ISSN 0010-6593

Consommation revue de socio-économie

Cote
P 00CO

Crédoc - Consommation. N° 1983-003.
Juillet - septembre 1983.

Num
4423-1

CREDOC•Bibliothèque

Sou1983 - 3321 à 3325

1983 n° 3

CREDOC

Dunod

Comité de Rédaction

André BABEAU, Bernard BRUNHES, Bernard CAZES, Alain DESROSIÈRES, Alain FOULON, Xavier GREFFE, Janina LAGNEAU, Ludovic LEBART, Michel LÉVY, Louis LÉVY-GARBOUA, Arié MIZRAHI, Philippe NASSE, Henri PÉQUIGNOT, Christian ROLLET, Simone SANDIER, Nicole TABARD, Marie-France VALETAS, Alain WOLFELSPERGER, Bernard ZARCA.

Secrétariat de Rédaction

Elisabeth Hatchuel

CREDOC, 142, rue du Chevaleret, 75013 Paris, Tél : 584.14.20

Note aux auteurs

Les auteurs qui souhaitent publier un texte (article, note ou analyse bibliographique) dans *Consommation, Revue de Socio-Économie* doivent le faire parvenir au C.R.E.D.O.C. en trois exemplaires, selon des normes qui leur seront communiquées sur demande par le secrétariat de la Revue.

Les manuscrits qui ne seraient pas acceptés par le Comité de Rédaction ne seront pas retournés.

Les auteurs recevront gratuitement 25 tirés-à-la-suite de leur article. Des exemplaires supplémentaires de ces tirés-à-la-suite pourront être obtenus aux frais de l'auteur qui en fera la demande à l'éditeur au moment de la remise des épreuves.

Abonnements/Subscriptions

Abonnements 1983 et années antérieures	*Subscriptions 1983* *and previous years*
Un an, 4 numéros France 210 F	*One year, 4 issues 210 F*
Autres pays 280 F (avec taxe supplémentaire pour envoi par avion)	*Other countries 280 F* *(with supplement for air mail)*
Le numéro 60 F	*Per issue 60 F (France)*

C.D.R. Centrale des Revues,
11, rue Gossin, 92543 Montrouge, France, Tél. : 656.52.66

Citations

Les citations sont autorisées sous réserve d'indication de la source. En revanche, toute reproduction de la totalité ou d'une partie substantielle d'un article doit faire l'objet d'une autorisation de la Revue et de son auteur.

Citations are permitted provided that the source is clearly indicated. However, reproduction of the whole, or a large part, of an article must have prior approval both from the journal and from the author(s).

© CREDOC/BORDAS 1983

« Toute représentation ou reproduction, intégrale ou partielle, faite sans le consentement de l'auteur, ou de ses ayants-droits ou ayants-cause, est illicite (loi du 11 mars 1957, alinéa 1er de l'article 40). Cette représentation ou reproduction, par quelque procédé que ce soit, constituerait une contrefaçon sanctionnée par les articles 425 et suivants du code pénal. La loi du 11 mars 1957 n'autorise, aux termes des alinéas 2 et 3 de l'article 41, que les copies ou reproductions strictement réservées à l'usage privé du copiste et non destinées à une utilisation collective d'une part et, d'autre part, que les analyses et les courtes citations dans un but d'exemple et d'illustration. »

Consommation revue de socio-économie

Sommaire/Contents

1983 n° 3 JUILLET/SEPTEMBRE 30e ANNÉE

CONSTRUCTION D'INDICATEURS DE REDISTRIBUTION

par

Jean-Loup MADRE (*)

RÉSUMÉ. — Devant la complexité des bilans redistributifs, on sent la nécessité de construire des indicateurs synthétiques plus maniables.

Nous avons commencé par construire des indicateurs de progressivité et d'incidence à partir de deux idées simples : la pente de la droite de régression du taux de transfert en fonction du revenu, et le revenu moyen pondéré par les transferts. Nous les avons rapprochés des indicateurs classiques, qu'il a fallu un peu modifier pour les doter des propriétés de décomposabilité et d'indépendance par rapport à l'étalon monétaire.

Une transformation linéaire simple (dite « normalisation ») a permis tout à la fois :

— de situer les mesures de progressivité par rapport à deux notions de neutralité : transfert proportionnel au revenu (définition classique) et transfert égal pour tous;

— de démontrer des équivalences rassemblant la plupart des indicateurs dérivés des mesures d'inégalité classiques autour de celle d'Atkinson structurée par son paramètre. Ce paramètre a pu être interprété comme plus grande sensibilité aux informations concernant les hauts revenus (e très négatif) ou les bas revenus (e grand positif).

Seul l'indicateur de Gini n'a pu être rattaché à cette famille, car il repose sur une statistique de rang. Les exemples d'application montrent bien son caractère spécifique, puisqu'il correspond, selon le transfert considéré, à des valeurs très différentes du paramètre d'Atkinson.

Le premier exemple a permis de mettre en évidence des résultats nouveaux en matière d'effets redistributifs de la tarification des transports urbains; on a ainsi pu classer par ordre d'efficacité les différents types de « réductions sociales » et les situer par rapport aux tarifs généraux (tickets à plein tarif et abonnements). Le second exemple a permis de situer la progressivité des prélèvements et des réaffectations opérés par l'Etat en fonction des différents indicateurs hiérarchisés par le paramètre d'Atkinson.

ABSTRACT. — THE CONSTRUCTION OF REDISTRIBUTION INDICATORS. *Faced with the complexity of redistribution assessments, one feels the need to construct more manageable overall indicators.*

We have begun by constructing progressiveness and impact indicators on the basis of two simple ideas: the slope of the straight line indicating decrease of the transfer rate as a function of income, and the average income weighted by the transfers. We have linked them more closely with classical indicators, which it was necessary to modify somewhat in order endow them with the properties of decomposability and independence with respect to the monetary standard.

A simple linear transformation (called a "normalization") has made it possible at the same time:

— to relate the progressiveness measurements to two neutrality concepts: transfer proportional to income (the classical definition) and equal transfer for all;

(*) Chargé de Recherche au C.N.R.S. et chercheur au C.R.E.D.O.C. L'auteur remercie M. R. PADIEU, rapporteur adjoint du C.E.R.C., et deux relecteurs anonymes pour leurs remarques et conseils. Il demeure cependant seul responsable des développements qui suivent.

Consommation-Revue de Socio-Économie, 0010-6593/1983/3/$ 500
© Credoc-Bordas

— to show equivalences including most of the indicators derived from classical measurements of inequality and relating them to Atkinson's, which is structured by its parameter. It was possible to interpret this parameter as a greater responsiveness to information concerning high incomes (e very negative) or low incomes (e a large positive number).

Only Gini's number could not be included in this family, as it is based on a rank statistic. The examples of applications make clear its individual character, since it corresponds, according to the transfer considered, to very different values from Atkinson's parameter.

The first example made it possible to bring forth new results in the matter of the redistributive effects of the price structure of urban transport ; it was thus possible to rank in terms of effectiveness the different types of "social reductions" and to relate them to general prices (full-price tickets and commutation tickets). The second example made it possible to relate the progressiveness of the deductions and reassignments performed by the government as a function of the different indicators ranked hierarchically by the Atkinson parameter.

