas encore progressé de façon notable au moment de l'étude ; le salaire était encore très largement fonction de paramètres repérables par un observateur extérieur à l'entreprise. Il s'ensuit que

(*) Centre de recherches en modélisation économique, Creme, Université de Cergy-Pontoise.

(**) Cremerc, Université de Rennes I.

Une première version de ce texte a été présentée aux VII^e Journées de micro-économie appliquée de Montréal.

Nous remercions vivement l'Union patronale des Côtes-d'Armor et en particulier Mme Guennec et M. Moulin, le Gim et M. Chapalain, les Unions patronales du Finistère et de l'Oise pour nous avoir obligeamment permis de consulter certains fichiers de données, ainsi que M. Philippe Michel pour son assistance efficace dans l'élaboration de tout le traitement informatique et M. Gilbert Laffond pour une suggestion ; nous restons bien sûr seuls responsables de toute erreur ou omission qui subsisterait. Cette recherche se situe dans le cadre plus vaste d'une étude qui a obtenu le soutien du ministère de la Recherche et de la Technologie, dans le cadre de l'appel d'offres "économie quantitative" (décision d'aide n°87A059).

l'analyse de la distribution des salaires suivant l'un de ces paramètres objectifs, l'échelon de la classification dans la métallurgie, revêt un sens économique indiscutable. Si la pratique de l'individualisation se généralise, la prolongation d'une telle étude perdra une partie de son intérêt.

La période présente un intérêt exceptionnel, car elle coïncide avec la crise connue par l'économie française. Nous nous contentons ici de présenter des résultats de statique comparative, à savoir la seule comparaison de l'inégalité en 1976 et en 1987. Le seul exercice de statique comparative pose néanmoins quelques problèmes méthodologiques, du moins si l'on désire réellement relier l'évolution de l'inégalité aux changements des niveaux de qualification.

A cet endroit, une réflexion méthodologique s'impose : il est couramment admis, depuis une dizaine d'années (voir par exemple Sen, 1973), que le préordre d'inégalité ne peut être qu'un préordre partiel, qui s'identifie à celui de Lorenz. Dans les études appliquées, il est néanmoins rare que l'on s'en tienne à cette ascèse, et des indices spécifiques sont utilisés. Nous ne suivons pas cette pratique, car une de nos convictions est que lorsqu'on cherche à mesurer un phénomène qui fait une place importante à des facteurs subjectifs, et l'inégalité en fait évidemment partie, la bonne manière de procéder consiste à choisir une mesure qui soit robuste à un changement de subjectivité dans un domaine à définir.

Une bonne mesure doit être le résultat de l'intersection de plusieurs jugements de valeur possibles, afin de saisir ce que tous les hommes ont en commun dans la perception du phénomène (voir Trannoy *et alii* 1991 pour une justification approfondie de ce point de vue dans cette même revue). Sous cet angle la courbe de Lorenz constitue une bonne mesure, mais nous accepterons dans cette étude un critère plus partiel, moins unanime, celui de l'inégale pauvreté. Celui-ci consiste en l'application à l'inégalité de la dominance stochastique d'ordre 3 (Whitmore, 1970) et l'on doit à Foster et Shorrocks (1987) et à Davies et Hoy (1991) d'avoir mis au point des critères permettant de vérifier l'inégale pauvreté.

La première partie présente succinctement la base de données, son origine, ses limites, ses caractéristiques. La deuxième partie, à caractère méthodologique, énonce quelques résultats originaux sur une décomposition de l'évolution de l'inégalité en *effet structure* et *effet grille*. La dernière partie rassemble les résultats et leur interprétation.

Les données

La source des données : l'enquête trimestrielle sur les salaires de l'Union patronale de la métallurgie

La plus puissante fédération patronale, celle de la métallurgie (l'Union des industries métallurgiques et minières, qui compte plus de 2 millions de salariés dans l'ensemble des entreprises affiliées), organise depuis l'accord de mensualisation de 1975 une enquête trimestrielle sur les salaires dans les entreprises de son ressort. Cette enquête est réalisée par les soins de ses délégations départementales, et son utilité pour ces dernières est qu'elle organise, au moins une fois par an (deux fois par an les années de grande inflation), une rencontre paritaire syndicats-patronat sur l'évolution de la grille des salaires planchers dans le département. Cette réunion aboutit à une recommandation de salaires planchers qui s'appliquent à l'ensemble des entreprises affiliées à cette délégation départementale. La négociation salariale porte sur les salaires bruts correspondant aux différents niveaux hiérarchiques définis par une grille, qui se compose en 1987 de 5 niveaux de qualification comprenant chacun 3 échelons. A chaque échelon de classification correspond un certain coefficient qui, multiplié par une valeur de point, donne le salaire plancher sur la base de la durée légale hebdomadaire du travail.

Cette négociation concerne le personnel non cadre, réparti en personnel ouvrier, agents de maîtrise, personnel administratif et technicien (secrétaires, comptables, dessinateurs, informaticiens, agents de méthodes, agents techniques...). L'intérêt de l'enquête pour la délégation départementale est que cette dernière est tenue au courant de la politique salariale menée dans les entreprises affiliées, et peut alors comparer les salaires effectifs aux salaires planchers. En conséquence, l'enquête porte sur les variables discutées lors de la rencontre paritaire.

Dans le cadre de cette enquête, deux questionnaires sont envoyés aux adhérents : le premier concerne les ouvriers, le second les agents de maîtrise et le personnel administratif et technicien. La périodicité de l'enquête varie suivant la catégorie : mensuelle ou trimestrielle pour les ouvriers, elle n'est, suivant les régions, que trimestrielle, semi-annuelle ou annuelle pour les deux autres catégories.

Pour chaque entreprise affiliée, on dispose pour chaque catégorie de personnel des renseignements suivants pour le trimestre considéré : en face de chaque échelon de la grille, l'enquête fournit d'une part l'effectif du personnel engagé à temps complet, d'autre part la moyenne pondérée sur cet effectif du salaire brut mensuel, les primes différées étant exclues, chaque salaire brut individuel étant pris en compte pour une durée de travail égale à la durée légale.

Pour le calcul des moyennes, les salaires mensuels pris en considération sont les salaires mensuels bruts de base, auxquels on ajoute les primes de rendement et de production, les primes d'assiduité et les primes de compensation de réduction d'horaires. Il faut souligner qu'en cas de chômage partiel on ramène les salaires à leur valeur mensuelle brute (base 169 heures), sans tenir compte des indemnités de chômage partiel. Enfin, l'enquête exclut des salaires les majorations pour heures supplémentaires, les primes d'ancienneté, les primes ou les indemnités présentant le caractère d'un remboursement de frais, celles qui sont liées à l'organisation du travail ou à ses conditions d'exécution et enfin les primes et gratifications exceptionnelles. Dans tous les cas, il faut noter que les primes retenues doivent être indiquées pour la valeur théorique, c'est-à-dire indépendamment de la situation particulière de chaque salarié.

Enfin, le questionnaire de l'enquête relatif aux ouvriers ventile celui-ci par sexe, tandis que celui relatif aux deux autres catégories les ventile par sous-catégorie.

La limitation la plus importante vient de l'exclusion des cadres supérieurs. La négociation salariale pour le personnel d'encadrement n'a lieu qu'au niveau national, et les données départementales sont trop irrégulières et globales pour être exploitées. L'enquête présente également deux autres limites : la ventilation par sexe qui existe pour les ouvriers est absente pour les deux autres catégories, et ne peut donc exister pour l'ensemble de l'établissement. Par ailleurs, même s'il est dans l'intérêt de l'entreprise de livrer des informations aussi exactes que possibles, il est néanmoins permis de s'interroger, dans un certain nombre de cas, sur la fiabilité des données transmises. Celles-ci sont cependant soumises à une vérification partielle, de la part de la délégation départementale, qui porte essentiellement sur les statistiques concernant les effectifs.

Les caractéristiques de cette enquête ne laissent pas beaucoup de choix quant aux possibilités d'exploitation : elles peuvent uniquement contribuer à éclairer l'évolution de l'inégalité due aux différences de niveau de qualification au sein d'un établissement.

En effet, les facteurs qui engendrent des différences de rémunération au sein d'une entreprise sont le sexe, l'âge ou l'ancienneté, la qualification professionnelle et la durée effective du travail, celle-ci variant selon l'absentéisme, les heures supplémentaires effectuées, les congés de maladie ou pour accident du travail.

