

INÉGALITÉ ET REDISTRIBUTION DU REVENU, AVEC UNE APPLICATION AU CANADA

Jean-Yves Duclos et Martin Tabi

Volume 96, numéro 4, décembre 2020

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1087016ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1087016ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Duclos, J.-Y. & Tabi, M. (2020). INÉGALITÉ ET REDISTRIBUTION DU REVENU, AVEC UNE APPLICATION AU CANADA. *L'Actualité économique*, 96(4), 517-544. <https://doi.org/10.7202/1087016ar>

Résumé de l'article

L'utilité des courbes de Lorenz pour l'analyse de la répartition des revenus est bien connue depuis l'article influent d'Atkinson (1970). Nous indiquons dans le présent article comment l'usage combiné de ces courbes de Lorenz et des courbes de concentration des revenus, des impôts ou des transferts permet de résumer facilement et intuitivement l'impact de l'État sur la distribution des revenus. Nous nous intéressons plus particulièrement à la redistribution des revenus ainsi qu'à l'équité verticale et l'iniquité horizontale exercées par l'impôt direct et les politiques de transferts. En appliquant des poids « éthiques » à la distance entre les courbes de Lorenz et de concentration, l'on obtient des indices synthétiques d'inégalité, de redistribution et d'équité qui peuvent être facilement décomposés en contributions individuelles des différents types d'impôts et de transferts. Ces indices représentent une généralisation et une extension de l'indice d'inégalité bien connu de Gini. Cette approche est illustrée à l'aide de la distribution et de la redistribution des revenus au Canada au cours de la dernière décennie. On confirme le résultat bien connu que l'inégalité des revenus bruts s'est accrue de 1981 à 1990 alors qu'elle a chuté pour le revenu net. La redistribution opérée par le système fiscal s'est considérablement accrue au cours de cette décennie, au prix entre autres choses d'une plus grande iniquité horizontale. Le groupe de transferts reliés à la retraite et à la vieillesse est celui qui exerce de loin le plus d'impact sur la redistribution des revenus. L'impact redistributif de l'impôt direct est quant à lui très sensible au paramètre de subjectivité éthique utilisé.

INÉGALITÉ ET REDISTRIBUTION DU REVENU, AVEC UNE APPLICATION AU CANADA*

Jean-Yves DUCLOS
Martin TABI
*CRÉFA,
Département d'économique,
Université Laval*

RÉSUMÉ – L'utilité des courbes de Lorenz pour l'analyse de la répartition des revenus est bien connue depuis l'article influent d'Atkinson (1970). Nous indiquons dans le présent article comment l'usage combiné de ces courbes de Lorenz et des courbes de concentration des revenus, des impôts ou des transferts permet de résumer facilement et intuitivement l'impact de l'État sur la distribution des revenus. Nous nous intéressons plus particulièrement à la redistribution des revenus ainsi qu'à l'équité verticale et l'iniquité horizontale exercées par l'impôt direct et les politiques de transferts. En appliquant des poids « éthiques » à la distance entre les courbes de Lorenz et de concentration, l'on obtient des indices synthétiques d'inégalité, de redistribution et d'équité qui peuvent être facilement décomposés en contributions individuelles des différents types d'impôts et de transferts. Ces indices représentent une généralisation et une extension de l'indice d'inégalité bien connu de Gini. Cette approche est illustrée à l'aide de la distribution et de la redistribution des revenus au Canada au cours de la dernière décennie. On confirme le résultat bien connu que l'inégalité des revenus bruts s'est accrue de 1981 à 1990 alors qu'elle a chuté pour le revenu net. La redistribution opérée par le système fiscal s'est considérablement accrue au cours de cette décennie, au prix entre autres choses d'une plus grande iniquité horizontale. Le groupe de transferts reliés à la retraite et à la vieillesse est celui qui exerce de loin le plus d'impact sur la redistribution des revenus. L'impact redistributif de l'impôt direct est quant à lui très sensible au paramètre de subjectivité éthique utilisé.

ABSTRACT – The usefulness of Lorenz curves for analysing the distribution of income is well understood since the influential article of Atkinson (1970). We show in this paper how combining Lorenz and concentration curves for incomes, taxes and transfers allows one to summarise easily and intuitively the impact of government on the distribution of income.

* Cet article est largement tiré du mémoire de maîtrise de Tabi (1995). Nous souhaitons remercier Guy Lacroix, Christophe Muller, Bernard Fortin ainsi qu'un rapporteur anonyme pour leurs commentaires judicieux, Vincent Jalbert pour son aide à la recherche, ainsi que le FCAR et le CRSH pour leur soutien financier.

We more particularly look at income redistribution and at the vertical and horizontal equity exerted by direct taxes and transfers. By applying « ethical weights » to the distance between the Lorenz and the concentration curves, we obtain summary indices of inequality, redistribution and equity that are easily decomposed additively into separate tax and benefit components. These indices are a generalisation of the well-known Gini index of inequality. The approach is illustrated using micro data on the distribution and the redistribution of income in Canada in the last decade. It confirms the well-known result that the inequality of gross income increased between 1981 and 1990, whereas the inequality of net income fell during the same period. The redistribution exerted by the tax and transfer system increased considerably during that period, at the cost of a higher level of horizontal inequity. Income redistribution is largely generated by the group of transfers related to retirement and old age. As for the redistributive impact of direct taxes, it is quite sensitive to the value of the ethical parameter used in computing the summary indices of equity and redistribution.

INTRODUCTION

La littérature sur la mesure de la distribution et de la redistribution des revenus a connu au cours des 30 dernières années un développement très important. Nous tentons dans cet article d'en résumer et d'en développer certaines de ses applications les plus intéressantes quant à la mesure de la progressivité des impôts (ou des transferts, lorsque ces impôts sont « négatifs »), ainsi qu'à leur équité verticale et iniquité horizontale. Pour ce faire, nous faisons appel à ce qui est pratiquement devenu, depuis Atkinson (1970), l'étalon-or de la mesure de la répartition des revenus, la courbe de Lorenz. Pour traiter de l'incidence des impôts, nous traitons aussi des courbes (moins connues, mais conceptuellement analogues) de concentration des revenus et des impôts. Ces courbes de concentration mesurent la part des impôts totaux payés (ou des transferts totaux reçus) par des individus sous différents quantiles d'une répartition de revenus. En comparant la courbe de concentration des impôts à celle des revenus, nous sommes en mesure d'établir et de comparer la progressivité de ces impôts. De plus, comme un des critères d'équité horizontale le plus fréquemment utilisé consiste à s'assurer que le rang des individus dans une distribution des revenus n'est pas affecté par l'impact des impôts, comparer la courbe de concentration des revenus des individus ordonnés sur la base des revenus bruts à celle obtenue selon l'ordre des revenus nets permet d'évaluer la présence empirique d'iniquité horizontale.