SOMMAIRE

Depuis quelques temps, les études se multiplient dans le domaine de la redistribution des revenus (*cf.* références bibliographiques [3], [5], [6], [9], [10]) (1). Il serait intéressant de pouvoir comparer les résultats obtenus, notamment dans le temps et dans l'espace. Cette comparaison n'est pas facile car les bilans redistributifs se présentent sous forme de distributions statistiques en fonction de nomenclatures difficiles à comparer directement (tranches de revenu, quantiles de la distribution des revenus, catégorie socio-professionnelle du chef de ménage). On ressent donc la nécessité de synthétiser l'information pour faciliter son analyse.

La construction d'indicateurs n'est pas une opération simple, surtout dans un domaine susceptible de soulever les passions comme celui des revenus et de leur redistribution. On a vu notamment les polémiques que pouvaient engendrer les comparaisons internationales en matière d'inégalités de revenus ([2], [14], [15]).

Le présent article comporte deux parties : une présentation théorique et des exemples d'application. La première partie s'ouvre sur la présentation de deux indicateurs construits à partir d'idées simples. On les compare ensuite avec des indicateurs classiques ([1], [4], [11]) en fonction de propriétés considérées comme souhaitables. On cherchera enfin à ordonner l'ensemble des indicateurs.

La seconde partie présente deux exemples d'application. Le premier concerne la tarification des transports urbains, domaine d'étude nouveau en matière de redistribution. Le second est plus classique : il s'agit des effets redistributifs des finances de l'Etat.

1. ÉTUDE THÉORIQUE

1.1. Deux indicateurs simples

Avant de les présenter, il faut préciser quelques définitions.

1.1.1. *Que cherchons-nous à mesurer ?*

Sur une population donnée, nous nous proposons de mesurer l'impact de toute modification dans la répartition des revenus observée à partir d'une distribution initiale (ou revenu « primaire ») (R_i : $i=1, 2, \ldots, p$). Nous appellerons cette modification « transfert » (noté T_i : $i=1, 2, \ldots, p$). Il peut s'agir du champ d'étude classique de la redistribution c'est-à-dire de prélèvements (impôts et taxes) ou de réaffectations (prestations sociales, consommations collectives,...) opérées par les finances publiques [8]. Mais on peut aussi y inclure l'évolution des revenus, par exemple celle liée à des mesures telles que le S.M.I.C.

(1) Les chiffres entre crochets renvoient aux références bibliographiques en fin d'article.

On appellera « progressivité » un indicateur où les transferts n'interviennent que par leur structure $s_i = T_i/E(|T|)$ c'est-à-dire leur répartition dans la population étudiée, et non par leur montant total. Par contre, les mesures d'« incidence » rendront compte à la fois de la structure et du montant des transferts.

Par convention, nous définirons ici l'incidence I comme produit de l'indicateur de progressivité r par le taux de transfert (ou intensité du transfert) $E(|T|)/E(R)$ (1) :

$$I = r\frac{E(|T|)}{E(R)}. \tag{1}$$

On est bien conscient que cette convention est différente de celle adoptée par d'autres auteurs (*cf* [4] notamment). Elle trouvera sa justification quand on exposera au paragraphe 2.3 les propriétés de décomposabilité.

On dira d'un transfert qu'il est « progressif » quand il bénéficie davantage aux pauvres qu'aux riches (exemple : l'aide sociale). Par contre, un transfert profitant plus aux riches qu'aux pauvres (exemple : les dépenses de l'Etat pour l'enseignement supérieur) sera dit « régressif » ou « dégressif ». La « neutralité » est la frontière entre le domaine des transferts progressifs et celui des transferts régressifs.

La théorie fiscale classique définit de manière plus précise ces notions : un impôt est progressif (respectivement régressif) quand son taux par rapport au revenu primaire croît (respectivement décroît) en fonction de ce revenu. La neutralité correspond alors à un transfert proportionnel au revenu. On peut prendre d'autres conventions pour définir la neutralité. Par exemple, on peut dire qu'un transfert est « neutre » quand il est « égal pour tous ». Mais il faut bien voir qu'une réaffectation neutre selon cette seconde définition est progressive selon la définition classique, alors qu'un prélèvement neutre selon cette convention est régressif d'après la définition classique.

La formulation « égal pour tous » utilisée ci-dessus pour définir la neutralité amène à poser la question des unités statistiques : est-ce le transfert moyen par ménage, par personne... qui doit être égal pour tous les ménages, toutes les personnes ? Nous verrons que ce choix des unités statistiques influe beaucoup sur les mesures obtenues, car la taille moyenne des ménages croît sensiblement avec leur niveau de revenu (2). La meilleure solution consiste peut-être à utiliser les unités de consommation comme unités statistiques ; mais les statistiques par unité de consommation sont rarement disponibles.

---

(1) Dans cet article, on utilisera la notation $E(X) = 1/N \sum_{i=1}^{p} n_i x_i$ pour désigner la moyenne d'une variable $X(X_1, \ldots, X_p)$ définie pour les catégories (tranches de revenu par exemple) $i = 1$ à p de population n_i avec $N = \sum_{i=1}^{p} n_i$.

(2) Cette croissance, rapide pour les premiers déciles, se ralentit au fur et à mesure que l'on gravit l'échelle des revenus.

On peut pallier cette lacune en recourant au calcul par personne, qui donne des résultats assez proches.

Enfin, on doit dès maintenant signaler que les indicateurs élaborés doivent répondre à une propriété essentielle : l'indépendance par rapport à l'étalon monétaire, ce que les physiciens nomment indicateurs « sans dimension ». Cette propriété est capitale pour effectuer des comparaisons intertemporelles (surtout en période d'inflation) et internationales (unités de compte différentes).

Ces définitions étant précisées, présentons deux premiers indicateurs; plutôt que de les intégrer dans le cadre d'une grande théorie, nous avons préféré les introduire d'une manière illustrative.

1.1.2. *Un indicateur correspondant à la définition classique de la neutralité*

Si on se reporte aux notions de « progressivité », « régressivité » et « neutralité » introduites par la théorie fiscale, on s'aperçoit que le problème posé est l'observation des variations sur la population étudiée du taux de transfert (rapport du transfert au revenu primaire) en fonction du revenu primaire. Il est donc tentant de porter ces deux variables sur un graphique et d'étudier la régression simple du taux de transfert $t_i = T_i/R_i$, en fonction du revenu (R_i).

La croissance, décroissance ou stabilité de ce taux de transfert qui définit de manière classique respectivement les notions de progressivité, régressivité et neutralité, est mise en évidence par la pente de la droite de régression du taux de transfert en fonction du revenu. Soit m cette pente, on a :

(2) $$m = \operatorname{cov}(t, R)/V(R) = (E(tR) - E(t)\,E(R))/V(R) = (E(T) - E(t)\,E(R))/V(R).$$

Cet indicateur n'est pas satisfaisant car il a pour dimension l'inverse de l'étalon monétaire. On lui préfèrera donc :

– l'indicateur *d'incidence :*

(3) $$I = (E(T)/E(R)) - E(t),$$

obtenu en multipliant m par $V(R)/E(R)$. Il s'agit de la pente de la droite de régression du taux de transfert en fonction d'une échelle de revenu normalisée obtenue par la formule $R' = R\,E(R)/V(R)$ qui rend cette échelle indépendante de l'étalon monétaire;

– la mesure de *progressivité :*

(4) $$r = I/(E(|T|)/E(R)) = \operatorname{sgn}(T) - E(s/R)\,E(R),$$

en notant $\operatorname{sgn}(T) = E(T)/E(|T|)$ le signe du transfert T supposé pour l'instant constant sur toute la population étudiée. Cet indicateur ne dépend donc que de la structure s du transfert et de son signe.