Les différences dans les salaires bruts de l'enquête, pour deux échelons successifs, ne peuvent en aucune façon traduire des différences de distribution de la durée effective du travail, puisque le salaire moyen a été calculé pour chaque échelon, pour une durée mensuelle légale.

Pour les ouvriers, nous disposons d'une ventilation par sexe, et ce facteur s'en trouve donc neutralisé. Par contre, pour les autres catégories, la différence de salaire moyen peut trouver *a priori* son origine dans une différence de structure due au sexe ; la portée de cet argument ne doit pas être surestimée dans la mesure où d'une part les agents de maîtrise d'ateliers sont pratiquement tous de sexe masculin et que d'autre part un certain nombre de sous-qualifications chez les *cols blancs* ont un caractère sexué marqué (secrétaire).

Par contre, la différence de salaire brut entre deux échelons peut avoir sa source dans une différence de structure par âge (ancienneté). Cependant, d'après l'accord de mensualisation de 1975, le gain de salaire dû à l'ancienneté dans un échelon du collège ouvrier, ne peut dépasser 15 % de la valeur du salaire pour une ancienneté nulle. Cette indication parcelaire est corroborée au niveau macro-économique par l'étude de Bourguignon et Morrisson (1985), qui a montré que la contribution du facteur âge dans l'inégalité cellulaire ne dépasse pas 10 % (pour l'indice de Theil) chez les OS et les ouvriers qualifiés (voir également l'étude de Barge et Payen, 1981). Pour les agents de maîtrise, le facteur âge joue un rôle plus important dans l'inégalité de la Csp, (jusqu'à 18 % dans l'étude précitée de Bourguignon et Morrisson). Pour cette catégorie, l'importance du facteur âge doit être minorée, car l'ancienneté se traduit, plus rapidement que chez les ouvriers, par un gain d'échelons et donc par une différence du niveau de qualification.

Au total, la contribution du facteur âge dans l'inégalité des salaires moyens par échelon de l'enquête doit être d'une ampleur limitée et, dans la suite, nous imputerons la différence de salaire entre deux échelons à la seule différence de niveau de qualification.

En résumé, la principale limite de l'enquête tient à l'absence de données sur les salaires des cadres supérieurs. Bien que cette limite soit sévère, elle n'est pas aussi importante qu'on pourrait le croire *a priori*, comme l'a montré la comparaison que nous avons effectuée entre les données de l'enquête et les données DAS (voir Trannoy, 1991). De plus, il serait absurde comme l'a souligné Sollogoub (1988) de ramener l'étude de l'inégalité au simple écart des salaires moyens entre cadres supérieurs et ouvriers.

Les caractéristiques de l'échantillon

Cet échantillon n'est pas le résultat d'un plan de sondage, mais simplement celui du bon vouloir des délégations départementales, ainsi que de la qualité de leurs archives. Nous avons eu accès à l'enquête réalisée par les délégations départementales du Finistère, des Côtes-d'Armor, de l'Oise et du Groupement des industries métallurgiques de la Région parisienne.

Nous avons retenu les établissements qui ont répondu le plus fidèlement à l'enquête, c'est-à-dire au moins une fois par an. Dans la mesure du possible, nous avons essayé de prendre pour tous les établissements relevant d'une même délégation départementale le même trimestre de référence. Pour un certain nombre d'établissements, il s'est révélé impossible de remonter jusqu'en 1976, et donc, pour une fraction de l'échantillon, les données ne commencent qu'en 1980. Nous avons éliminé pratiquement tous les établissements de moins de 100 salariés au sens de l'enquête, du fait d'une trop grande variabilité, d'une année sur l'autre, du salaire moyen par échelon.

Dans la suite, tous nos résultats sont ventilés ainsi :

- C1 : les ouvriers ;
- C2 : les agents de maîtrise ;
- C3 : les *cols blancs* (personnel administratif et technicien) ;
- C4 : les *cols bleus* (C1 + C2) ;
- C5 : l'ensemble des salariés (C3 + C4).

Un certain nombre de statistiques élémentaires concernant l'échantillon sont répertoriées dans Trannoy (1991) dont nous extrayons ici les informations essentielles.

L'échantillon comporte 161 établissements, dont 118 présents depuis 1976, et 149 depuis 1982, l'immense majorité étant située en région parisienne. Contrairement à l'appellation de l'union patronale qui les fédère, les établissements de l'échantillon appartiennent à des branches assez différentes, allant de l'industrie des produits semi-finis à l'industrie des biens d'équipement, en passant par celle du matériel de transport. Contrairement à la première intuition, les établissements n'appartiennent pas tous, loin de là, à des secteurs de production de biens semi-finis, puisque le secteur le plus important, par le nombre d'établissements, est l'électronique.

Enfin, le nombre total de salariés pour l'ensemble des établissements dépasse 200 000 en 1976, ce qui représente 1 % de la population active de l'époque. L'échantillon comporte de très grands établissements et, si la médiane se situe autour de 500 salariés, l'effectif moyen est d'environ 1600 en 1976. La dernière caractéristique tient dans la diminution des effectifs de 40 %. L'amplitude de celle-ci est telle que l'on est en droit de douter de sa réalité, mais il ne faut pas oublier que cette baisse n'incorpore pas l'accroissement du travail temporaire, puisque seuls les effectifs des salariés engagés à temps complet sont enregistrés. Par contre, on comprend bien que cette diminution concerne en tout premier lieu l'effectif ouvrier.

Nous allons maintenant présenter les outils analytiques utilisés.

Une décomposition de l'évolution de l'inégalité en effet grille et effet structure

L'originalité de notre analyse est à la fois opératoire et analytique.

D'un point de vue opératoire, nous acceptons d'utiliser un critère plus discriminant que celui de Lorenz en ayant recours à des outils développés originellement en économie du risque par Whitmore (1970) et récemment, dans le domaine de la mesure de l'inégalité, par Foster et Shorrocks (1987) et Davies et Hoy (1991). Nous ne reprendrons pas ici notre plaidoyer pour l'utilisation de la courbe de Lorenz (Trannoy *et alii*, 1991) mais son grand inconvénient sur le plan opératoire est qu'il se révèle un critère très partiel. Lorsque les courbes de Lorenz intersectent, il est impossible dans certains cas de porter un jugement sur l'évolution de l'inégalité ; cette appréciation repose évidemment sur des bases plus étroites que celles des courbes de Lorenz, mais elle se trouve néanmoins à l'intersection d'un ensemble suffisamment large de jugements de valeurs pour pouvoir être pris en considération par le chercheur en sciences sociales.

D'un point de vue analytique, nous décomposons l'évolution de l'inégalité entre les deux dates entre ce que nous appelons un effet grille et un effet structure. Dans l'effet grille, on gèle l'évolution de la structure des effectifs par échelon de rémunération pour n'enregistrer que l'effet du changement de la grille de rémunération par échelons. Dans l'effet structure, on gèle au contraire l'évolution de la grille pour n'enregistrer que les effets de la modification de la structure des effectifs par échelons.

Ces deux aspects sont liés, car lorsqu'on s'en tient à la vision la plus classique en matière d'inégalité, l'effet structure et dans une moindre mesure l'effet grille sont indéterminés, c'est-à-dire que les courbes de Lorenz intersectent. Le dépassement de cet outil se révèle donc d'une nécessité presque absolue dans notre contexte.

Comparaisons d'inégalité lorsque les courbes de Lorenz intersectent : le critère de l'inégale pauvreté

Une distribution des salaires pour un établissement une année donnée est une variable aléatoire discrète notée (x, p) , où le vecteur x est la grille des salaires, le vecteur p en est la structure. Les éléments du vecteur x sont les salaires moyens correspondant à l'échelon k , x_k , $k = 1, \dots, n$; les éléments du vecteur p sont les proportions de salariés rétribués à l'échelon k , p_k , $k = 1, \dots, n$. Les échelons sont classés par ordre de salaire croissant. Nous noterons $\mu_{x,p}$ le salaire moyen, y_k le salaire en pourcentage du salaire moyen et $L_{x,p}$ la courbe de Lorenz.

Définition 1

La distribution (x, p) domine au sens de Lorenz la distribution (x', p') si :

$$L_{x', p'}(t) \leq L_{x, p}(t) \quad \forall t \in [0, 1],$$

avec une inégalité stricte pour au moins une valeur de t .

La justification de la courbe de Lorenz réside dans le théorème de Hardy, Littlewood et Polya, et on se reportera par exemple à Trannoy *et alii* (1991) pour une présentation et une interprétation. Qu'il nous suffise de dire ici que le fondement de cet outil est à la fois normatif et positif, et que les deux types d'arguments peuvent être également invoqués pour le dépassement de cet instrument.