L'usage des courbes décrites dans le paragraphe précédent a l'avantage de pouvoir générer des conclusions valables pour des classes générales de mesures d'inégalité, de redistribution, de progressivité et d'équité verticale ou horizontale. Il arrive toutefois que la généralité de cette méthode ne permette pas de dire si les violations du principe d'équité horizontale commises par l'État étaient plus fortes en 1990 qu'en 1981, ou si l'inégalité des revenus bruts est plus importante en Ontario qu'au Québec, ou si par exemple une plus grande redistribution des revenus est opérée par l'aide sociale que par l'impôt sur le revenu des particuliers. Ceci s'explique par le fait que la comparaison des courbes de Lorenz et de concentration ne génère qu'un ordre partiel de toutes les distributions possibles

de revenus ou d'impôt. Pour qu'une courbe A domine une courbe B, il faut en effet que A ne soit jamais sous B, ce qui implique qu'elles ne doivent pas se croiser. Il arrive donc que l'on ne puisse conclure ni à la dominance de A sur B, ni à celle de B sur A. De plus, pour conclure empiriquement à la dominance de A sur B, il faut typiquement pouvoir l'inférer statistiquement à l'aide d'échantillons tirés d'une population, une tâche qui est généralement plus contraignante et moins fructueuse que si nous disposions de données complètes sur toute la population. Ces limites sont valides autant pour la mesure de l'inégalité que pour la mesure de la progressivité, de l'iniquité horizontale ou de la redistribution des revenus.

Face à cette incomplétude, les chercheurs ont souvent recours à des indices sommaires d'inégalité et d'équité, qui présentent en plus l'avantage de résumer en un seul scalaire la répartition des revenus et des impôts ainsi que l'évolution de cette répartition. Nous mettons l'emphase dans ce document sur une classe générale de ces indices (dite de S-Ginis ou de Ginis généralisés) qui comporte un certain nombre d'atouts. Un premier atout est d'être graphiquement très simple à interpréter puisque la classe des S-Ginis quantifie et résume la distance entre les courbes de Lorenz et/ou de concentration en appliquant à cette distance des poids « éthiques » qui dépendent de la valeur plus ou moins subjective d'un paramètre indiquant l'importance à accorder aux écarts de revenus entre individus. Ce paramètre de sensibilité éthique est conceptuellement analogue aux paramètres bien connus d'aversion à l'inégalité relative. Cette *paramétrisation* éthique offre le deuxième atout de rendre possibles (et faciles) des tests de sensibilité des mesures S-Ginis. L'exercice de ces tests constitue d'ailleurs une procédure hybride entre la procédure générale d'usage et de comparaison des courbes de Lorenz et de concentration et celle que constitue l'adoption fréquente d'un seul indice d'inégalité ou d'équité comme étalon de mesure de la distribution et de la redistribution des revenus. Un autre avantage de la classe de mesures S-Ginis est qu'elle comprend comme cas particuliers les indices bien connus de Gini (inégalité), de Reynolds-Smolensky (équité verticale), de Kakwani (progressivité), et d'Atkinson-Plotnick (iniquité horizontale). De plus, ces indices peuvent être exprimés comme des moyennes éthiques de sentiments individuels de privation relative et d'injustice sociale¹ et permettent donc de relier la mesure de l'inégalité à la vaste littérature psychologique et sociologique sur les sentiments d'envie et de privation. La structure linéaire de cette classe d'indices permet finalement une décomposition facile des indices totaux en une somme de contributions individuelles des différents éléments du revenu des individus, tels les différents types d'impôts et de transferts, les revenus d'investissement, les revenus des différents membres d'une famille, etc.

Nous appliquons les outils décrits ci-haut à la distribution et à la redistribution des revenus au Canada dans les années quatre-vingt. La répartition de ces revenus a subi des chocs macro-économiques très importants au cours de cette période,

1. Voir à ce sujet Yitzhaki (1979), Hey et Lambert (1980) et Duclos (1995).

dont une récession au début et une autre à la fin de ces années. Des changements importants dans le système d'imposition des particuliers ont aussi eu lieu, avec, entre autres, comme objectifs la réduction des désincitatifs marginaux au travail et à l'épargne ainsi que des incitatifs à l'évasion et à l'évitement fiscal. Le Canada connut ainsi tout au long de cette décennie une baisse significative du nombre et de la valeur des taux marginaux d'imposition, en particulier lors de la grande réforme fiscale de 1987. Les différents éléments du vaste système de transferts aux particuliers subirent eux aussi de multiples changements, des changements dont les effets sur la répartition des revenus se sont combinés à l'importante évolution de la structure socio-démographique à travers laquelle ces transferts sont alloués. À l'aide de l'Enquête sur les finances des consommateurs, nous analysons donc l'impact sur la répartition des revenus de l'impôt sur le revenu des particuliers ainsi que de sept groupes de transferts, comprenant entre autres l'aide sociale, l'assurance-chômage, les pensions de retraite, la sécurité de la vieillesse, les crédits d'impôt pour enfant et les allocations familiales.

Les principaux résultats obtenus indiquent que l'inégalité du revenu brut s'est accrue de 1981 à 1990, alors qu'elle a diminué durant la même période pour le revenu net. Pour chacune de ces années, la répartition du revenu net est nettement moins inégale que celle du revenu brut. Le groupe de transferts liés à la retraite et à la vieillesse est celui qui exerce sans contredit le plus d'impact sur la redistribution des revenus. Selon le niveau de sensibilité éthique utilisé, l'impôt sur le revenu tient un rôle majeur ou relativement mineur dans la progressivité globale du système.

La prochaine section introduit certains outils importants pour la mesure de la distribution et de la redistribution des revenus et discute de résultats de dominance stochastique pertinents à cette mesure. La section 2 indique comment on peut décomposer l'impact redistributif global d'un système d'imposition et de transferts en la contribution de chacun de ses éléments. La section 3 suggère comment on peut « calibrer » les paramètres des mesures d'inégalité linéaires qui découlent naturellement de l'usage des outils introduits dans la section 1. La section 4 présente tout d'abord brièvement le système fiscal canadien pour les particuliers et son évolution au cours de la décennie quatre-vingt. Elle décrit ensuite les résultats empiriques de l'application des outils décrits antérieurement à des micro-données canadiennes sur la distribution et la redistribution des revenus au Canada au cours de ces mêmes années. Une brève conclusion apparaît à la dernière section.

1. MESURES D'INÉGALITÉ ET DE CONCENTRATION

Notons tout d'abord par X le revenu brut d'un individu et par N son revenu net, défini par $N(X) = X - T(X)$, où $T(X)$ dénote les taxes ou les transferts (si $T(X)$ est négatif) correspondant au revenu brut X . Cette fonction $T(X)$ peut être stochastique. Par souci de simplicité, on suppose que les revenus ne peuvent être négatifs. De plus, comme il est courant dans la littérature sur la mesure de la répartition du

bien-être, nous faisons l'hypothèse que les revenus bruts sont exogènes. Enfin, on suppose ici que les variables de revenus incorporent toute l'information nécessaire à la comparaison du bien-être entre les individus².