1.1.3. *Un indicateur neutre pour un transfert égal pour tous*

On partira de la moyenne des revenus pondérée par les transferts : $E(RT)/E(T)$. L'idée sous-jacente de la construction de cet indicateur est, en prenant l'exemple d'une réaffectation, que :

– si la moyenne des revenus pondérée par les montants de transferts $E(RT)/E(T)$ est inférieure à la moyenne simple des revenus $E(R)$, le transfert bénéficie plus aux pauvres qu'aux riches. Il est donc progressif ;

– par contre, si la moyenne des revenus pondérée par les transferts $E(RT)/E(T)$ est supérieure à la moyenne simple des revenus $E(R)$, la réaffectation profite plus aux riches qu'aux pauvres : elle est donc régressive.

On proposera donc :

$$\frac{E(RT)}{E(T)} - E(R),$$

que l'on divisera par $E(R)$ pour le rendre indépendant de l'étalon monétaire. Il s'agit d'un indicateur de progressivité puisqu'il ne dépend que des s_i. Les expressions retenues seront donc :

– pour la progressivité :

$$r' = \frac{E(RT) - E(R)\,E(T)}{E(R)\,E(T)} = \frac{\operatorname{cov}(R,\,T)}{E(R)\,E(T)} = \frac{\operatorname{cov}(R,\,s)}{E(R)}; \tag{5}$$

– pour l'incidence :

$$I' = r'\,E(|T|)/E(R). \tag{6}$$

Ces indicateurs étant présentés, nous allons les comparer avec les indicateurs classiques en fonction de propriétés dont il nous semble souhaitable de les doter.

1.2. Comparaison d'indicateurs en fonction de leurs propriétés

1.2.1. *Les propriétés souhaitables*

Outre l'indépendance vis-à-vis de l'étalon monétaire signalée plus haut (§ 1.1.), il s'agit de divers types de décomposabilité.

Une première décomposabilité est celle en fonction d'une somme de transferts (exemple : ensemble de la fiscalité considérée comme la somme des divers impôts : I.R.P.P., T.V.A., ...). On souhaite alors que l'indicateur d'incidence soit la simple somme pondérée des progressivités partielles, les pondérations étant la part de chaque transfert élémentaire (au niveau de l'ensemble de la population) dans le transfert total.

Ceci nous amènera à poser le problème de la *réversibilité* : quelles sont les valeurs des indicateurs pour un jeu de transferts ramenant, pour tout le monde, le revenu après transfert au niveau du revenu primaire ? Tant que l'on considère les divers transferts en une seule étape [1], c'est-à-dire à revenu primaire constant, la réversibilité est une conséquence de la décomposabilité en fonction d'une somme de transferts. Une indétermination apparaît toutefois pour l'indicateur de progressivité. Il faudra lever cette difficulté qui apparaît pour tous les transferts à somme nulle.

On remarquera de plus que toute incidence linéaire en fonction des transferts est décomposable au sens ci-dessus, il en est de même pour toute progressivité qui est le quotient d'une fonction linéaire des transferts par le transfert total.

Un deuxième type de décomposabilité peut être envisagé : celui de nos indicateurs en fonction des différents sous-ensembles de la population étudiée. Nous rechercherons des formules analogues à celle de décomposition de la variance en variance « inter-classe » et variances « intra-classes ».

1.2.2. *Les indicateurs classiques*

Ils sont présentés pour l'essentiel dans l'article de Bourguignon et Morrisson [4]. Leur idée est de construire des mesures d'incidence à partir des mesures d'inégalités comme différence entre l'inégalité après transfert $G(R+T)$ et l'inégalité des revenus primaires $G(R)$:

$$D(R,\ T)=G(R+T)-G(R). \tag{7}$$

La progressivité est introduite par un calcul à la marge :

$$P(R,\ T)=\lim_{e \to 0} \frac{D(R+e\,T/E(T))}{e}, \tag{8}$$

G peut être toute mesure d'inégalité : mesure d'Atkinson, de Gini, de Theil, coefficient de variation, écart logarithmique,...

Les mesures de progressivité ainsi définies ont pour dimension l'inverse d'un revenu ; elles ne sont donc pas indépendantes de l'étalon monétaire. C'est pourquoi, quand nous les utiliserons, nous les multiplierons par la masse totale des revenus primaires $(NE(R))$, car, définis par l'équation (8), ils comportent tous l'inverse de cette quantité en facteur (*cf.* [4]).

On pourrait aussi penser à retenir comme indicateur l'élasticité du transfert T en fonction du revenu primaire R. Ceci présenterait l'avantage de conserver pour un même indicateur deux repères liés aux deux définitions de la neutralité présentées plus haut : les transferts proportionnels aux revenus (élasticité 1) et le transfert égal pour tous (élasticité 0). On retiendra cette idée du double étalonnage, mais on constatera que l'élasticité ne possède pas les propriétés de décomposabilité que nous estimons souhaitables.

1.2.3. *Décomposabilité*

Comme on l'a signalé plus haut, l'élasticité du transfert en fonction du revenu n'est pas linéaire en fonction des transferts, donc pas décomposable.

(1) Ceci n'est vrai que si l'on considère le revenu primaire comme constant au cours des deux étapes. Par contre, ceci cesse d'être vérifié si l'on considère deux étapes distinctes, le revenu primaire de la seconde étant $R+T$; en effet : $I(R+T,\ -T)$ [respectivement $r(R+T,\ -T)$] diffèrent en général de $-I(R,\ T)$ [respectivement $-r(R,\ T)$].

De même les indicateurs classiques d'inégalité (hormis celui de Gini), donc les mesures classiques d'incidence ne sont pas décomposables par simple sommation. Ceci peut être gênant quand on veut exprimer la part de chaque type de transfert dans un système redistributif résultant.

Par contre, les indicateurs de progressivité classique [4] sont décomposables. Il en est de même pour ceux présentés au paragraphe 1, ainsi que pour les indicateurs d'incidence.

Il reste à résoudre la difficulté signalée plus haut d'indétermination des progressivités pour un transfert à somme nulle.

En effet, ce cas n'est pas du tout à exclure *a priori*. Or, la solution proposée pour lever cette difficulté ne doit pas faire perdre aux indicateurs les propriétés indiquées plus haut, notamment la décomposabilité.

Soient r et I des indicateurs de progressivité et d'incidence satisfaisant aux propriétés de décomposabilité. Soit T un système de transferts comportant des prélèvements de somme P et des réaffectations de somme F : $T = P + F$.

On adoptera la convention suivante :

$$r(T) = \frac{E(|P|)\,r(P) + E(|F|)\,r(F)}{E(|P|) + E(|F|)}. \tag{9}$$

Cette convention permet de lever l'indétermination dans le cas d'un transfert à somme nulle et de maintenir la décomposabilité par sommation si l'on précise le passage de la progressivité à l'incidence comme :

$$I(P+F) = \frac{E(|P|) + E(|F|)}{E(R)}\,r(P+F), \tag{10}$$

dans le cas d'un système de transferts de signes opposés.