L'approche positive : l'aversion pour l'inégale pauvreté

Pour passer d'une distribution inégalitaire à une distribution égalitaire, il faut nécessairement opérer un certain nombre de transferts interpersonnels. La nature des transferts permettant de réduire l'inégalité est donc la question centrale dans l'approche positive.

Lorsque les courbes de Lorenz intersectent, les deux distributions se déduisent l'une de l'autre par une suite de transferts qui ne sont pas tous progressifs dans le sens suivant : le revenu du donateur doit être plus élevé avant transfert que celui du bénéficiaire, et l'écart de revenu entre les deux individus n'est pas plus grand en valeur absolue après transfert qu'avant transfert. Cette suite contient également un transfert régressif, c'est-à-dire que le donateur a cette fois un revenu inférieur à celui du bénéficiaire. Dans le classement de ces deux distributions intervient nécessairement de la part de l'observateur la pondération d'un transfert régressif relativement à celle d'un transfert progressif. Il semble difficile d'exiger dans ce cas un jugement de valeur unanime. Si l'on accepte d'abandonner un objectif d'unanimité, il est peut-être raisonnable de mettre l'accent sur les transferts vers des individus dont le revenu se trouve dans le bas de la distribution. Ce parti pris ne semble pas *a priori* contradictoire avec certains mécanismes de redistribution ; l'existence d'un salaire minimum ou d'un revenu minimum et *a contrario* la non-existence d'un salaire plafond prouvent que c'est la pauvreté et non la richesse qui est gênante en matière d'inégalité, et c'est cette idée que nous essayons de capturer ici. Nous l'illustrons par un exemple avant d'en donner une définition formelle ;

Soit une société composée de quatre individus dont les revenus avant transferts sont les suivants : 4, 6, 8, 10. La distribution 5, 5, 7, 11 est jugée plus égale que la distribution initiale dans cette optique, le transfert progressif survenant dans le bas de la distribution faisant plus que compenser le transfert

régressif survenant dans le haut de la distribution. Réciproquement, la distribution 3, 7, 9, 9 est jugée plus inégale que la distribution initiale, le transfert progressif intervenant dans le haut de la distribution ayant un poids moins important que le transfert régressif intervenant dans le bas de la distribution. Les pauvres, dans la distribution après transferts, le sont plus inégalement. A la suite de Davies et Hoy (1991) qui transposent ici une notion développée pour la première fois en économie de l'incertain par Menezes *et alii* (1980), nous adoptons la définition suivante.

Définition 2

Un transfert composé résulte de la somme d'un transfert progressif et d'un transfert régressif tel que les deux conditions suivantes soient simultanément remplies :

- les individus concernés par le transfert progressif ont un revenu plus faible que les individus concernés par le transfert régressif ;
- la variance de la distribution reste inchangée.

On pourra vérifier sur le deuxième exemple que les deux premiers moments de la distribution restent inchangés. La justification du choix de la variance nous entraînerait trop loin et sortirait du cadre volontairement simplifié de cette présentation.

Définition 3

Une distribution est déclarée plus "également pauvre" qu'une autre si la première se déduit de la seconde par une suite finie de transferts composés.

Un individu qui éprouve de l'aversion pour l'inégale pauvreté doit donc juger qu'un transfert composé diminue l'inégalité. Signalons que, parmi les indices d'inégalité d'usage courant, le coefficient de variation, l'indice de Theil et la différence logarithmique moyenne traduisent de l'aversion pour l'inégale pauvreté.

L'approche normative : la dominance distributive d'ordre 3

L'approche normative part de l'idée que l'inégalité doit être combattue parce qu'elle entraîne une perte de bien-être au niveau de la collectivité. On se situe délibérément dans une approche utilitariste où le bien-être collectif s'écrit comme une somme d'utilités individuelles identiques par construction. La nature de cette fonction d'utilité du revenu est donc la question essentielle dans l'approche normative.

La courbe de Lorenz repose sur l'hypothèse que l'utilité retirée du revenu est une fonction concave, c'est-à-dire que l'utilité marginale du revenu est décroissante. Lorsque les courbes de Lorenz de deux distributions se coupent, il existe deux fonctions d'utilité concaves pour lesquelles le classement en termes de bien-être des deux distributions ne coïn-

Encadré 1 : inégale pauvreté et courbes de Lorenz

La vérification de l'inégale pauvreté obtenue par Davies et Hoy (1991) qui généralise un résultat obtenu par Foster et Shorrocks (1987) fait intervenir la courbe de Lorenz et le calcul de certains coefficients de variation.

Définition 5 : la courbe de Lorenz de (x, p) intersecte celle de (x', p') par dessus si $\exists \alpha \in]0, 1[$ tel que :

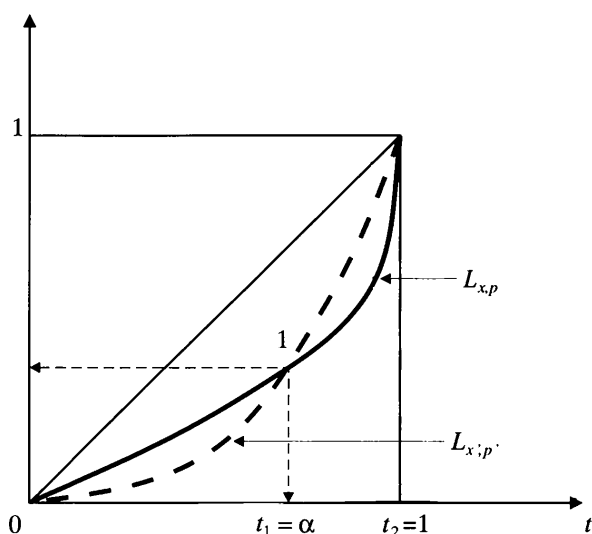
$$L_{x', p'}(t) \leq L_{x, p}(t) \quad \forall t \in [0, \alpha],$$

avec l'inégalité stricte pour au moins une valeur de t ;

$$L_{x, p}(t) \leq L_{x', p'}(t) \quad \forall t \in [\alpha, 1],$$

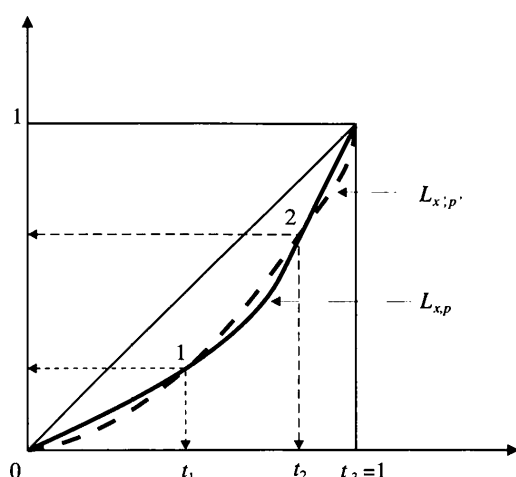
avec l'inégalité stricte pour au moins une valeur de t .

Graphique 1 : la courbe de Lorenz $L_{x, p}$ intersecte par dessus la courbe de Lorenz $L_{x', p'}$



Plaçons nous dans le cas le plus général où il existe m intersections, excluant le point de coordonnées $(0, 0)$ mais incluant le point de coordonnées $(1, 1)$. Définissons par t_i la densité cumulée à laquelle se produit la $i^{\text{ème}}$ intersection ($i = 1, \dots, m$).

Graphique 2 : cas de plusieurs intersections



Proposition 2 : une distribution (x, p) est plus inégalement pauvre que (x', p') si et seulement si les deux conditions sont satisfaites simultanément :

- la courbe de Lorenz de (x, p) intersecte la courbe de Lorenz de (x', p') par dessus ;

$$- CV_i(x, p) \leq CV_i(x', p'), \quad i = 1, \dots, m,$$

avec une inégalité stricte pour au moins un i , où $CV_i(\cdot)$ désigne le coefficient de variation calculé pour la fraction la plus pauvre t_i .

Cette procédure peut être simplifiée en vertu du résultat suivant : si les coefficients de variation calculés pour toutes les intersections paires sont inférieurs pour (x, p) à ceux pour (x', p') il en est de même à toutes les intersections impaires. Ceci conduit aux règles pratiques suivantes :

- en cas d'une seule intersection ($m = 2$) il suffit de calculer un seul coefficient de variation pour chaque distribution, le coefficient de variation pour la totalité de la distribution ;

- en cas de double intersection ($m = 3$), il suffit de calculer un seul coefficient de variation pour chaque distribution, celui correspondant à t_2 .

cide pas. Pour émettre un jugement normatif lorsque les courbes de Lorenz intersectent, il faut donc nécessairement poser une hypothèse spécifique sur l'utilité marginale du revenu.