La fonction de répartition des revenus est dénotée $p = F_X(y)$ pour les revenus bruts et $p = F_N(y)$ pour les revenus nets. On dénote aussi la fonction inverse de répartition par $X(p) = F_X^{-1}(p)$. La variable μ_X représente la moyenne des revenus bruts et le taux de taxation moyen de ces revenus est donné par τ , le rapport de μ_T sur μ_X :

$$\tau = \frac{\int_0^{\infty} T(y) dF_X(y)}{\mu_X} \equiv \frac{\mu_T}{\mu_X} \tag{1}$$

La courbe de Lorenz pour une distribution de revenu X est dénotée par $L_X(p)$. Elle indique le pourcentage des revenus totaux d'une société qui sont détenus par les $100 \cdot p$ % individus les plus pauvres. Sa définition formelle est la suivante :

$$L_X(p) = \frac{1}{\mu_X} \int_0^{F_X^{-1}(p)} y dF_X(y) \tag{2}$$

pour des valeurs de percentiles p variant de 0 à 1. Plus la courbe de Lorenz $L_X(p)$ se rapproche de la droite de 45° (donnée par p), plus la distribution du revenu est égale. La courbe de Lorenz des revenus nets, $L^*(p)$, est définie de manière analogue en remplaçant μ_X par μ_N et F_X par F_N .

La courbe de Lorenz indique le pourcentage cumulatif du revenu total détenu par une population ordonnée en ordre croissant de ces mêmes revenus. Une courbe plus générale, appelée courbe de concentration, indique le pourcentage du total d'une variable que l'on retrouve concentré dans une proportion p d'une population ordonnée dans l'ordre croissant d'une autre variable. Par exemple, la courbe de concentration $L_N(p)$ des revenus nets ordonnés selon la taille des revenus bruts des individus est ainsi définie :

$$L_N(p) = \frac{1}{\mu_N} \int_0^{F_X^{-1}(p)} N(y) dF_X(y) \tag{3}$$

La courbe de concentration des taxes, ordonnée selon les revenus bruts, $L_T(p)$, peut être décrite de manière analogue :

2. Si les individus vivent au sein de ménages et que l'on suppose que les ressources sont partiellement ou totalement mises en commun, les variables de revenu individuel tiennent alors compte de la taille et de la composition des ménages. Pour une analyse multidimensionnelle du bien-être, voir par exemple Atkinson et Bourguignon (1987).

$$L_T(p) = \frac{1}{\mu_T} \int_0^{F_X^{-1}(p)} T(y) dF_X(y). \quad (4)$$

Ces définitions sont à la base d'un bon nombre des résultats analytiques les plus utiles en ce qui a trait à l'impact des impôts et des transferts sur la redistribution des revenus ainsi que sur la progressivité et l'iniquité horizontale. Il est par exemple bien connu que si et seulement si la courbe de Lorenz des revenus nets, $L^*(p)$, domine (c.-à-d., est au minimum égale à, et à au moins un endroit est supérieure à) celle des revenus bruts, $L_X(p)$, l'inégalité des revenus bruts sera considérée plus importante que celle des revenus nets pour toute mesure d'inégalité relative qui est symétrique et satisfait au principe des transferts de Pigou-Dalton^{3,4}. Un autre résultat répandu est qu'un impôt positif progressif qui n'altère pas le rang des individus dans une distribution des revenus fera en sorte que $L_X(p)$ dominera $L_T(p)$, et que $L_N(p)$ et $L^*(p)$ domineront $L_X(p)$ (Jakobsson, 1976⁵). De façon analogue, un impôt négatif progressif qui n'altère pas le rang des individus amènera $L_T(p)$ à dominer $L_X(p)$, et $L_N(p)$ et $L^*(p)$ à dominer $L_X(p)$. Pour un taux moyen τ donné, plus un impôt est progressif, et plus la distance entre $L_X(p)$ et $L_T(p)$ ainsi qu'entre $L_N(p)$ et $L_X(p)$ s'accroîtra⁶. Il est finalement bien connu que $L_N(p)$ sera supérieure à $L^*(p)$ à au moins une valeur de p si et seulement si la politique d'imposition et de transferts qui mène à $N(X)$ cause un reclassement des individus sur la base de leurs revenus. Une telle permutation des rangs est généralement considérée comme violant le principe d'équité horizontale, un principe qui exige en outre que les égaux avant l'intervention de l'État soient traités également par l'État et demeurent donc égaux après cette intervention (voir Feldstein, 1976 et Plotnick, 1982).

À la lumière de ces résultats, il n'est pas particulièrement surprenant que la distance entre les courbes de concentration et de Lorenz définies ci-haut servent régulièrement à décrire la progressivité, l'iniquité horizontale et la redistribution des revenus exercées par les politiques fiscales et de transfert de l'État. C'est ce que nous ferons plus tard à l'aide de données canadiennes. Comme nous l'expliquons plus haut, toutefois, il est souvent utile et parfois nécessaire de résumer l'aire entre ces courbes à l'aide d'un seul scalaire, en appliquant à la distance entre les courbes des poids éthiques pouvant varier selon la valeur de p . À cette fin, nous définissons une fonction $k(p)$ qui génère à différents percentiles p des poids éthiques applicables aux distances entre ces courbes :

3. Ce principe exige que l'inégalité des revenus diminue lorsqu'un transfert n'affectant pas le rang des individus est effectué d'un riche à un pauvre. Pour une discussion de ce principe, voir Atkinson (1970).

4. Ces résultats s'appliquent plus généralement à toute mesure d'inégalité qui est s-convexe dans les revenus : voir Dasgupta *et al.* (1973).

5. Un impôt (positif ou négatif) $T(X)$ est dit progressif si $T(X)/X$ augmente avec X .

6. Pour une revue de la littérature sur ce sujet, voir Lambert (1993).

$$k_x(p) = \nu(\nu - 1)(1 - p)^{(\nu-2)}. \tag{5}$$

Cette forme fonctionnelle particulière pour $k(p)$ a été proposée par Yitzhaki (1983) et Donaldson et Weymark (1980). Elle constitue l'une des formes fonctionnelles les plus simples et les plus utilisées qui ne dépendent que de la valeur d'un seul paramètre (ici, ν)⁷. Pour que les indices d'inégalité et de redistribution formés à l'aide de $k(p)$ obéissent strictement au principe des transferts, l'on doit avoir que $\nu > 1$. Plus la valeur de ν est élevée, plus les poids éthiques se déplacent vers les percentiles p les plus faibles. Pour des ν tendant vers l'infini, on ne mesure la distribution et la redistribution des revenus qu'à partir du sort réservé aux plus pauvres (c'est-à-dire, à partir de leur part des revenus totaux, avant et après impôt). En appliquant ces poids éthiques à la distance entre la droite d'égalité absolue et une courbe de Lorenz $L_X(p)$, on obtient les coefficients d'inégalité S-Ginis :

$$G_X(\nu) = \int_0^1 [p - L_X(p)] k(p) dp. \tag{6}$$

Plus $L_X(p)$ s'éloigne de p , plus $G_X(\nu)$ augmente. Le coefficient de Gini standard correspond à $\nu = 2$, auquel cas les poids sont les mêmes peu importe la valeur de p . En pondérant la distance entre $L_X(p)$ et $L_T(p)$ par $k(p)$, on obtient les indices de progressivité de Kakwani généralisés :