Pour simplifier l'écriture, toute la suite de la partie théorique est rédigée dans l'hypothèse d'un transfert de signe uniforme. La généralisation à un système de transferts de signes opposés est aisée à partir des formules (9) et (10) ci-dessus.

Quant à la décomposabilité en fonction de sous-populations, les indicateurs présentés au paragraphe 1 fournissent bien des décompositions analogues à celle de la variance en indicateur inter-classe et indicateurs intra-classes. Dans ces formules, les seules variantes sont les pondérations des indicateurs intra-classes : il s'agit du simple poids démographique des sous-populations dans le cas de l'incidence I et d'expressions plus complexes pour les autres indicateurs.

1.3. Ordonnancement de l'ensemble des indicateurs

1.3.1. *Normalisation et étalonnage*

Les différents indicateurs de progressivité proposés sont difficiles à comparer tels quels. En effet, ils ne sont pas tous étalonnés sur la même définition de la neutralité, et leur domaine de variation peut être très différent : intervalle borné (Gini...), demi-droite (r ou r', si on se limite à l'analyse des réaffectations ou des prélèvements), ou R tout entier (Atkinson, ...).

On a donc voulu les comparer localement en effectuant un étalonnage simple. De même que l'échelle des températures (degrés Celsius) est fixée par référence à la fusion de la glace (0°C) et à l'ébullition de l'eau (100°C), nous avons fait subir à tous les indicateurs une transformation linéaire les ramenant à 0 pour la définition classique de la neutralité et à 100 pour la neutralité définie comme une réaffectation égale pour tous.

En adoptant cette normalisation, on fixe les conventions de signe. En effet, on a signalé au paragraphe 1.1. qu'une réaffectation égale pour tous était un transfert progressif quand la neutralité était définie de manière classique. La progressivité correspond donc à des valeurs positives des indicateurs et la dégressivité à des valeurs négatives. Nous sommes conscients que d'autres auteurs (*cf.* notamment [14]) ont adopté la convention de signe inverse, un transfert progressif réduisant l'inégalité des revenus [*cf.* équation (7)]. La convention de signe adoptée ici en associant positif, progressif d'une part et négatif, dégressif d'autre part nous semble cependant rendre la lecture des résultats plus directement accessible.

Ceci nous conduit [*voir* notamment formule (14)], à mettre en facteur le signe du transfert dans l'expression des indicateurs ([1]). Il ne faudrait pas en effet qu'un prélèvement et une réaffectation de même structure conduisent à des indicateurs de même signe.

1.3.2. *Quelques équivalences*

L'indicateur de progressivité dérivé de la mesure d'inégalité d'Atkinson de paramètre e peut se mettre sous la forme ([2]) :

$$(11) \qquad P_A(e) = K \operatorname{sgn}(T)\, E\left[\left(\frac{T}{E(T)} - \frac{R}{E(R)}\right)\left(\frac{R}{E(R)}\right)^{-e}\right],$$

avec la même notation qu'au paragraphe 1.1, en notant $\operatorname{sgn}(T)$ le signe du transfert.

K est une constante qui ne dépend pas des transferts. Elle vaut $(1-A)^e$ (A étant l'indicateur d'inégalité de la distribution des revenus) dans le cas de la définition classique, et $100/E((1/N - R/E(R))\,(R/E(R))^{-e}$ dans le cas de la progressivité normalisée valant 100 pour un transfert égal pour tous.

Compte tenu du fait que, dans le cas d'un transfert à signe donné où nous nous situons, $\operatorname{sgn}(T) = E(T)/E(|T|)$ et que $s = T/E(|T|)$, on a pour $e = 1$:

$$(12) \qquad P_A(1) = K(E(s/R)\,E(R) - \operatorname{sgn}(T)) = -Kr,$$

qui est proportionnel à la progressivité dérivée de l'écart logarithmique et à l'indicateur r.

(1) Il s'agit du signe qui s'impose naturellement : « + » pour une réaffectation et « − » pour un prélèvement.

(2) *Voir* à ce sujet [4] page 207 et [11].

On constate aussi que pour $e = -1$, on a :

$$P_A(-1) = K \operatorname{sgn}(T)\left(\frac{E(RT)}{E(R)E(T)} - \frac{E(R^2)}{E^2(R)}\right) \tag{13}$$

$$= K \operatorname{sgn}(T)\left(r' - \frac{V(R)}{E^2(R)}\right),$$

qui est proportionnel à la progressivité dérivée du coefficient de variation [4] et se déduit linéairement de l'indicateur r'.

1.3.3. *Valeurs extrêmes*

Plaçons-nous maintenant seulement dans le cas de l'indicateur normalisé (valeur 100 imposée pour le transfert égal pour tous). On note R_p le revenu le plus élevé et R_1 le plus faible ; on constate, en mettant $R_1 E(R)$ [respectivement $R_p E(R)$] en facteur, que :

– lorsque e tend vers $+\infty$, $P_A(e)$ tend vers :

$$P_A(+\infty) = \frac{T_1/E(T) - R_1/E(R)}{1/N - R_1/E(R)}; \tag{14}$$

– quand e tend vers $-\infty$, $P_A(e)$ tend vers :

$$P_A(-\infty) = \frac{T_p/E(T) - R_p/E(R)}{1/N - R_p/E(R)}. \tag{15}$$

Quand e tend vers $+\infty$ (respectivement $-\infty$) l'indicateur d'Atkinson tend donc à ne plus prendre en compte que les informations relatives aux plus pauvres (respectivement aux plus riches).

1.3.4. *Une grande famille et un indicateur isolé*

On constate que tous les indicateurs de progressivité dont il est question ici peuvent se mettre sous la forme :

$$P = k \operatorname{sgn}(T)\, E\left[\left(\frac{T}{E(T)} - \frac{R}{E(R)}\right) f(R)\right], \tag{16}$$

avec :

– pour l'indicateur dérivé de la mesure de Gini : $f(R)$ est une statistique de rang, si les revenus sont classés en ordre décroissant, $f(R_i) = i$;

– pour la progressivité dérivée d'Atkinson, à laquelle nous avons vu que se rattachaient, d'une part, l'écart logarithmique moyen et l'indicateur r (pour la valeur $e = 1$ du paramètre), d'autre part, l'indicateur r' et le coefficient de variation (pour $e = -1$), on a :

$$f(R) = (R/E(R))^{-e};$$

— pour l'indicateur dérivé de la mesure de Theil :

$$f(R) = \mathrm{Log}(R/E(R)).$$

On notera que cette formulation privilégie les informations relatives aux deux extrémités de la distribution des revenus.

Calculons maintenant la limite de l'indicateur d'Atkinson pour e tendant vers zéro. $f(R)$ est alors équivalent au second ordre près à :

$$1 - e\,\mathrm{Log}(R/E(R)).$$

La progressivité de Theil est donc la limite de celle d'Atkinson quand son paramètre tend vers zéro. Il appartient donc lui aussi à la même famille.

Tous les indicateurs de progressivité présentés ici peuvent donc se mettre sous forme du produit de trois termes :

— le signe du transfert;

— le coefficient de normalisation, qui n'est autre que l'inverse de la progressivité correspondant à une réaffectation égale pour tous;

— la somme pondérée par les $f(R_i)$ des différences entre la part du transfert total et la part du revenu global allant à la catégorie i. En simplifiant les expressions grâce à l'analogie entre le numérateur et le dénominateur, on peut transformer les $f(R)$ en un vrai jeu de pondérations : $f(R) = R^{-E}$ pour $e \neq 0$ et $f(R) = \mathrm{Log}(R)$ pour $e = 0$ (indicateur de Theil).