La restriction supplémentaire tient dans la convexité de celle-ci, c'est-à-dire que l'utilité marginale du revenu diminue à taux décroissant. Le support intuitif de telles préférences est assez clair, même si une introspection pourrait révéler une utilité marginale d'abord concave puis ensuite convexe. Quoiqu'il en soit, cette hypothèse est encore "testable" par chacun d'entre nous pour introspection. Le concept de dominance distributive est l'exact parallèle de la dominance stochastique en économie du risque.

Définition 4

La distribution (x, p) domine la distribution (x', p') au sens de la dominance distributive d'ordre 3 $DD3(x, p) DD3(x', p')$ si, quel que soit U , fonction d'utilité croissante et concave de R dans R , avec U' une fonction d'utilité marginale convexe, on a :

$$\sum_{k=1}^n p'_k U(y'_k) \leq \sum_{k=1}^n p_k U(y_k).$$

Un théorème de Foster et Shorrocks (1987), analogue dans son esprit à celui de Hardy, Littlewood et

Encadré 2 : résultats pour l'effet grille

Dans la suite :

$$E = (x \in \overset{\circ}{R}_n^+ / x_1 \leq \dots \leq x_k \leq \dots \leq x_n)$$

$$\overset{\circ}{S}_{n-1} = (\overset{\circ}{p} \in \overset{\circ}{R}_n^+ / \sum_{k=1}^n p_k = 1),$$

c'est-à-dire le simplexe unité à $n - 1$ dimensions.

Définition 6 : soit deux grilles x et x' appartenant à E :

x est uniformément plus égalitaire que x' si, quel que soit p appartenant à $\overset{\circ}{S}_{n-1}$, la distribution (x, p) domine au sens de Lorenz la distribution (x', p) .

Proposition 3 : une grille x' est uniformément plus égalitaire qu'une grille x si et seulement si :

$$\frac{x_k}{x_{k+1}} > \frac{x'_k}{x'_{k+1}} \quad k = 1, \dots, n-1.$$

Proposition 4 : soit p appartenant à $\overset{\circ}{S}_{n-1}$ et soit x et x' appartenant à E tels que $x_j = x'_j$ pour j différent de k avec $x'_k > x_k$. Alors il est impossible de classer (x, p)

et (x', p) au sens du critère de Lorenz sauf si $k = 1$ ou $k = n$. Dans le premier cas (x, p) est plus égalitaire que (x', p) , dans le second cas moins égalitaire.

Proposition 5 : soit p appartenant à $\overset{\circ}{S}_{n-1}$ et soit x et x' appartenant à E tels que $x_j = x'_j$ quel que soit j différent de k , avec $x'_k > x_k$.

$$\text{Si } x_k + x'_k > (\mu_{x,p} + \mu_{x',p})(1 + CV_{x,p}^2)(1),$$

alors (x', p) est plus inégalement pauvre que (x, p) .

La condition (1) devient lorsque x'_k tend vers x_k :

$$x_k > \mu_{x,p}(1 + CV_{x,p}^2) = \sum_{k=1}^n x_k \left(\frac{x_k p_k}{\mu_{x,p}} \right) = EM_{x,p}.$$

On reconnaît dans le membre droit de l'inéquation l'entourage moyen de la distribution initiale, une notion introduite par Merlin (1977) et développée par Gouriéroux (1980). L'interprétation est la suivante : c'est la moyenne pondérée des salaires, le poids d'un salaire par échelon étant la part de la masse salariale rémunérée à cet échelon dans la masse salariale totale.

Polya, établit l'équivalence de l'approche normative et de l'approche positive.

Proposition 1

Une distribution est plus "également pauvre" qu'une autre si et seulement si la première domine la seconde au sens de la dominance distributive d'ordre 3.

La vérification empirique de l'inégale pauvreté fait l'objet de l'encadré 1.

La présentation de quelques résultats originaux qui, tout en restant élémentaires, appréhendent l'étude de l'effet grille et de l'effet structure dans le cas le plus simple, permet d'illustrer le pouvoir de discrimination du critère de l'inégale pauvreté.

L'effet grille et l'effet structure avec un nombre identique d'échelons

Le changement de la grille correspond au changement du support de la probabilité (dans notre notation x), et le changement de structure au changement des poids (dans notre notation p). Un exemple illustrera notre propos.

Supposons que la grille comporte trois échelons ; les salaires correspondants sont initialement de 5 000 F, 7 000 F et 10 000 F, et de 8 000 F, 10 000 F et 15 000 F à la fin de la période d'étude. Les effectifs correspondants sont respectivement de 50, 75 et 25 l'année initiale et de 40, 60 et 50 l'année terminale. L'effet grille consiste à comparer l'inégalité de la distribution initiale et de la distribution fictive où 50,

75 et 25 personnes sont respectivement rémunérées aux salaires de 8 000 F, 10 000 F et 15 000 F. L'effet structure consiste à comparer l'inégalité de la distribution initiale et de la distribution fictive où 40, 60 et 50 personnes sont respectivement rémunérés aux salaires de 5 000 F, 7 000 F et 10 000 F.

Nous allons traiter le cas pur où le nombre d'échelons reste identique et où il n'y a pas de création ou de disparition d'échelons. Même si ces hypothèses sont loin d'être vérifiées pour tous les établissements de l'échantillon, cette épure reste utile pour l'appréhension de cas de figure plus complexes. L'énoncé des résultats fait l'objet des deux encadrés 2 et 3, la démonstration de ces résultats originaux étant renvoyée en annexe.

Effet grille

Dans l'effet grille, on neutralise l'effet du changement des poids. La recherche de conditions permettant d'affirmer qu'une grille est plus inégalitaire qu'une autre quelle que soit la structure choisie constitue notre premier objectif. La proposition 3 (encadré 2) a trait à ce problème. Une grille de rémunération est plus égalitaire qu'une autre quelle que soit la structure si et seulement si l'écart de rémunération entre deux échelons adjacents a diminué, ceci quel que soit l'échelon. La condition obtenue est en fait évidente, mais son caractère restrictif apparaîtra pleinement dans son application à l'échantillon, et nous incite à raisonner maintenant à structure fixée.

Dans la proposition 4, nous cherchons à apprécier comment un changement local de la grille conduit à

une réduction de l'inégalité au sens du critère de Lorenz. Le plus petit changement local est évidemment une modification de la rémunération concernant un seul échelon ; nous sommes dans l'impossibilité de conclure quant à l'évolution de l'inégalité si nous nous en tenons au critère de Lorenz, à moins que ce changement local de la grille ne concerne le premier ou le dernier échelon. Une hausse du salaire du dernier échelon augmente bien sûr l'inégalité, tandis qu'une hausse du salaire du premier échelon diminue l'inégalité.

Les résultats sont plus riches avec le critère de l'inégale pauvreté. La proposition 5 précise dans quels cas un changement de la grille concernant un échelon peut accroître l'inégalité pour ce critère. Grosso modo, si le changement n'est pas trop important, il doit concerner un échelon dont le niveau de salaire est supérieur à l'entourage moyen de la distribution initiale. L'entourage moyen est un salaire moyen avec une pondération particulière ; il se trouve que dans l'échantillon d'entreprises, il n'est supérieur au salaire moyen $\mu_{x,p}$ que de quelques pourcents. Ce résultat appelle deux commentaires. En premier lieu, le fait que le salaire concerné doive être supérieur au salaire moyen semble assez naturel. Ce qui l'est peut-être moins, c'est qu'il soit nécessaire de recourir à un critère moins unanime que le critère de Lorenz, celui de l'inégale pauvreté, pour que cette condition apparaisse. Cela peut conforter le point de vue de ceux pour qui ce dernier critère recouvre une perception de l'inégalité répandue. En deuxième lieu, plus la distribution initiale est concentrée et plus le nombre d'échelons pour lesquels une hausse du salaire entraîne une hausse de l'inégalité augmente.