$$\pi(\nu) = \int_0^1 [L_X(p) - L_T(p)] k(p) dp. \tag{7}$$

Cet indice est supérieur à zéro si un impôt positif est progressif, égal à zéro s'il est proportionnel, et inférieur à zéro s'il est régressif⁸. Pondérer la différence entre $L_N(p)$ et $L_X(p)$ par $k(p)$ génère des indices d'équité verticale de Reynolds-Smolensky généralisés :

$$\rho(\nu) = \int_0^1 [L_N(p) - L_X(p)] k(p) dp. \tag{8}$$

Finalement, appliquer les poids éthiques $k(p)$ à la distance entre $L_N(p)$ et $L^*(p)$ donne des indices d'iniquité horizontale Atkinson-Plotnick généralisés :

$$\eta(\nu) = \int_0^1 [L_N(p) - L^*(p)] k(p) dp. \tag{9}$$

7. Voir Duclos (1997) pour une généralisation à deux paramètres de cette forme. Pour des exemples récents de l'utilisation de $k(p)$, voir Aronson *et al.* (1994), Barrett et Pendakur (1995), Achdut (1996), ou Creedy (1996).

8. Lorsque $T(X)$ est négatif et représente donc un transfert, $\pi(\nu)$ sera négatif si le transfert est progressif, nul si le transfert est proportionnel au revenu et positif si le transfert est régressif.

Les indices standard de Kakwani (1977), Reynolds-Smolensky (1977), Atkinson (1979) et Plotnick (1981) sont des cas spéciaux des formulations précédentes lorsque $\nu = 2$ [respectivement, pour (7), (8) et (9)].

Il est finalement relativement simple de vérifier que le changement dans l'inégalité des revenus, tel que mesuré par la différence dans les S-Ginis net et brut, peut être décomposé en la différence entre l'équité verticale exercée par le système fiscal et le degré d'iniquité horizontale introduit par ce système. On peut aussi démontrer que l'équité verticale est elle-même une proportion $\tau/(1 - \tau)$ de l'indice de progressivité exercée par le système d'imposition et de transferts. Analytiquement, cela donne simplement :

$$G_X(\nu) - G_N(\nu) = \rho(\nu) - \eta(\nu) = \frac{\tau}{1 - \tau} \pi(\nu) - \eta(\nu). \quad (10)$$

2. DÉCOMPOSITION DE LA REDISTRIBUTION À TRAVERS LES TAXES ET LES TRANSFERTS

Les courbes de Lorenz et de concentration sont des fonctions linéaires des revenus et des impôts des individus puisqu'elles ne font que cumuler ces variables à travers les individus. Comme les poids $k(p)$ ne dépendent pas de la valeur des revenus à différents percentiles p , pondérer par $k(p)$ la distance entre ces courbes génère des indices d'inégalité, de progressivité, de redistribution et d'équité verticale et horizontale qui sont eux aussi linéaires dans les revenus⁹. La linéarité de ces indices rend facile leur décomposition en la somme d'indices pour chacun des divers éléments d'une redistribution fiscale des revenus. Ainsi, si on dénote par τ_m le taux moyen d'imposition de l'élément m , $m = 1, \dots, M$, de telle sorte que

$\tau = \sum_{m=1}^M \tau_m$, et que l'on définit $\pi_m(\nu)$ et $\rho_m(\nu)$ comme les indices généralisés de

Kakwani et de Reynolds-Smolensky pour l'élément m , on peut démontrer que

$$\pi(\nu) = \sum_{m=1}^M \frac{\tau_m}{\tau} \pi_m(\nu), \quad (11)$$

$$\rho_m(\nu) = \frac{\tau_m}{1 - \tau_m} \pi_m(\nu) \quad (12)$$

et

$$\rho(\nu) = \sum_{m=1}^M \left(\frac{1 - \tau_m}{1 - \tau} \right) \rho_m(\nu) \equiv \sum_{m=1}^M \rho_m^*(\nu). \quad (13)$$

9. Pour une démonstration, voir Duclos (1995).

À la fois pour $\pi(v)$ et $\rho(v)$, il suffit donc de faire la somme des indices particuliers pour les différents éléments m , pondérés par un poids dépendant du taux moyen de taxation de cet élément m .

3. CALIBRATION DE v

Comme nous l'avons suggéré plus haut, plus la valeur de v est élevée, plus le sort réservé aux plus pauvres entre en compte dans la mesure de la distribution et de la redistribution des revenus. Quoique la présence du paramètre v rende ainsi facile des tests de sensibilité d'analyses distributives et redistributives, elle peut aussi paraître gênante à certains égards. Quel pourrait être, par exemple, un éventail de valeurs raisonnables pour v ? À part la restriction $v > 1$, existe-t-il des limites acceptables aux valeurs de ce paramètre éthique?

Pour répondre à ces questions, nous pouvons noter tout d'abord que pour chaque valeur de v de l'indice d'inégalité $G(v)$, il existe une classe de fonctions d'évaluation sociale (FES) – ou de bien-être social – homothétiques¹⁰ dont le *revenu équivalent également distribué* $E(v)$ est donné de façon générale par

$$E_X(v) = \mu(1 - G_X(v)) = (v + 1) \int_0^1 X(p) (1 - p)^v dp. \quad (14)$$

Le terme de droite de cette expression est dérivée du terme du centre par intégration par parties à partir des définitions (2) et (6). $E(v)$ est une représentation canonique de la classe FES qui lui est associée¹¹. Cette fonction $E(v)$ nous permet de noter que l'évaluation sociale tient compte à la fois du revenu moyen et du niveau d'inégalité d'une répartition des revenus. Un transfert d'un riche à un pauvre par exemple diminuera l'inégalité $G(v)$; ce transfert pourrait néanmoins occasionner des pertes sèches (sous la forme de frais d'administration du programme de transferts, de coûts d'inefficacité économique engendrés par des distorsions de prix, de coûts d'évasion fiscale du riche, etc.) et ainsi diminuer le niveau moyen de bien-être, μ .

Cette illustration du compromis classique entre un désir de plus grande égalité et un désir de plus grande efficacité rappelle l'analogie bien connue du « seau qui fuit » d'Okun (1982), par laquelle l'attitude éthique des individus détermine leur tolérance limite de pertes d'efficacité pour des gains d'équité ou d'égalité. Soit un transfert marginal de T \$ d'un riche (de rang F_R dans la distribution des revenus) qui accorde $(1 - \alpha)T$ \$ à un pauvre (de rang F_P), où α est la proportion de perte économique sèche que cause le transfert (l'importance de la fuite du seau). En différentiant $E(v)$ par rapport à T , et en supposant qu'à la marge ce transfert n'affecte pas la FES pour $\alpha = \alpha^*$, on a que :

10. À ce sujet, voir Blackorby et Donaldson (1978).