On a démontré que l'essentiel des indicateurs présentés ici se rattachent à la famille des indicateurs d'Atkinson. Le paramètre e permet de structurer cette famille. L'interprétation de ce paramètre qui se dégage de nos calculs n'est pas un degré d'aversion vis-à-vis du risque ou de l'inégalité; il s'agit plutôt d'une sensibilité préférentielle aux informations concernant telle ou telle partie de la population définie par sa place dans la hiérarchie des revenus.

Face à cette famille, l'indicateur de Gini, qui repose sur une statistique de rang, apparaît comme isolé. Les exemples d'application qui suivent permettront notamment de le situer par rapport aux indicateurs de la famille d'Atkinson.

2. EXEMPLES D'APPLICATION DES INDICATEURS DE PROGRESSIVITÉ

Le premier exemple est tiré d'un domaine de recherche assez nouveau : l'impact social de la tarification des transports urbains [13]. On présentera aussi quelques résultats plus généraux sur l'ensemble de la redistribution opérée par l'Etat à partir des travaux de P. Cazenave et C. Morrisson [5].

2.1. L'impact social de la tarification des transports urbains

2.1.1. *Présentation du problème*

La tarification des transports urbains est généralement assez complexe. Elle comprend une gamme étendue de titres de transport dont certains sont réservés à des sous-ensembles de la population (tickets à tarif réduit pour les familles nombreuses, abonnements scolaires, gratuité aux personnes âgées...) à titre de réductions « sociales ». En comparant les situations pour huit grandes villes françaises, nous avons voulu évaluer l'impact social de chaque grande catégorie de titres de transport.

L'utilisation des indicateurs de progressivité a permis de synthétiser des résultats originaux à ce sujet. Notons tout d'abord que les données de base étaient tirées d'enquêtes, donc sujettes à fluctuations d'échantillonnage; la précision des résultats était médiocre; les erreurs aléatoires ont d'autant plus de conséquences sur les indicateurs qu'ils sont fonction de différences entre des quantités généralement assez proches : moyenne du taux de transfert et taux de transfert moyen pour I [*cf.* formule (3)], moyenne d'un produit et produit des moyennes pour r' [*cf.* formule (5)].

2.1.2. *Les résultats d'ensemble*

On a utilisé ici l'indicateur r normalisé, c'est-à-dire la progressivité dérivée de l'écart logarithmique moyen ou de la mesure d'Atkinson pour $e=1$, ou encore la pente de la droite de régression du taux de transfert en fonction d'une échelle de revenu normalisée. Il s'agit donc d'un indicateur plus sensible au bas qu'au haut de l'échelle des revenus (*cf.* § 1.3.2).

Le tableau I est divisé en deux parties :

– pour les villes situées à gauche, l'information sur le revenu des usagers n'était pas disponible (Paris et Besançon). On a donc fait les calculs à partir de transferts et de revenus moyens par catégorie socio-professionnelle du chef de ménage;

– dans la partie droite du tableau, les calculs ont été faits à partir de données moyennes par tranche de revenus.

Pour Grenoble en 1977, le calcul a été fait avec les deux méthodes (*voir* au milieu du tableau). On constate que le calcul par catégorie socio-professionnelle donne des ordres de grandeur corrects. Les deux types de résultats sont d'autant plus éloignés que la catégorie de population concernée par un transfert est concentrée dans un petit nombre de catégories socio-professionnelles hétérogènes quant au revenu. En effet, la catégorie socio-professionnelle du chef de ménage apporte alors peu d'information sur le revenu des bénéficiaires. Ainsi, au tableau I, la gratuité accordée principalement aux personnes âgées voit ses bénéficiaires concentrés dans la catégorie socio-professionnelle « inactifs » dont le revenu est bas en moyenne mais aussi très dispersé. Il n'est donc pas étonnant que ce soit pour ce titre que le calcul par catégorie socio-professionnelle donne les estimations les plus mauvaises. La normalisation des indicateurs est indispensable pour que le calcul par tranche de revenu et l'approximation par catégorie socio-professionnelle donnent des résultats dont les ordres de grandeur soient comparables. En effet, pour des indicateurs non normalisés, le calcul par catégorie socio-professionnelle conduit à des résultats beaucoup plus proches de zéro que le calcul exact.

Dans ce tableau, il ressort que les transferts liés à la tarification des transports urbains sont progressifs. En effet, ils sont surtout utilisés par des

TABLEAU I **Indicateur de progressivité normalisé par titre de transport** (Pondération par ménage).

	Calculé selon la C.S.P.				Calculé selon le revenu						
	Paris		Besançon	Grenoble	Grenoble		Lyon	Toulouse	Bordeaux	Orléans	Dijon
	1973	1977	1977	1977	1977	1973	1977	1977	1977	1977	1980
Ticket à l'unité (1).			−41		−134			−247	−253		75
Tickets en carnet.			105		74			160 (2)	(74)		
Plein tarif.	(76)	34	97		58	−24	41	125	(55)	61	68
Tarif réduit (principalement familles nombreuses) (3). .	(−45)	−23		*43*	(17)	*41*	*64*	77	*(84)*	85	
Carte à nombre de voyages limité (4).	(3)	−11	47	*51*	39	45	*17*	38	(12)	29	
Carte à vue mensuelle (5). . .		8	123				15	116	69		105
Abonnements pour étudiants ou élèves :											
− scolaire subventionné. .			83	14	18	25	13	41	47		50
− autres titres (6).	(−46)	−42	13				33		(140) T		
Réductions pour les personnes âgées :											
− tarif réduit 3e âge (7).			444							155	
− gratuité (8).		+de 512	(492)	*296*	*142*			*145*		214	181
Ensemble	14	21	82	79	61	33	33	109	51	59	97

(1) Partout sauf à Dijon, ce titre correspond à un prélèvement (prix supérieur au coût) ; il en est de même pour le plein tarif à Grenoble en 1973.

(2) Il s'agit des tickets en carnet et des tickets journaliers ; ces derniers sont nettement progressifs d'où la valeur élevée de l'indicateur.

(3) On a souligné les indicateurs correspondant à une réduction accordée seulement à partir de quatre enfants.

(4) Carte hebdomadaire sur tous les réseaux sauf à Grenoble où elle est mensuelle.

(5) Il s'agit partout de cartes mensuelles sauf à Dijon où elle est hebdomadaire.

(6) Il s'agit généralement d'abonnements sauf à Bordeaux où c'est une réduction sur les tickets en carnet ; à Lyon, les deux types de réduction coexistent.

(7) Il s'agit, à Besançon, d'une carte à vue à tarif réduit « 3e âge » et à Orléans, de tickets à tarif réduit.

(8) Les chiffres soulignés correspondent à des villes où la gratuité est accordée à toutes les personnes de plus de 65 ans quels que soient leur revenu et la commune où elles résident dans l'agglomération.

ménages modestes, sauf à Paris où la qualité de service est suffisante pour que l'ensemble de la population les utilise. Mais cette opposition entre Paris et villes de province mise à part, les différences quant à l'effet redistributif global tiennent principalement à la tarification.