L'effet structure

D'une façon symétrique, nous étudions l'effet structure où l'on neutralise le changement du support. La proposition 6 établit d'emblée que les conditions garantissant une structure plus égalitaire qu'une autre, quelle que soit la grille choisie, n'existent pas. Le plus petit changement local de structure consiste dans une diminution des effectifs rémunérés à un échelon compensée par une augmentation de la proportion des effectifs pour au moins un autre échelon. Quelle que soit la grille considérée, un changement local de structure ne peut être déclaré plus égalitaire ou plus inégalitaire avec le critère de Lorenz. L'effet structure est donc fondamentalement indéterminé lorsqu'on en reste à la conception la plus classique en matière de mesure de l'inégalité. Quelle est l'intuition fondamentale d'un tel résultat ? Envisageons le cas d'une promotion, qui est un cas particulier de l'effet structure. Une promotion détériore forcément la situation relative de tous ceux situés à un échelon inférieur ou égal au plus petit échelon concerné par cette promotion. Lorsque certains OS reçoivent une promotion, ceux qui n'en reçoivent pas voient leur situation relative se dégrader. C'est la présence de salariés non concernés par une promotion qui pro-

Encadré 3 : résultats pour l'effet structure

Proposition 6 : soit x appartenant à E et soient p et p' appartenant à S_{n-1} tels que $p_k = p'_k$ quel que soit k différent de k_1 et k_2 ; alors il est impossible de classer (x, p) et (x, p') au sens du critère de Lorenz.

Proposition 7 : soit x appartenant à E et soient p et p' appartenant à S_{n-1} tels que $p_k = p'_k$ quel que soit k différent de k_1 et k_2 avec $k_1 < k_2$ et $p_{k_1} < p'_{k_1}$ et telle que la courbe de Lorenz de (x, p) intersecte une seule fois celle de (x, p') . Alors (x, p') est plus inégalement pauvre que (x, p) si et seulement si :

$$x_{k_1} + x_{k_2} > (\mu_{x,p} + \mu_{x,p'}) (1 + CV_{x,p}^2) \quad (2).$$

Si x_{k_2} est peu différent de x_{k_1} , on retrouve une condition identique à celle obtenue par l'effet structure, à savoir que x_{k_2} doit être supérieur à l'entourage moyen de la distribution initiale. En tout état de cause, le membre droit de l'inéquation (2) est supérieure à 2 fois l'entourage moyen ce qui permet d'affirmer que (2) implique :

$$\frac{x_{k_1} + x_{k_2}}{2} > EM_{x,p} \quad (3).$$

voque l'intersection des courbes de Lorenz. Bien sûr, ce résultat d'indétermination disparaît lorsque tous les individus du premier échelon sont promus.

Il est raisonnable d'anticiper un résultat positif avec le critère de l'inégale pauvreté, et c'est ce qu'établit la proposition 7 où nous obtenons une condition voisine de celle de la proposition 5. Si un changement de structure concerne deux échelons dont le niveau moyen de salaire est supérieur à l'entourage moyen, l'inégalité aura augmenté avec le critère de l'inégale pauvreté. Cette condition appelle un commentaire identique à celui fourni à l'occasion de la présentation de la proposition 5. En conclusion, il faut donc accepter de raisonner avec le critère de l'inégale pauvreté pour pouvoir juger d'un effet structure dans des cas de figures bien précis.

La conclusion qui se dégage de cette petite étude théorique tient dans l'utilité de raisonner en termes d'inégale pauvreté, car nos résultats se résumeraient à peu de chose si nous en étions restés à la vision la plus classique de la mesure de l'inégalité. Même si ces résultats vont se révéler utiles dans l'interprétation des résultats, l'étude de l'effet grille et de l'effet structure pour notre échantillon d'établissements est compliquée du fait que le nombre d'échelons a varié au cours de la période d'étude. Le paragraphe suivant est consacré à la résolution de cette difficulté.

Un effet structure au sens large

Le tableau 1 synthétise l'évolution des grilles. Une grille identique signifie que les échelons pour lesquels on rencontre une population non nulle sont identiques en 1976 et en 1987. La première information essentielle est que les grilles ne sont restées

Tableau 1 : comparaison des grilles entre l'année initiale T et l'année terminale T'

	Ouvriers	Agents de maîtrise	<i>Cols blancs</i>	<i>Cols bleus</i>	Ensemble des salariés
Type d'évolution					
Grilles comparables	66	73	104	22	16
Grilles identiques	12	27	15	0	0
Grille T' incluse dans grille T	24	32	73	10	11
Grille T incluse dans grille T'	30	14	16	12	5
Grilles non comparables	57	26	32	75	84
Nombre d'échelons identiques	24	10	11	19	8
Nombre d'échelons $T > T'$	5	5	13	20	45
Nombre d'échelons $T' > T$	28	11	8	35	31
Total	123	99	136	97	100

identiques que pour 11 % des comparaisons effectuées (16 sur 140, *cols blancs* et *cols bleus* confondus). L'analyse théorique effectuée ci-dessus ne s'applique en toute rigueur qu'à ces établissements.

Une différence marquée apparaît entre les *cols bleus* et *cols blancs*. Pour une majorité d'établissements la grille 1987 est incluse dans la grille 1976 pour les *cols blancs* ; en effet, un certain nombre d'échelons de la grille 1976 sont affectés d'une population nulle en 1987. Ce phénomène concerne essentiellement le premier, voire le deuxième échelon inférieur de la grille de 1976. Par contre, pour les *cols bleus*, la non-comparabilité des grilles est le cas le plus fréquent. Cela s'explique de la manière suivante : il n'existe plus en 1987, de salariés rétribués au premier ou au deuxième échelon de la grille de 1976, et réciproquement on ne rencontre pas de salariés, en 1976, rétribués au dernier ou à l'avant-dernier échelon de la grille de 1987. Une caractéristique commune aux deux catégories est néanmoins le déplacement vers la droite de ce que l'on pourrait encore appeler le "support de la probabilité" à salaire moyen constant.

Ce constat nous oblige à une réflexion d'ordre méthodologique. On pourrait songer à définir deux effets structure (respectivement deux effets grille), un effet au sens strict, un effet au sens large. Si nous comparons les structures (respectivement les grilles) des années initiale et terminale, nous enregistrons la différence du nombre d'échelons et de leur identité comme étant un changement de la structure (respectivement de la grille). Dans notre terminologie, nous mesurons là des effets au sens large. Les effets au sens strict consistent à comparer les structures (respectivement les grilles) des années initiale et terminale uniquement pour les échelons présents les deux années. Le point important à faire apparaître est ici que seul l'effet structure a un sens mathématique. Prenons l'exemple d'un établissement suivi sur trois années, l'année initiale, une année intermédiaire, l'année terminale. L'on compte deux échelons de rémunération l'année initiale, trois l'année intermédiaire et deux l'année finale. Les salaires

et les effectifs correspondants sont donnés dans le tableau 2.

Tableau 2 : exemple

Echelons	Année initiale		Année intermédiaire		Année terminale	
	x	p	x	p	x	p
1	10	30 %	15	25 %		
2	20	70 %	25	65 %	30	70 %
3			30	5 %	35	30 %

L'effet structure au sens large

Nous prenons la structure de l'année initiale, celle de l'année terminale, et nous choisissons une grille de référence d'une année intermédiaire, de telle façon qu'elle comporte au moins autant d'échelons que la réunion de la grille de l'année initiale et de celle de l'année terminale. Dans l'exemple, nous n'avons pas le choix de l'année intermédiaire, et l'effet structure consiste dans la comparaison de :

$$(x, p) = (15, 25, 30 ; 30 \%, 70 \%, 0 \%) \text{ et de :}$$

$$(x, p') = (15, 25, 30 ; 0 \%, 70 \%, 30 \%).$$

L'effet structure au sens strict

Nous comparons les structures des années initiale et terminale uniquement pour les échelons présents les deux années. Le tableau 2 fait bien apparaître que le seul échelon présent les deux années est l'échelon 2.

Nous sommes donc amenés à comparer :

$$(x, p) = (25 ; 70 \%) \text{ et } (x, p') = (25 ; 70 \%),$$

ce qui est dénué de toute signification puisque les objets comparés ne sont pas des probabilités.

L'effet grille au sens large

D'une façon symétrique, mesurer l'effet grille au sens large consiste à prendre la grille de l'année initiale, celle de l'année terminale et une structure

de référence d'une année intermédiaire correspondant à une grille comportant au moins autant d'échelons que la réunion de la grille de l'année initiale et celle de l'année terminale. Dans l'exemple cela donne :

$$(x, p) = (10, 20 ; 25 \%, 65 \%) ;$$

$$(x', p') = (30, 35 ; 65 \%, 5 \%) .$$

Là encore, les objets comparés ne sont pas des probabilités ; cette opération n'a de sens mathématique que si nous multiplions à chaque fois la fonction de densité tronquée par un terme correcteur approprié, afin que l'axiome des probabilités totales soit satisfait. Ceci posé, le caractère économique de l'opération reste douteux. Les deux grilles sont appliquées sur deux structures différentes, chacune d'entre elles pouvant être d'une forme très éloignée de celle qui prévaut en moyenne sur toute la période d'étude.