11. À nouveau, voir Blackorby et Donaldson (1978).

$$(1 - \alpha^*) (1 - F_p)^v - (1 - F_R)^v = 0. \quad (15)$$

Ainsi, si un niveau de fuite α^* apparaît à l'évaluateur social comme tout juste tolérable lors d'un transfert impliquant deux individus aux rangs F_p et F_R , l'on aura que le paramètre v de notre fonction d'évaluation sociale doit être donné par :

$$v = \frac{\ln(1 - \alpha^*)}{\ln(1 - F_R) - \ln(1 - F_p)}. \quad (16)$$

Pour des rangs donnés du riche et du pauvre dans la distribution des revenus, il existe donc une correspondance directe entre une valeur du paramètre v et un niveau de tolérance maximale α^* de pertes d'efficacité causées par des transferts redistributifs. Le tableau 1 indique cette correspondance pour différentes valeurs de v , α^* , et F_p et F_R .

TABLEAU 1
CHOIX DES VALEURS DE v

v	α^* (en pourcentage) Rangs du riche et du pauvre		
	$F_p = 0,20$ $F_R = 0,80$	$F_p = 0,25$ $F_R = 0,75$	$F_p = 0,33$ $F_R = 0,67$
1,1	12,9	10,4	6,7
1,5	50,0	42,3	29,3
2,0	75,0	66,7	50,0
3,0	93,8	88,9	75,0
4,0	98,4	96,3	87,5
5,0	99,6	98,8	93,8

Ainsi, avec $v = 2$, un transfert d'un dollar d'un individu situé au 80^e centile à un individu situé au 20^e centile qui entraîne une perte sèche de 0,75 \$ est tout juste socialement acceptable. Si nous sommes prêts à tolérer des pertes allant jusqu'à 94 % d'un transfert du quatrième quintile au premier quintile, nous pouvons alors choisir des v allant jusqu'à 3. À la lumière de l'ensemble des résultats du tableau 1, il semble raisonnable de n'utiliser dans notre application empirique que des valeurs de v inférieures à ou au plus égales à 4¹².

12. Des valeurs de v plus grandes signifieraient, par exemple, que des pertes allant jusqu'à 95 % seraient socialement tolérables pour des transferts impliquant des individus au premier et au troisième quartile d'une distribution des revenus, une tolérance qui nous semble éthiquement excessive.

4. DISTRIBUTION ET REDISTRIBUTION DES REVENUS AU CANADA

Nous illustrons l'application des outils développés plus haut en nous intéressant à la distribution et à la redistribution du revenu au Canada au cours des années quatre-vingt. Comme nous l'indiquons en introduction, cette distribution de revenus fut tout d'abord affectée durant ces années par plusieurs chocs macroéconomiques de grande importance. Au cours de cette décade, le système d'imposition du revenu des particuliers fut aussi modifié considérablement (voir Perry, 1989, 1990) et ce, dès 1981, alors qu'un processus de réduction des taux marginaux d'imposition fut enclenché, surtout pour les tranches supérieures. En 1987, une réforme en profondeur fut mise en oeuvre, avec les buts mixtes de plus grande efficacité et de plus grande équité (voir Wilson, 1987). L'assiette fiscale fut élargie, les taux marginaux, réduits et les abris fiscaux, restreints. Le nombre de tranches d'imposition passe de dix à trois, avec des taux marginaux fédéraux de 17 %, 26 % et 29 %. La plupart des exemptions personnelles deviennent des crédits d'impôt non remboursables, évalués au taux de base de la première tranche d'imposition (17 % pour l'impôt fédéral). Cette réforme introduit aussi des crédits personnels de base pour l'âge, pour l'invalidité, pour les personnes mariées, pour les personnes à charge ainsi que pour la taxe de vente (remboursable dans ce cas), de même que pour les dépenses en frais médicaux, en frais de scolarité et en dons de charité. Notons aussi qu'en 1989 la surtaxe sur l'impôt sur le revenu des particuliers est augmentée de 2 points (passant à 5 %) et que pour les individus gagnant un revenu supérieur à 70 000 \$ s'ajoute une surtaxe additionnelle de 3 %, pour un total de 8 %.

Les programmes de transferts subissent eux aussi des secousses importantes, autant de nature législative que de par l'évolution de la structure socio-démographique du pays (voir Santé et Bien-Être Social Canada, 1985, 1988, 1991). Les programmes publics de transferts à la population âgée sont généralement très affectés par le vieillissement de la population et plus particulièrement par l'assouplissement graduel dans les années quatre-vingt des conditions et de l'âge minimal auxquels on peut devenir prestataires des régimes de Sécurité de la vieillesse et de pensions du Canada et du Québec¹³. Les conditions et les barèmes de la Sécurité du revenu (de compétence provinciale) sont maintes fois amendées (au Québec, par exemple, lors de la grande réforme de 1989). L'aide aux familles devient généralement moins généreuse; à partir de janvier 1986, par exemple, l'indexation des allocations familiales se limite au montant en sus d'un taux d'inflation de 3 %.

13. En 1985, par exemple, on étend l'Allocation au conjoint à tous les veufs et les veuves à faible revenu âgés de 60 à 64 ans. À partir de janvier 1987, on facilite le versement de prestations de retraite dès l'âge de 60 ans. Au même moment, on assouplit les règles gérant la continuation des pensions de survivant en cas de remariage ainsi que celles relatives au partage lors des cas de séparation des conjoints mariés ou de fait.

L'effet de ces changements sur la progressivité et la redistribution des revenus a déjà été quelque peu documenté. Smith (1995) indique que la part des revenus fiscaux dans le PIB est passé de 36 % en 1980 à 42 % en 1993 et Beach et Slotsve (1996) rapportent que le taux d'imposition moyen pour les familles s'est accru de 15,4 % en 1981 à 19,2 % en 1992. Smith (1995) note aussi que cela s'explique par la hausse des revenus réels, par l'élargissement de l'assiette fiscale ainsi que par l'indexation partielle du système fiscal. Combiné aux modifications au régime de transferts, cela a conduit à une hausse de la progressivité du système. Tout comme Beach et Slotsve (1996), il note que les transferts sont plus redistributifs que les impôts (ce que nous vérifierons aussi de façon plus précise plus bas).

L'analyse empirique présentée ici est fondée sur les bandes de microdonnées « Familles Économiques-Revenu » de Statistique Canada qui renferment des données de 1981 et 1990 recueillies au cours des Enquêtes de 1982 et 1991 sur les finances des consommateurs¹⁴. Ces enquêtes regroupent de l'information sur une centaine de variables et ce, pour environ 38 000 familles canadiennes en 1981 et environ 45 000 familles pour 1990. Ces variables renseignent entre autres sur le revenu brut, le revenu net, le total de l'impôt direct payé¹⁵, les différents transferts reçus, ainsi que sur les caractéristiques socio-démographiques des familles, telles le nombre et l'âge des membres ou le nombre d'individus actifs sur le marché du travail. Le tableau 2 présente les variables monétaires dont nous nous servons principalement. Davantage de détails sur ces variables apparaissent à l'annexe 1. Chaque observation familiale est pondérée par le nombre de personnes dans la famille, ainsi que par un poids statistique permettant de reproduire le plus correctement l'ensemble de la population canadienne à partir de l'échantillon.