Le tableau I montre des régularités quant à l'impact social de chaque type de titre de transport. Par ordre de progressivité décroissante, on trouve :

— les mesures en faveur des personnes âgées, surtout la gratuité; elles sont évidemment plus progressives quand elles sont réservées aux personnes à faibles ressources (Fonds National de Solidarité ou non-imposables), mais le gain de progressivité apporté par ces restrictions très importantes du nombre des bénéficiaires n'est pas très élevé;

— les abonnements généraux (accessibles à tous les usagers); on remarquera que quand ils coexistent, les cartes à vue (permettant un nombre de voyages illimité; type Carte Orange à Paris) sont plus progressives que les abonnements à nombre de voyages limité (type carte hebdomadaire de travail à Paris);

— les titres réservés aux scolaires; on remarquera à cet égard que les « scolaires subventionnés » (1) sont moins progressifs que les autres abonnements. Il semble aussi que ces avantages sont plus progressifs quand ils correspondent à des tickets à tarif réduit que quand il s'agit d'abonnements;

— les reductions « familles nombreuses »; elles semblent un peu plus redistributives quand elles sont réservées aux seules familles de quatre enfants et plus, mais ce n'est pas toujours le cas;

— enfin, les tickets à l'unité dont le prix est généralement plus élevé que le coût du service (2) : ils correspondent donc à un prélèvement nettement régressif car ils sont principalement utilisés par les ménages modestes.

Nous allons maintenant présenter des résultats plus détaillés sur l'exemple de Dijon en 1980.

2.1.3. *Étude plus approfondie du cas de Dijon en* 1980

On a vu au tableau I que, parmi les villes de notre échantillon, Dijon figurait parmi celles où la tarification des transports urbains était la plus progressive. A partir de cet exemple, le tableau II donne la progressivité et l'incidence normalisées pour deux types d'unités statistiques (personnes et ménages) et pour quatre indicateurs différents.

Le résultat le plus saillant est que le calcul par personne conduit à des indicateurs nettement plus élevés que celui par ménage. Cette différence semble croître quand le paramètre d'Atkinson augmente.

Tous les indicateurs figurant au tableau II classent les titres de transport dans le même ordre par rang de progressivité décroissante : gratuité, Carte sans limitation horaire, carte matin et soir, ticket à l'unité, carte 12 trajets, et

---

(1) Destinés aux écoliers résidant à plus de 5 km de leur lieu d'étude et partiellement pris en charge par l'Etat au titre des transports scolaires.

(2) Sauf à Dijon où il lui est légèrement inférieur et où la réaffectation correspondante est donc nettement progressive.

enfin, carte scolaire. On a constaté sur un autre exemple (Grenoble, 1977) que le classement de certains titres pouvait être sensible au mode de pondération. C'est le cas notamment de la gratuité accordée aux personnes âgées, puisque ces dernières appartiennent à des ménages certes modestes en moyenne, mais aussi de taille généralement plus faible que les autres.

Le transfert lié à l'usage des transports urbains représente des montants modestes comparés au revenu des ménages : 0,8 % à Dijon en 1980. Notre mesure de l'incidence étant le produit de la progressivité par ce taux de transfert, il ne faut donc pas s'étonner que malgré la valeur élevée de la progressivité, l'incidence soit modeste. Les indicateurs ainsi obtenus étant décomposables par sommation, nous avons calculé la part d'incidence due à chaque titre de transport. Les différences de niveau entre types d'indicateurs et d'unités statistiques se trouvent ainsi éliminées.

Le bas du tableau II montre que les pourcentages d'incidence varient peu pour les huit calculs présentés. On remarquera que le calcul par personne donne presque toujours une part un peu plus forte aux cartes scolaires et toujours une part un peu moins importante à la gratuité. En effet, les scolaires appartiennent à des ménages de taille plus élevée en moyenne que les personnes âgées.

On remarquera enfin que, même pour un même type d'unité statistique, les variations de la progressivité en fonction du paramètre d'Atkinson ne sont pas monotones (1). Ce résultat constaté ici seulement sur trois points va être examiné plus avant sur un autre exemple à partir de courbes complètes.

2.2. La redistribution opérée par le budget de l'État

Les données sont tirées de l'ouvrage de P. Cazenave et C. Morrisson [5] (tableau 8, page 199 et suivantes). Elles concernent la redistribution opérée par le budget de l'État en 1973. On n'a malheureusement pas encore pu traiter de données plus récentes (notamment [10]).

Les graphiques 1 et 2 montrent les variations de la progressivité d'Atkinson en fonction de son paramètre e, pour les réaffectations d'une part, et pour les prélèvements d'autre part. Sur chaque courbe, on a marqué d'une croix la valeur de l'indicateur de Gini.

Précisons tout d'abord la forme générale des courbes. Comme on l'a démontré au paragraphe 1.3.3, ces courbes connaissent des asymptotes pour e tendant vers $+\infty$ et $-\infty$. L'ordonnée de cette asymptote ne prend en compte que les informations relatives à la tranche supérieure (respectivement inférieure) des revenus pour e tendant vers $-\infty$ (respectivement $+\infty$). Il s'agit donc en général d'une information fragile, les données concernant les extrêmes de la distribution des revenus étant difficiles à saisir par enquête.

On se concentrera donc plutôt vers l'étude de la partie centrale des courbes où se situent les principaux indicateurs : coefficient de variation et r' $(e = -1)$,

---

(1) Les extréma étant extérieurs à l'intervalle $]-1, 1[$, .. ce résultat ne peut être observé au tableau II.

TABLEAU II

Différents indicateurs normalisés calculés pour les unités statistiques ménages et personnes : l'exemple de Dijon en 1980.

Valeur correspondante du paramètre d'Atkinson	Indicateur dérivé de la mesure d'inégalité : Coef. de variation −1		Theil 0		Gini non définie		Écart logarithmique 1	
Unités statistiques	Ménage	Personne	Ménage	Personne	Ménage	Personne	Ménage	Personne
Progressivité								
Ticket à l'unité.	128	187	105	178	111	188	75	161
Carte 12 trajets (1).	111	162	92	153	97	162	68	139
Cartes à nombre de voyages illimité :								
– Matin et soir (2).	141	198	126	195	136	222	101	185
– Sans limitation horaire.	147	211	131	209	141	232	107	202
Carte scolaire subventionné gratuite.	64	103	54	98	47	77	50	97
Gratuité (personnes âgées, ...).	162	226	172	247	174	272	181	273
Ensemble	128	185	115	183	121	198	97	177
Incidence totale.	1.03	1.48	0.92	1.46	0.97	1.59	0.77	1.42
Proportion expliquée par (%) :								
Ticket à l'unité.	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
Carte 12 trajets (1).	29.7	30.1	27.5	28.7	27.5	28.1	24.2	26.9
Cartes à nombre de voyages illimité :								
– Matin et soir (2).	15.0	14.7	14.9	14.6	15.4	15.4	14.3	14.3
– Sans limitation horaire.	35.5	35.4	35.3	35.6	36.2	36.4	34.2	35.3
Carte scolaire subventionné gratuite.	4.2	4.8	4.0	4.6	3.3	3.3	4.4	4.7
Gratuité (personnes âgées, ...).	15.4	14.9	18.1	16.4	17.5	16.7	22.8	18.7
Ensemble	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(1) Assimilable aux tickets en carnet.