L'effet grille au sens strict

Nous comparons les grilles des années initiale et terminale uniquement pour les échelons présents les deux années, dans l'exemple l'échelon 2. La comparaison porte sur :

$$(x, p) = (20 ; 65 \%) ;$$

$$(x', p') = (30 ; 65 \%) .$$

La troncature de la fonction de densité de référence est ici identique, mais les objets comparés ne sont toujours pas des probabilités.

En résumé, le seul effet que nous pouvons chercher à mesurer est l'effet structure au sens large. Nous enregistrons la différence du nombre d'échelons et de leur identité comme étant un changement de la structure. Il reste à apprécier si cette limitation n'est pas trop gênante sur le plan économique.

Deux phénomènes ont pu contribuer à ce glissement vers le haut des échelons de la grille. Premièrement, avec la progression de l'automatisation des ateliers de production, on a supprimé des postes peu quali-

fiés et recruté des techniciens qualifiés. On assiste bien là à un changement de structure. Deuxièmement, un glissement vieillesse-technicité (GVT) a pu se produire dans le souci d'un bon déroulement de carrière des salariés les moins bien rémunérés. Ceci peut être interprété comme un changement de structure si l'on considère que l'ancienneté traduit véritablement une qualification supérieure, mais la généralité de cette assertion ne saurait être clairement démontrée. Il faut plutôt considérer qu'une partie de l'effet GVT consiste dans un changement de rémunération de la même qualification, et donc peut être également interprété comme un changement de grille. Dans la mesure où il est impossible, d'après nos données, de distinguer les deux phénomènes, et dans la mesure où l'un d'entre eux est clairement du côté de l'effet structure, choisir d'interpréter ce glissement du support comme étant le résultat unique d'un changement de structure ne constitue pas la pire des solutions.

Les difficultés et les choix méthodologiques étant précisés, nous sommes en mesure de présenter nos résultats.

Résultats

La démarche suivante nous a guidés dans l'obtention et la présentation des résultats. La description de l'évolution de l'inégalité pour toutes les catégories précède une tentative de décomposition de cette évolution. Nous cherchons ensuite à expliquer l'évolution de l'inégalité à l'intérieur des ensembles *cols blancs* et *cols bleus* grâce à la décomposition "effet structure"-"effet grille" présentée dans la partie précédente. Une remarque s'impose à cet endroit : suivre cette démarche pour l'ensemble des salariés n'aurait pas eu grand sens dans la mesure où il n'existe pas de grille générale, les deux grilles *cols blancs* et *cols bleus* se chevauchant.

Les résultats présentés concernent l'ensemble de l'échantillon, et c'est à dessein que nous ne précisons pas l'année initiale et l'année terminale.

Tableau 3 : évolution de l'inégalité

Type d'évolution	Ouvriers	Agents de maîtrise	Cols blancs	Cols bleus	Ensemble des salariés
T' plus égal que T	17	28	40	19	24
T' plus également pauvre que T	48	45	53	35	32
T plus égal que T'	6	6	2	0	2
T plus également pauvre que T'	14	16	18	5	6
$T' = T$	1	0	0	0	0
Non comparable	60	38	65	57	62
Total ⁽¹⁾	123	99	136	97	100

Ce tableau donne le nombre d'établissements pour lesquels l'inégalité a augmenté, diminué ou est restée stable entre T (l'année initiale) et T' (l'année terminale).

Tableau 4 : nombre d'établissements dans lesquels la situation des salariés situés en haut de la grille se détériore

	Ouvriers	Agents de maîtrise	Cols blancs	Cols bleus	Ensemble des salariés
Type d'évolution					
Baisse relative du salaire le plus élevé	65	69	120	79	87
Hausse relative du salaire le plus élevé	58	30	16	18	13

Une évolution de l'inégalité indéterminée dans la moitié des cas, une réduction de l'inégalité dans 38 % des cas de figure

Dans la grande majorité des établissements, on ne peut conclure à une baisse ou à une hausse de l'inégalité, quelle qu'en soit la conception. En effet, sur 555 comparaisons effectuées toutes catégories confondues, on ne peut conclure pour 271 d'entre elles, soit 49 % (voir tableau 3). Ce pourcentage est plus élevé dans les deux ensembles qui résultent d'un mélange, à savoir les *cols bleus* et l'ensemble des salariés, constatation qui ne surprend pas dans la mesure où dans ces deux derniers cas il faut également compter avec l'évolution de l'inégalité entre catégories élémentaires.

Lorsque l'indétermination est levée, c'est une baisse de l'inégalité que l'on constate dans une très grande majorité des cas (213 cas de baisse contre 59 de hausse). Ceci est tout particulièrement vrai avec le critère de Lorenz (127 cas de baisse contre 16 de hausse). Il n'existe qu'un établissement où l'inégalité a diminué dans les 5 catégories à la fois, et un autre dont la courbe de Lorenz est restée pratiquement inchangée sur la période considérée à un seuil de précision de 0.5 % .

Le test de l'inégale pauvreté appliqué aux établissements pour lesquels le test de Lorenz ne s'est pas révélé décisif est concluant dans 23 % des cas (85 cas de hausse contre 43 de baisse). Sur un plan très général, nous pouvons déjà conclure que le critère de l'inégale pauvreté se révèle avoir un pouvoir de discrimination assez élevé. Le cas de plusieurs intersections des courbes de Lorenz survient dans la moitié des comparaisons effectuées.

Les quelques précisions qui suivent permettent sinon de comprendre, du moins de mieux situer l'origine

de l'indétermination qui concerne la moitié des comparaisons effectuées. Toutes catégories confondues, la courbe de Lorenz de l'année initiale intersecte celle de l'année terminale par dessus dans la moitié des cas de figure (214 sur 411). Sur ces 214 cas, la condition sur les coefficients de variation n'indique la direction d'un accroissement de l'inégalité que dans 43 d'entre eux. Cela signifie que, dans la moitié des comparaisons, la plus faible croissance du salaire correspondant à l'échelon le plus bas s'est accompagnée d'autres changements en sens inverse à d'autres endroits de la distribution. Par exemple, le tableau 4 permet de constater que la situation relative des salaires correspondant à l'échelon le plus élevé s'est dégradée, et ceci quelle que soit la catégorie considérée.

Ces conclusions restent valables pour les 5 catégories considérées, à l'exception des ouvriers, pour lesquels la réduction de la part des plus hauts salaires apparaît dans un moins grand pourcentage d'établissements.

Un effet structure au sens large indéterminé

Dans la plupart des établissements, nous n'avons pas eu le choix de l'année intermédiaire de référence. Ce choix s'est même révélé impossible pour près des deux tiers des établissements pour les *cols blancs*, et notre analyse porte sur 308 comparaisons au lieu des 454 de départ en raisonnant toutes catégories confondues. Pour les raisons exposées plus haut, le commentaire portera uniquement sur les résultats concernant les *cols bleus* et les *cols blancs*.

L'année de référence n'est pas forcément la même d'un établissement à un autre, mais ceci ne doit pas influencer d'une manière notable sur les résultats. Notre analyse théorique est ici suffisante pour expliquer

Tableau 5 : effet structure

Type d'évolution	Ouvriers	Agents de maîtrise	Cols blancs	Cols bleus
T' plus égal que T	1	14	13	4
T' plus également pauvre que T	2	21	18	4
T plus égal que T'	14	6	3	0
T plus également pauvre que T'	34	20	16	11
$T' = T$	7	3	4	2
Non comparable	44	37	68	17
Total	87	81	106	34

Ce tableau indique le nombre d'établissements pour lesquels l'inégalité a augmenté, diminué ou est restée stable entre l'année initiale T et l'année terminale T' .

Tableau 6 : concordance entre effet total et effet structure

	Ouvriers	Agents de maîtrise	Cols blancs	Cols bleus
Type d'évolution				
<i>T' plus égal que T</i>	1 / 48	8 / 28	10 / 40	3 / 19
<i>T' plus également pauvre que T</i>	11 / 48	11 / 45	10 / 53	3 / 35
<i>T plus égal que T'</i>	4 / 6	2 / 6	0 / 2	0 / 0
<i>T plus également pauvre que T'</i>	8 / 14	6 / 16	4 / 18	0 / 5

La fraction indique la proportion d'établissements pour lesquels l'effet structure est du même signe que l'effet total.

les deux faits majeurs concernant l'effet structure (cf. tableau 5).