14. L'utilisation des années 1981 et 1990 comme années de comparaison peut être discutable puisque 1981 a tout juste précédé la récession de 1982-1984 alors que la plus récente récession était déjà amorcée en 1990. Cela est pertinent dans la mesure où l'analyse de la redistribution des revenus n'est pas indépendante de celle de la répartition du revenu brut, et que l'inégalité de ce dernier augmente durant les récessions (voir par exemple Richardson, 1997). Il faut noter aussi que les dépenses dans les transferts comme l'assurance-chômage et l'aide sociale augmentent lors des périodes de récession et diminuent lors des périodes de croissance, ce qui rend leur effet redistributif anti-cyclique.

15. On ne dispose pas dans cette enquête de données sur les impôts indirects payés par les ménages.

TABLEAU 2

SIGNIFICATION DES DIFFÉRENTES VARIABLES UTILISÉES

Variable	Signification
YN	Revenu net
IMP	Impôt total (fédéral et provincial) sur le revenu des particuliers
ALFA	Allocations familiales et allocations aux jeunes
CREN	Crédit d'impôt pour enfants
VIE	Sécurité de la vieillesse, supplément du revenu garanti et allocation au conjoint
PEN	Prestations du régime de pensions du Canada ou du régime des rentes du Québec
CHO	Prestations d'assurance-chômage
AID	Aide sociale et suppléments de revenu provinciaux
AUTRA	Tous les autres versements reçus des administrations fédérale, provinciales ou municipales

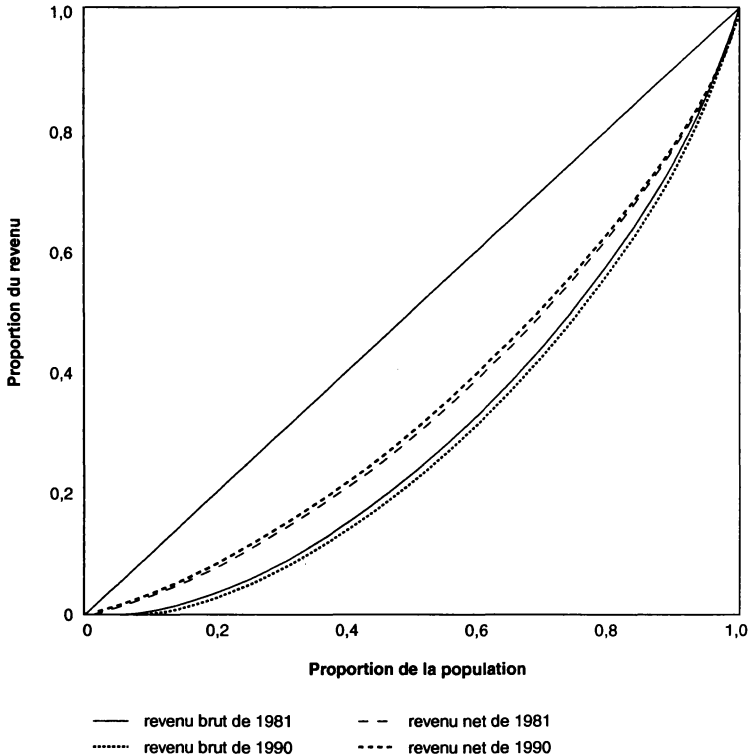
Finalement, afin de pouvoir mieux comparer le bien-être des individus appartenant à des familles hétérogènes, nous divisons le revenu familial par un facteur dépendant de la taille et de la composition de ces familles pour obtenir un revenu équivalent. Ce facteur est donné par l'échelle d'équivalence de l'OCDE (1982), une échelle bien connue et couramment utilisée dans la mesure et la comparaison du bien-être. Cette échelle attribue un poids de 1 au premier adulte de la famille, de 0,7 à tous les autres adultes, et de 0,5 à toutes les personnes de moins de 17 ans¹⁶.

Le graphique 1 présente les courbes de Lorenz des revenus bruts et nets canadiens pour les années 1981 et 1990. Le graphique indique que les courbes des revenus nets dominent clairement celles des revenus bruts pour chacune des années. En observant la valeur des courbes à $p = 0,5$, par exemple, on note que la part des 50 % plus pauvres dans les revenus totaux augmente d'environ 6 % en 1981 et de 8 % en 1990 de par la redistribution des revenus bruts en revenus nets. En inspectant le graphique de plus près, on constate aussi que la courbe de Lorenz des revenus bruts pour 1981 domine celle de 1990, alors que la courbe de Lorenz des revenus nets de 1981 est dominée par celle de 1990. De plus, si on estime la distribution échantillonnale de ces courbes (voir Davidson et Duclos, 1997), ces

16. Il est aussi utile de noter que l'analyse qui suit ne désagrège pas l'évolution de la répartition et de la redistribution des revenus à travers des groupes socio-démographiques, ce qui peut masquer des différences importantes entre l'évolution de la répartition des revenus pour les jeunes et pour les plus âgés par exemple.

dominances sont statistiquement significatives. Ainsi, nous pouvons conclure que, pour toutes les mesures d'inégalité relative satisfaisant au principe des transferts de Pigou-Dalton, l'inégalité des revenus nets est significativement plus faible que celle des revenus bruts et que l'inégalité des revenus est plus élevée en 1990 pour les revenus bruts mais plus faible pour les revenus nets.