(2) Non valables de 10 à 15 heures.

Source : Enquête ménage Dijon, janvier 1980.

Theil ($e=0$), écart logarithmique moyen et r ($e=1$). Pour mieux voir les variations des courbes dans cette partie centrale des graphiques, on a adopté une échelle cubique (e^3 au lieu de e en abscisse). On constate ainsi que l'indicateur de Gini correspond à des valeurs du paramètre d'Atkinson généralement assez proches de 0. Nous avons cependant constaté sur d'autres exemples que la valeur de la progressivité de Gini pouvait sortir de l'intervalle balayé par la progressivité d'Atkinson.

Les dix réaffectations figurant au graphique 1 et les huit prélèvements figurant au graphique 2 sont classés presque dans le même ordre par tous les indicateurs. Cependant, cette stabilité ordinale n'empêche pas des différences sensibles dans les écarts relatifs entre transferts mesurés au niveau cardinal. En tout état de cause, on retrouve bien, quel que soit l'indicateur utilisé, les résultats classiques : parmi les dépenses publiques considérées ici, celles consacrées à l'enseignement supérieur sont les seules qui soient franchement régressives; en revanche, on ne s'étonnera pas de trouver la progressivité maximale pour les dépenses d'aide sociale et celles consacrées à l'agriculture, considérées comme destinées à alléger le budget alimentaire des ménages.

Quant aux impôts et taxes, le graphique 2 montre l'opposition classique entre les impôts indirects nettement régressifs, d'une part, et l'impôt sur le revenu et l'impôt sur les sociétés, d'autre part. Les valeurs de la progressivité sont nettement plus dispersées pour les indicateurs sensibles aux hauts revenus (e négatif, gauche du graphique) que pour ceux plus sensibles aux bas revenus (droite du graphique 2).

Le jeu combiné des prélèvements et des réaffectations de l'Etat est faiblement progressif. La progressivité est un peu moins forte quand on répartit les consommations collectives indivisibles (police, défense nationale, affaires étrangères, ...) proportionnellement au revenu (progressivité comprise entre 15 et 35) que quand on les répartit de manière égale pour tous les ménages (progressivité comprise entre 35 et 55).

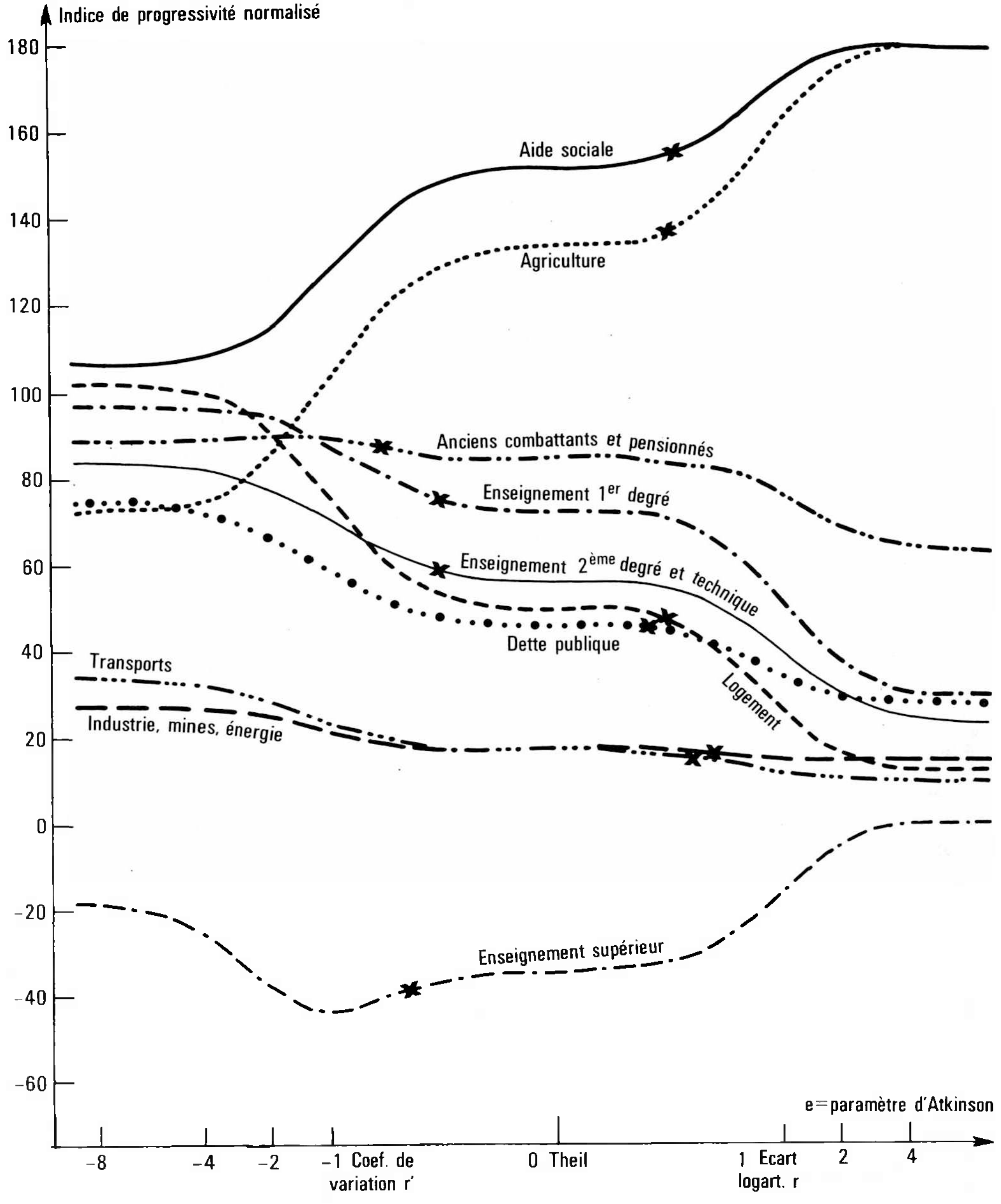
Les chiffres et les courbes présentés dans ces deux exemples d'application montrent l'intérêt des indicateurs pour synthétiser l'information complexe contenue dans les bilans redistributifs. Le choix étant fixé sur un indicateur en fonction des propriétés qu'on a essayé d'élucider, on dispose d'un outil maniable pour comparer entre eux les effets redistributifs respectifs des différents instruments de politique sociale (comparaisons nationales comme internationales), pour l'analyse d'évolutions, ou même l'optimisation d'un système fiscal ou d'une tarification en fonction d'objectifs redistributifs.