- *Comme le laisse présager la proposition 6, le pouvoir décisif du critère de Lorenz est faible (14 % des comparaisons) avec une légère tendance à la réduction de l'inégalité.*

Toutefois, d'après l'analyse théorique, le pouvoir décisif du critère de Lorenz doit être nul. L'écart entre résultats théoriques et empiriques provient de la différence du nombre d'échelons des grilles initiale et terminale. L'exemple de l'entreprise 447 illustre parfaitement ce point dans le cas des cols bleus : la courbe de Lorenz pour 1987 est toujours au-dessus de celle de 1976. La grille de 1987 est incluse dans la grille de 1976 au sens du tableau 1 avec la disparition du plus bas échelon de 1976 en 1987. Si tous les salariés de l'échelon le plus bas sont concernés ensemble par une promotion, l'inégalité au sens Lorenz diminue.

- *Dans 70 % des cas d'intersections (cols blancs et cols bleus confondus), l'ordonnée de la courbe de Lorenz 1976 commence par être au-dessus de celle de 1987.*

Dans 70 % des cas, l'effet structure a joué dans le sens d'une diminution de la part de la masse salariale gagnée par les salariés les moins bien rémunérés. Nous tenons là la confirmation empirique du caractère inégalitaire d'une promotion qui ne concerne qu'un sous-ensemble des salariés du bas de l'échelle.

Il est à noter que le test d'inégale pauvreté n'est pas très décisif (20 % des comparaisons), mais il indique plutôt un accroissement de l'inégalité (24 cas contre 5). Par contre, seuls 30 % des établissements connaissent une hausse du coefficient de variation

entre 1976 et 1987, ce qui indique sans doute que l'effet structure n'a pas concerné majoritairement des échelons du haut de la grille des salaires. Au total, aucune tendance nette ne se dégage puisque dans 60 % des établissements la comparaison est impossible, et l'on compte un nombre à peu près égal (22 contre 28) d'établissements enregistrant une évolution opposée de l'inégalité.

Toutes les constatations précédentes conduisent à douter de la contribution de l'effet structure à la réduction de l'inégalité. Le tableau 6, qui se donne pour but d'étudier le parallélisme de l'effet total et de l'effet structure, est très significatif à cet égard. *Cols blancs* et *cols bleus* confondus, l'effet structure ne joue dans le sens d'une réduction de l'inégalité que dans 13 cas sur 88. Donc, pour une très grande majorité des établissements qui ont connu une baisse de l'inégalité, c'est l'effet grille ou l'effet conjoint de la grille et de la structure qui est à l'origine du phénomène.

L'effet grille : une réduction de l'éventail des salaires

Nous procédons d'abord au test de la proposition 4 pour savoir si la grille de l'année initiale est plus égalitaire que celle de l'année terminale, quelle que soit la structure considérée (cf. tableau 7). Pour rester fidèle à notre ligne de partage entre effet grille et effet structure, nous effectuons une comparaison seulement pour les échelons présents dans les grilles des années initiale et terminale (effet grille au sens strict). Sur 431 comparaisons effectuées, toutes catégories confondues, il existe seulement 20 comparaisons pour lesquelles on peut déclarer la grille de l'année initiale plus égalitaire que la grille de l'année terminale. Il n'existe par contre aucun

Tableau 7 : évolution de la grille, distribution des établissements suivant le pourcentage de cas x pour lequel le test de la proposition 3 n'est pas vérifié

	Ouvriers	Agents de maîtrise	Cols blancs	Cols bleus
$x = 0 \%$	2	18	0	0
$0 \% < x < 25 \%$	4	4	4	4
$25 \% < x < 50 \%$	45	29	58	26
$50 \% < x < 75 \%$	41	24	70	46
$75 \% < x < 100 \%$	30	16	4	14
Total	122	91	136	90

établissement pour lequel on puisse déclarer la grille de l'année terminale plus inégalitaire.

La proportion de comparaisons concluantes est réellement faible et, en particulier, il est peut-être étonnant de ne pas y trouver un seul établissement pour les *cols blancs*. Nous touchons là peut-être une des limites de notre interprétation des données. Le salaire dont nous disposons pour chaque échelon est un salaire moyen qui reflète donc la composition par ancienneté dans l'échelon. Le rapport du salaire moyen de deux échelons peut donc changer suite à la modification de la composition par ancienneté d'un échelon. Lorsque les effectifs par échelon sont faibles, cet effet peut dominer l'effet de réduction ou d'augmentation de l'éventail des salaires entre ces deux échelons. Ce test enregistre donc également tout le bruit de la base de données par rapport à notre interprétation.

Le tableau 7 contient également une information sur le pourcentage de fois où le test de la proposition 4 est transgressé, à savoir le nombre de fois où le rapport des salaires adjacents x_k/x_{k+1} a diminué, divisé par le nombre total de rapports que l'on peut calculer. Nous n'avons pas établi formellement que plus il y a transgression dans ce sens et plus la proportion de structures pour lesquelles on peut déclarer une grille x plus égalitaire que x' augmente, mais le résultat ne semble pas faire de doute.

Toutes catégories confondues, c'est pour une petite majorité des établissements (57 %) que l'on constate une proportion majoritaire de transgressions, cette proportion étant cependant plus faible pour les agents de maîtrise.

L'évolution de l'étendue relative peut constituer un indicateur très parcellaire de l'évolution de l'éventail des salaires. Lorsqu'on compare l'étendue relative pour les échelons présents dans les deux grilles (grille au sens stricte), on constate une baisse pour 76 % des établissements chez les *cols bleus* et une baisse pour 64 % des établissements chez les *cols blancs*.

L'étendue relative calculée sur la grille des salaires au sens strict minore la réduction réelle de l'éventail des salaires, surtout pour les *cols blancs* pour lesquels, dans une majorité d'établissements, la grille de 1987 est incluse dans celle de 1976 en raison de la disparition des deux premiers échelons inférieurs. Il est assez remarquable de retrouver le même résultat lorsque l'on calcule l'évolution de l'étendue relative en prenant en compte tous les échelons (grille au sens large), ceci afin de respecter le fait qu'une partie du changement du nombre d'échelons reflète un véritable changement de grille (voir la discussion sur l'effet GVT à la section précédente) : on obtient en effet une baisse pour 81 % des établissements chez les *cols bleus* et de 75 % chez les *cols blancs*.

Dans le même ordre d'idée, la moyenne non pondérée pour l'ensemble de l'échantillon de l'étendue relative passe de 2.56 à 2.26 pour les *cols bleus* et de 2.35 à 2.12 pour les *cols blancs*.

Les résultats reportés dans le tableau 8 portent sur un test de l'effet grille pour une structure de référence, non sur la période 1976-1987 où il n'aurait pu être mis en place que sur 9 établissements, mais sur une période plus courte. Nous avons sélectionné les établissements pour lesquels la grille reste identique pendant au moins 6 ans ; 37 établissements sur 98 pour les *cols blancs* et seulement 17 établissements sur 72 pour les *cols bleus* satisfont à cette exigence. La lecture du tableau indique bien une tendance à la réduction de l'inégalité (24 baisses contre 2 hausses sur un total de 54, toutes catégories confondues). Bien sûr, l'échantillon est trop faible pour que ce test constitue une preuve, mais il n'infirmes pas la conjecture d'un effet grille égalitaire.

Tableau 8 : effet grille, nombre d'établissements pour lesquels l'inégalité a augmenté, diminué ou est restée stable entre l'année initiale T et l'année terminale T'

	<i>Cols blancs</i>	<i>Cols bleus</i>
T' plus égal que T	13	4
T' plus également pauvre que T	15	9
T plus égal que T'	2	0
T plus également pauvre que T'	2	0
<i>Non comparable</i>	22	8
Total	37	17

Conclusion

Sur un plan méthodologique, cette étude devrait inciter à recourir plus fréquemment au dépassement du critère de Lorenz que constitue le critère de l'inégale pauvreté. Nous avons souligné à plusieurs reprises que les implications de ce critère ne heurtaient pas le sens commun.

On peut également retenir qu'une promotion ou une hausse de salaire à un échelon augmente l'inégalité si la rémunération à cet échelon est supérieure à l'entourage moyen, en raisonnant toutes choses égales par ailleurs.

La difficulté de l'étude empirique réside toute entière dans la remarque suivante : des deux effets, l'effet structure et l'effet grille, le premier peut être mesuré, mais il ne peut conduire à un changement de signe en matière d'inégalité, alors que nous ne pouvons mesurer le second qui devrait donner un changement de signe non ambigu de par la réduction constatée de l'éventail des salaires.