GRAPHIQUE 1
COURBES DE LORENZ POUR 1981 ET 1990

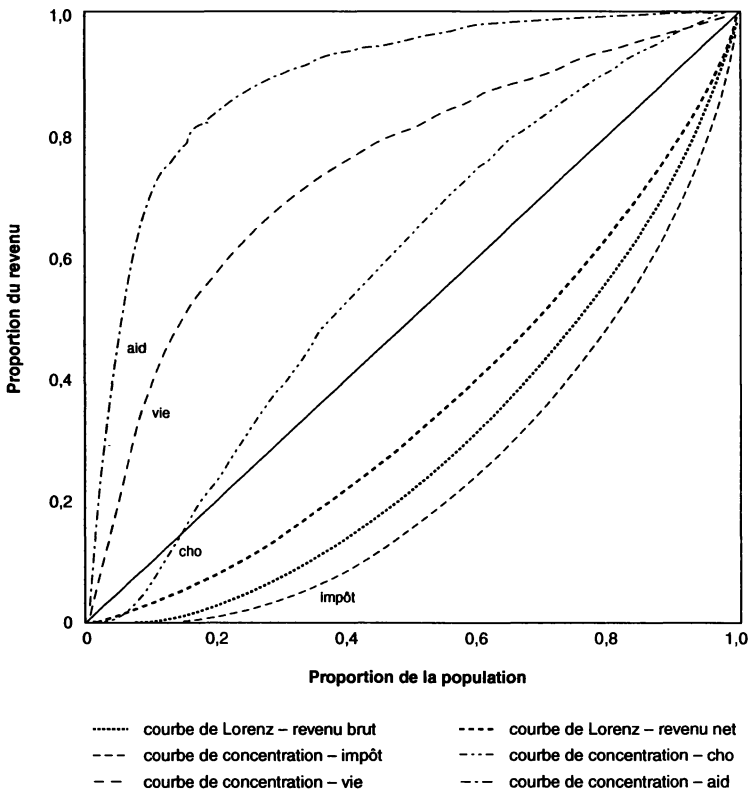


Le graphique 2 permet d'évaluer la progressivité des impôts et des transferts en indiquant la valeur des courbes de concentration et en les comparant à la courbe de Lorenz des revenus bruts. Pour $p = 0,5$, par exemple, on constate que les 50 % plus pauvres paient environ 7 % moins d'impôts que la part qu'ils détiennent des revenus bruts (15 % *versus* 22 %). Comme nous l'indiquons plus tôt, cet écart est cohérent avec la progressivité de ces impôts. Les 50 % plus pauvres reçoivent 65 % des prestations d'assurance-chômage, 82 % des transferts pour la vieillesse et environ 95 % des prestations d'aide sociale. Ces parts excèdent bien sûr de beaucoup celle des revenus bruts. La dominance de la courbe de concentration de AID sur VIE, et de VIE sur CHO, indique que l'aide sociale est davantage ciblée que VIE et que VIE est à son tour davantage concentrée que

l'assurance-chômage. Cela n'est pas particulièrement surprenant étant donné la structure particulière de ces programmes et les objectifs autres que celui de la redistribution des revenus que ces programmes doivent aussi viser. À ce sujet, il est d'ailleurs intéressant de noter que pour des faibles valeurs de p , la courbe de concentration des prestations d'assurance-chômage ne domine pas de beaucoup celle des revenus bruts, étant donné que pour être admissible à ces prestations un individu doit avoir accumulé un jour ou l'autre des revenus bruts.

GRAPHIQUE 2

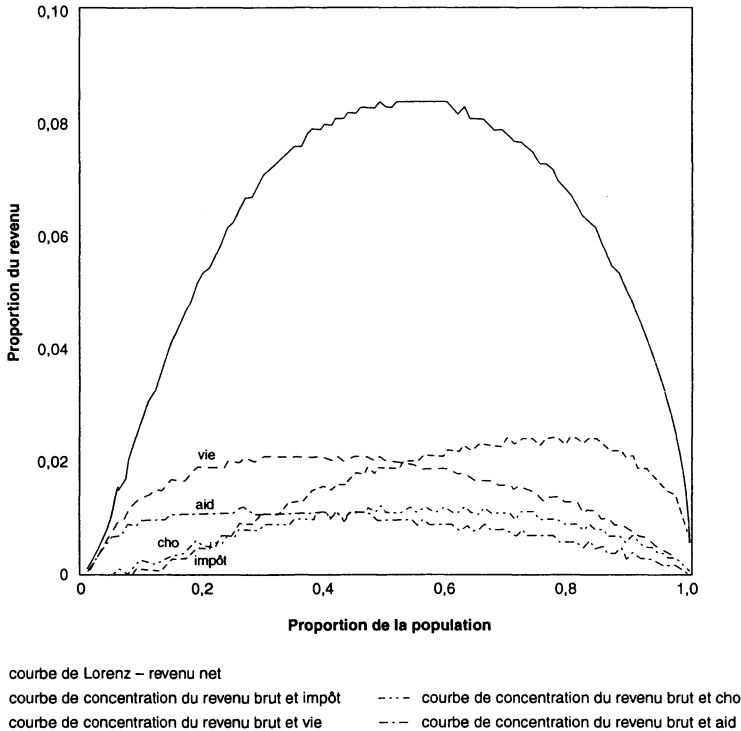
COURBES DE LORENZ ET DE CONCENTRATION POUR 1990



Le graphique 3 permet de mieux visualiser l'impact *redistributif* (ou d'équité verticale) de ces différents groupes d'impôts et de transferts en indiquant (pour 1990) les différences entre les courbes de concentration des revenus nets de chacun de ces groupes d'impôts ou de transferts et la courbe de Lorenz des revenus bruts. Toutes ces différences sont positives, ce qui confirme la progressivité de tous les groupes. La somme de ces différences, ajustée pour l'effet du reclassement et de l'iniquité horizontale, donne la différence entre la courbe de Lorenz du revenu net et celle du revenu brut (ligne continue sur le graphique 3).

GRAPHIQUE 3

DIFFÉRENCES ENTRE LA COURBE DE LORENZ DU REVENU BRUT ET LA COURBE DE LORENZ DU REVENU NET ET LES DIFFÉRENTES COURBES DE CONCENTRATION

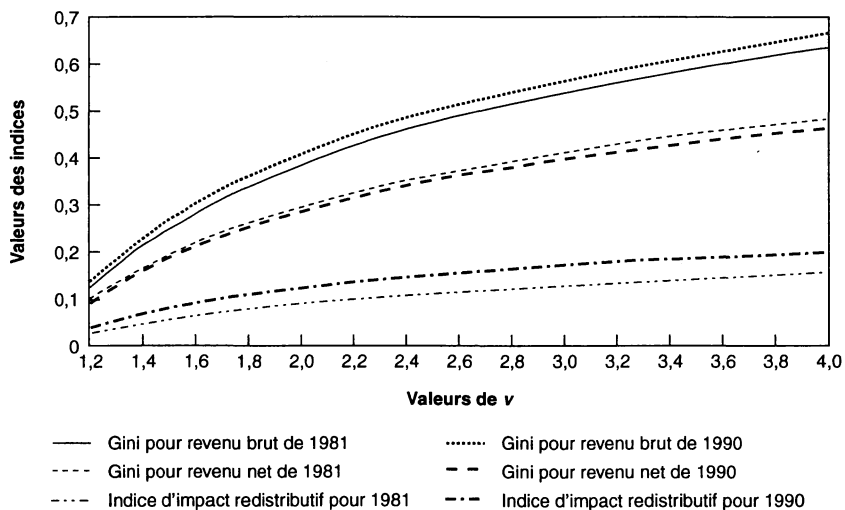


On constate sur le graphique 3 que les transferts VIE sont les plus redistributifs pour des valeurs de p allant jusqu'à environ 0,55, après quoi ce sont les impôts qui redistribuent davantage les revenus. Le maximum de redistribution par le biais des impôts est d'un peu plus de 2 % du revenu total et est atteint à $p \approx 0,8$; la redistribution maximale par le biais de l'impôt sur le revenu est donc atteinte par un transfert des 20 % plus riches aux 80 % plus pauvres. Ce n'est donc qu'à $p \approx 0,8$ que les individus paient un taux moyen d'imposition sur leur revenu égal à celui payé en moyenne ($\tau_{\text{impôt}}$) par toute la population. Pour les transferts VIE, ce maximum redistributif est atteint autour de $p = 0,4$, ce qui signifie que les 60 % plus riches reçoivent généralement en proportion de leur revenu des transferts VIE inférieurs à la moyenne sur toute la population et que ces transferts VIE exercent donc une redistribution effective des 60 % plus riches aux 40 % plus pauvres de la population. Une analyse analogue peut être faite pour les autres types de transferts. Globalement, le système global de 1990 agit en « Robin des Bois » approximativement à travers la médiane de la distribution des revenus, c'est-à-dire qu'il redistribue le revenu total des 50 % plus riches aux 50 % plus pauvres, et d'une amplitude d'environ 7 % du revenu *per capita*.