*
* *

Finalement, les deux principales caractéristiques d'une mesure effectuée sur un phénomène redistributif sont sa sensibilité aux transferts en fonction de la partie de l'échelle des revenus où ils interviennent, et la définition de la neutralité. L'exemple des deux indicateurs introduits au paragraphe 1.1 montre bien qu'il s'agit de notions distinctes. La neutralité définie comme une réaffectation égale pour tous correspond à un transfert progressif selon les

GRAPHIQUE 1

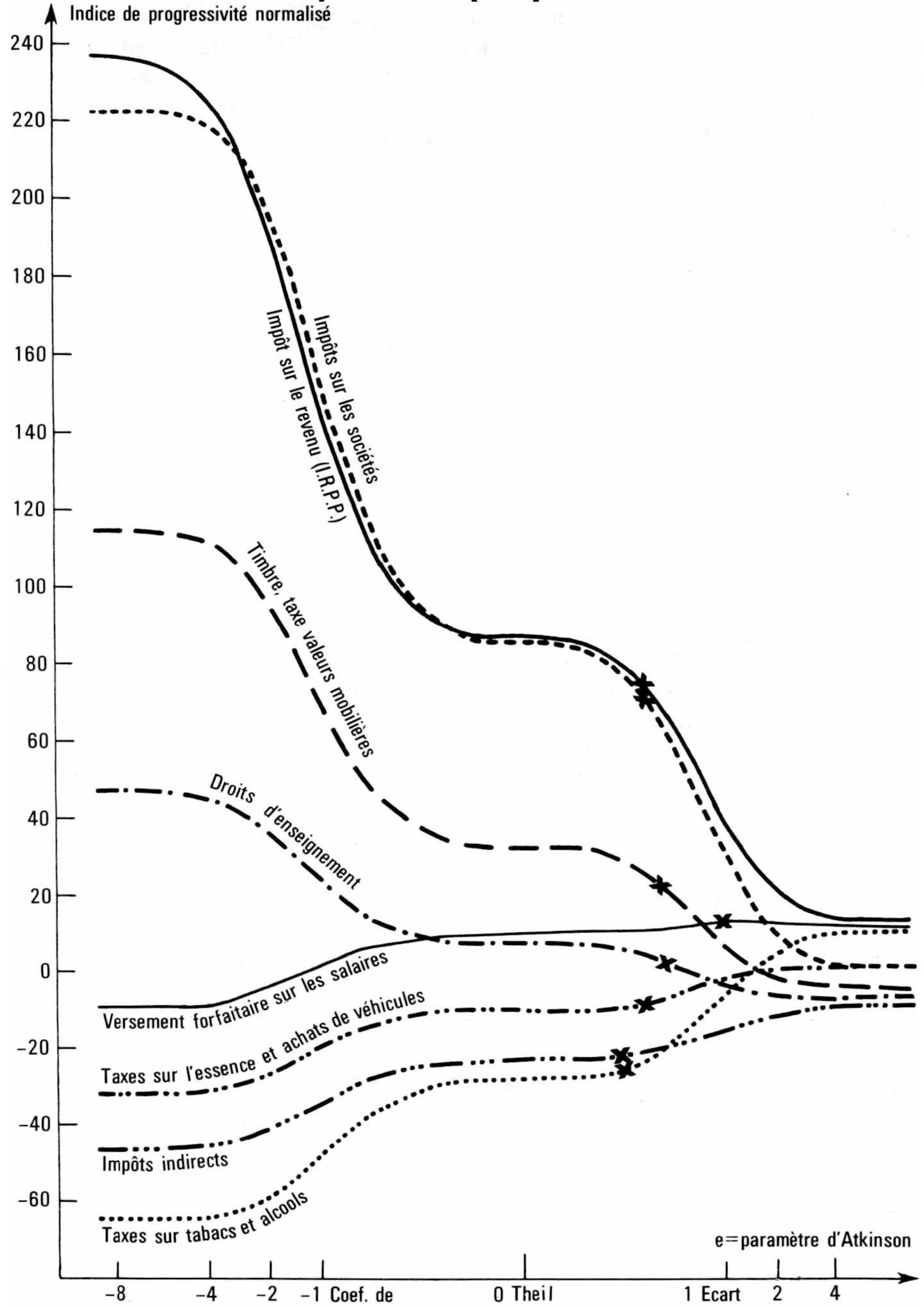
Progressivité d'Atkinson en fonction de son paramètre : les réaffections opérées par l'état.



La croix indique la valeur de la progressivité de Gini

GRAPHIQUE 2

Progressivité d'Atkinson en fonction de son paramètre : les prélèvements opérés par l'état.



La croix indique la valeur de la progressivité de Gini définitions classiques. On peut donc considérer que cette définition qui restreint le domaine des transferts progressifs, se situe plus que l'autre dans l'optique de la réduction des inégalités. Or, on a montré que l'indicateur r', construit sur cette définition de la neutralité, est plutôt sensible aux hauts revenus, alors que l'indicateur r qui répond à la définition classique de la neutralité privilégie l'information concernant les bas revenus. Les différents indicateurs ne réagiront donc pas de la même manière aux divers types de mesures envisageables pour réduire les inégalités.

On a démontré que tous les indicateurs usuels pouvaient se mettre, à un coefficient multiplicatif près, sous la forme d'une somme pondérée des différences pour chaque catégorie entre la part du transfert total et la part du revenu total qui lui reviennent. Donner à chaque catégorie le même poids n'est hélas pas possible, car cela conduit à un indicateur identiquement nul ; il n'y a donc pas d'indicateur parfaitement équilibré. On pourrait cependant élargir substantiellement la gamme des mesures classiques en changeant ce jeu de pondérations.

BIBLIOGRAPHIE

[1] ATKINSON (A.), On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, vol. 2, 1970.

[2] BÉGUÉ (J.), Remarques sur une étude de l'O.C.D.E. concernant la répartition des revenus dans divers pays, *Economie et Statistique*, n° 84, décembre 1976.

[3] BOBE (B.), *La redistribution des revenus*, Economica, Paris, 1978.

[4] BOURGUIGNON (F.) et MORRISSON (C.), Progressivité et incidence de la redistribution des revenus en pays développés, *Revue Economique*, vol. 31, n° 2, mars 1980.

[5] CAZENAVE (P.) et MORRISSON (C.), *Justice et redistribution*, Economica, Paris, 1977.

[6] C.E.R.C., Les revenus des Français, 3e rapport, Editions Albabros.

[7] DAMI (S.), Rapport du stage de fin de 1re année de l'E.N.S.A.E., octobre 1981.

[8] DESCE (J.), FOULON (A.), KENDÉ (P.) et LÉVY-GARBOUA (L.), Proposition pour une méthodologie de l'étude de la redistribution, *Consommation*, n° 4, 1970.

[9] FOULON (A.) et HATCHUEL (G.), Les effets redistributifs des finances publiques en 1965 et 1970, *Consommation*, n° 3, 1978.

[10] HATCHUEL (G.) *et al.*, Les ressources des familles et l'impact des prestations familiales, Rapport C.N.A.F.-C.R.E.D.O.C. ronéoté, novembre 1981.

[11] KAKWANI (N.), Measurement of Tax Progressivity: an International Comparison, *The Economic Journal*, vol. 87, 1977.

[12] KING (M.), An Index of Inequality: Applications to Horizontal Equity and Social Mobility, *Econometrica*, vol. 51, n° 1, janvier 1983.

[13] MADRE (J. L.), La tarification des transports urbains comme outil de politique sociale, rapport C.R.E.D.O.C. ronéoté, avril 1981.

[14] SAWYER (M.), La répartition des revenus dans les pays de l'O.C.D.E., *Perspectives économiques de l'O.C.D.E.*, 1976.

[15] SOLLOGOUB (M.), La comparaison de l'inégalité dans la répartition personnelle des revenus : note sur l'étude de l'O.C.D.E. et sur le cas français et américain (1962-1970), *Revue d'Economie Politique*, n° 3, mai-juin 1980.