Nous sommes donc conduits à formuler l'hypothèse que nous ne pouvons vérifier dans son intégralité sur

cet échantillon d'établissements : l'effet grille a dû agir, dans un grand nombre d'établissements, dans le sens d'une réduction de l'inégalité, mais son action a été bloquée par l'évolution des structures de signe indéterminé. Ceci peut permettre de comprendre pourquoi la réduction de l'inégalité au sens de Lorenz n'a pu être constatée que dans un quart des établissements, alors même que l'on assiste à une réduction de l'éventail des salaires dans plus des deux tiers de ceux-ci. Il serait du plus haut intérêt de tester cette hypothèse sur une plus large échelle.

Si cette étude permet de faire passer l'idée qu'il ne suffit pas de réduire l'éventail des salaires pour diminuer l'inégalité (ou l'inverse, bien évidemment), notre travail n'aura pas été complètement inutile.

Note

(1) Dans tous les tableaux de cette partie la ligne Total est la somme de la ligne *non comparable* et des lignes enregistrant le résultat pour le critère de l'inégale pauvreté. En effet si une distribution domine au sens de Lorenz une autre distribution, la première distribution est plus également pauvre que la seconde.

Bibliographie

Barge M., Payen J.F. (1981). "Vieillesse et salaire : une optique individuelle", *Economie et Statistique*, n°139, pp.3-16.

Bourguignon F., Morrisson C. (1985). "Une analyse de décomposition de l'inégalité des revenus individuels en France", *Revue Economique*, vol.36, n°4, pp.741-777.

Cerc (1973). "Les connaissances et opinions des Français dans le domaine des revenus", n°19-20.

Davies J., Hoy M. (1991). "Making Inequality Comparisons when Lorenz Curves intersect", D.P University of Western Ontario.

Foster J., Shorrocks T. (1987). "Transfer Sensitive Inequality Measures", *The Review of Economic Studies*, n°179, pp.485-498.

Gouriéroux C. (1980). "Note sur la "notion d'entourage moyen" ", *Annales de l'Insée*, n°37, pp.111-122.

Merlin N. (1977). "La notion d'entourage moyen", *Annales de l'Insée*, n°25, pp.109-136.

Menezes C., Geiss C., Tressler J. (1980). "Increasing Downside Risk", *American Economic Review*, vol.70, n°5, pp.921-923.

Sen A.K. (1973). *On Economic Inequality*, Clarendon Press, Oxford.

Sollogoub M. (1988). "L'inégalité des revenus primaires en France de 1962 à 1979", *Revue Economique*, vol.39, n°3, pp.545-572.

Trannoy A. (1991). "L'évolution de l'inégalité des salaires par degré de qualification à l'intérieur des entreprises françaises, rapport de fin de recherche, appel d'offres "économie quantitative", M.R.T.

Trannoy A., Jehanne R., Lebreton M., Moyes P. (1991). "L'évolution du caractère inégalitaire du couple impôt sur le revenu-cotisations sociales sous la cinquième République", *Economie et Prévision*, n°98, pp.1-18.

Whitmore C.A. (1970). "Third Degree Stochastic Dominance", *American Economic Review*, vol.60, n°3, pp.457-459.

Démonstration de la proposition 3

Condition suffisante : évidente.

Condition nécessaire : supposons :

$$\exists k, k+1 / \frac{x_k}{x_{k+1}} < \frac{x'_k}{x'_{k+1}}.$$

Soit $p^m \in \overset{\circ}{S}_{n-1}$ avec $p_j^m = \frac{1}{m^2} \forall j \neq k, k+1$ avec $m > 0$. La limite de p^m est notée p^* .

Pour $t = \frac{k-1}{m^2} + p_k$, on obtient :

$$L_{x,p^m}(t) = \frac{\frac{1}{m^2} \sum_{j=1}^{k-1} \frac{x_j}{x_k} + p_k^m}{\frac{1}{m^2} \sum_{j \neq k, j \neq k+1} \frac{x_j}{x_k} + p_k^m + p_{k+1}^m \frac{x_{k+1}}{x_k}}.$$

Or :

$$\lim_{m \rightarrow +\infty} L_{x,p^m}(t) = L_{x,p^*}(t) = \frac{p_k^*}{p_k^* + p_{k+1}^* \frac{x_{k+1}}{x_k}}$$

$$\lim_{m \rightarrow +\infty} L_{x',p^m}(t) = L_{x',p^*}(t) = \frac{p_k^*}{p_k^* + p_{k+1}^* \frac{x'_{k+1}}{x'_k}}.$$

Par hypothèse $L_{x',p^*}(t) > L_{x,p^*}(t)$ pour $t = p_k$

et donc il existe m "suffisamment grand" à partir duquel :

$$L_{x',p^m}(t) > L_{x',p^*}(t) \text{ pour } t = \frac{k-1}{m^2} + p_k.$$

La proposition 4 est un corollaire de la proposition 5.

Démonstration de la proposition 5

Prouvons d'abord que la courbe de Lorenz de (x, p) intersecte celle de (x', p) par dessus.

$\forall t = \sum_{j=1}^e p_j$ $e = 1, \dots, k-1$ nous avons :

$$L_{x,p}(t) = \frac{\sum_{j=1}^e p_j x_j}{\sum_{j=1, j \neq k} p_j x_j + p_k x_k} \quad L_{x',p}(t) = \frac{\sum_{j=1}^e p_j x_j}{\sum_{j=1, j \neq k} p_j x_j + p_k x'_k}$$

et donc $L_{x,p}(t) > L_{x',p}(t)$.

$\forall t = \sum_{j=1}^e p_j$ $e = k, \dots, n$:

$$L_{x,p}(t) = \frac{\sum_{j=1, j \neq k}^e p_j x_j + p_k x_k}{\sum_{j=1, j \neq 1} p_j x_j + p_k x_k}$$

$$L_{x',p}(t) = \frac{\sum_{j=1, j \neq k}^e p_j x_j + p_k x'_k}{\sum_{j=1, j \neq 1} p_j x_j + p_k x'_k}$$

$L_{x,p}(t)$, de la forme $\frac{a + bx_k}{c + bx_k}$, est croissante en fonction de x_k .

Donc $L_{x',p}(t) > L_{x,p}(t)$.

Il reste à prouver que :

$$\frac{\sigma_{x,p}^2}{\mu_{x,p}^2} < \frac{\sigma_{x',p}^2}{\mu_{x',p}^2}.$$

Un calcul élémentaire permet d'établir que ceci est équivalent à (1).

Démonstration de la proposition 6

Sans perte de généralité : $p_{k_1} > p'_{k_1}$ et $k_2 > k_1$.

Pour $t = \sum_{j=1}^{k_1} p'_j$, nous obtenons :

$$L_{x,p}(t) = \frac{\sum_{j=1}^{k_1-1} p_j x_j + p'_{k_1} x_{k_1}}{\sum_{j=1}^n p_j x_j}$$

$$L_{x,p'}(t) = \frac{\sum_{j=1}^{k_1-1} p_j x_j + p'_{k_1} x_{k_1}}{\sum_{j=1}^n p'_j x_j}$$

et donc : $L_{x,p}(t) > L_{x,p'}(t)$ puisque $\sum_{j=1}^n p_j x_j < \sum_{j=1}^n p'_j x_j$

Pour $t = \sum_{j=1}^{k_2-1} p_j$:

$$L(x,p)(t) = \frac{\sum_{j=1}^n p_j x_j - p_{k_2} x_{k_2} - \sum_{j=1}^{k_2+1} p_j x_j}{\sum_{j=1}^n p_j x_j}$$

$$L(x,p')(t) = \frac{\sum_{j=1}^n p'_j x_j - p_{k_2} x_{k_2} - \sum_{j=1}^{k_2+1} p_j x_j}{\sum_{j=1}^n p'_j x_j}$$

et donc : $L_{x,p}(t) < L_{x,p'}(t)$.

Démonstration de la proposition 7

Si la courbe de Lorenz de (x,p) intersecte celle de (x,p') une fois, la démonstration de la proposition 6 prouve qu'elle intersecte "par dessus". En vertu de la proposition 2, il reste à prouver que :

$$\frac{\sigma_{x,p}^2}{\mu_{x',p}^2} < \frac{\sigma_{x,p'}^2}{\mu_{x,p'}^2}.$$

Un calcul simple permet d'établir que ceci est équivalent à (2).