Pour résumer de façon synthétique l'évolution de l'inégalité des revenus à travers le temps et l'impact des taxes et des transferts, nous pondérons par les poids éthiques $k(p)$ (pour des valeurs de ν allant de 1,2 à 4) la distance entre les courbes de concentration et de Lorenz des trois graphiques précédents. Pour le graphique 4, cela nous donne les indices de Gini généralisés et de redistribution pour 1981 et 1990. Les valeurs numériques et les écarts-types¹⁷ de ces indices apparaissent dans le tableau 3. Notons que, pour une même année, le coefficient de Gini du revenu brut est statistiquement toujours significativement supérieur à celui du revenu net, comme la dominance constatée dans le graphique 1 nous l'annonçait. De plus, l'écart entre les deux coefficients croît de manière monotone avec la valeur de ν . Peu importe la valeur de ν , toutefois, la redistribution par les taxes et les transferts réduit d'environ le quart l'inégalité des revenus. Lorsque les deux années sont comparées, on confirme que le revenu brut de 1990 est plus inégalement distribué que celui de 1981 (de par environ 5 %) et que le revenu net est légèrement plus inégal en 1981 qu'en 1990 (d'environ 0,25 %). La combinaison de ces deux facteurs résultent naturellement en un indice d'impact redistributif très significativement plus élevé en 1990 qu'en 1981 (de presque le tiers) et ce, pour toutes les valeurs de ν .

GRAPHIQUE 4

INDICES DE GINI ET D'IMPACT REDISTRIBUTIF GÉNÉRALISÉS POUR LES SYSTÈMES D'IMPOSITION ET DE TRANSFERTS DE 1981 ET 1990



17. La méthode de calcul de ces écarts-types est présentée dans Duclos (1997).

TABLEAU 3

COEFFICIENTS DE GINI, INDICE D'IMPACT REDISTRIBUTIF
ET INDICE D'INIQUITÉ HORIZONTALE GÉNÉRALISÉS
POUR LES SYSTÈMES D'IMPÔT ET DE TRANSFERTS DE 1981 ET 1990
(ÉCART-TYPE ENTRE PARENTHÈSES)

v	1981				1990			
	Gini pour revenu brut	Gini pour revenu net	Impact redistri- butif	Iniquité hori- zontale	Gini pour revenu brut	Gini pour revenu net	Impact redistri- butif	Iniquité hori- zontale
1,2	0,121 (0,001)	0,095 (0,001)	0,027 (0,000)	0,003	0,133 (0,002)	0,094 (0,002)	0,039 (0,000)	0,004
1,4	0,211 (0,001)	0,164 (0,001)	0,047 (0,000)	0,005	0,228 (0,003)	0,161 (0,002)	0,066 (0,001)	0,007
1,6	0,280 (0,001)	0,217 (0,001)	0,063 (0,001)	0,007	0,301 (0,004)	0,213 (0,003)	0,087 (0,001)	0,011
1,8	0,337 (0,001)	0,260 (0,001)	0,077 (0,001)	0,009	0,360 (0,004)	0,255 (0,003)	0,105 (0,001)	0,014
2,0	0,384 (0,002)	0,296 (0,001)	0,088 (0,001)	0,011	0,409 (0,004)	0,289 (0,003)	0,119 (0,001)	0,017
2,2	0,424 (0,002)	0,326 (0,001)	0,098 (0,001)	0,013	0,450 (0,004)	0,319 (0,003)	0,132 (0,001)	0,019
2,4	0,459 (0,002)	0,352 (0,001)	0,107 (0,001)	0,015	0,486 (0,004)	0,344 (0,003)	0,142 (0,001)	0,022
2,6	0,489 (0,002)	0,374 (0,001)	0,115 (0,001)	0,016	0,518 (0,003)	0,366 (0,003)	0,152 (0,001)	0,025
2,8	0,516 (0,002)	0,394 (0,001)	0,122 (0,001)	0,018	0,546 (0,003)	0,386 (0,003)	0,160 (0,001)	0,027
3,0	0,540 (0,002)	0,412 (0,002)	0,128 (0,001)	0,020	0,571 (0,003)	0,403 (0,003)	0,168 (0,001)	0,030
3,2	0,562 (0,002)	0,428 (0,002)	0,134 (0,001)	0,021	0,594 (0,003)	0,419 (0,003)	0,175 (0,001)	0,032
3,4	0,582 (0,002)	0,443 (0,002)	0,139 (0,001)	0,023	0,614 (0,003)	0,434 (0,002)	0,181 (0,001)	0,035
3,6	0,600 (0,002)	0,456 (0,002)	0,144 (0,001)	0,025	0,633 (0,003)	0,447 (0,002)	0,186 (0,001)	0,037
3,8	0,617 (0,002)	0,468 (0,002)	0,149 (0,001)	0,026	0,650 (0,003)	0,459 (0,002)	0,192 (0,001)	0,040
4,0	0,632 (0,002)	0,480 (0,002)	0,153 (0,001)	0,028	0,666 (0,003)	0,470 (0,002)	0,196 (0,001)	0,042

La première partie du tableau 4 indique le degré de progressivité de l'impôt et de chaque groupe de transferts pour une valeur de ν égale à 2 et ce, pour 1981 et 1990. Rappelons que dans le cas d'une taxe positive un indice de Kakwani supérieur à zéro est une conséquence nécessaire d'une taxe progressive. Dans le cas d'un transfert progressif, cet indice sera négatif. Les taux moyens, τ_m , représentent pour leur part la taxe moyenne sur le revenu brut moyen. Ces taux sont négatifs pour les transferts. En pondérant les indices de Kakwani par des poids dépendant de τ_m , on obtient (comme l'indiquent les équations (11), (12) et (13)) les indices Reynolds-Smolensky d'équité verticale $\rho_m^*(\nu)$. Ces indices (toujours pour $\nu = 2$) apparaissent dans la dernière portion du tableau 4. Comme cet indice prend en compte l'importance du taux moyen dans la redistribution du revenu, il représente un meilleur indicateur de l'impact de l'impôt et des groupes de transferts sur l'inégalité des revenus. D'après cet indice, le programme de sécurité de la vieillesse est le groupe le plus progressif, autant pour 1981 que pour 1990. Les crédits pour enfant et l'allocation familiale se démarquent par leur faible importance, explicable surtout par leur faible taux moyen¹⁸.

TABLEAU 4

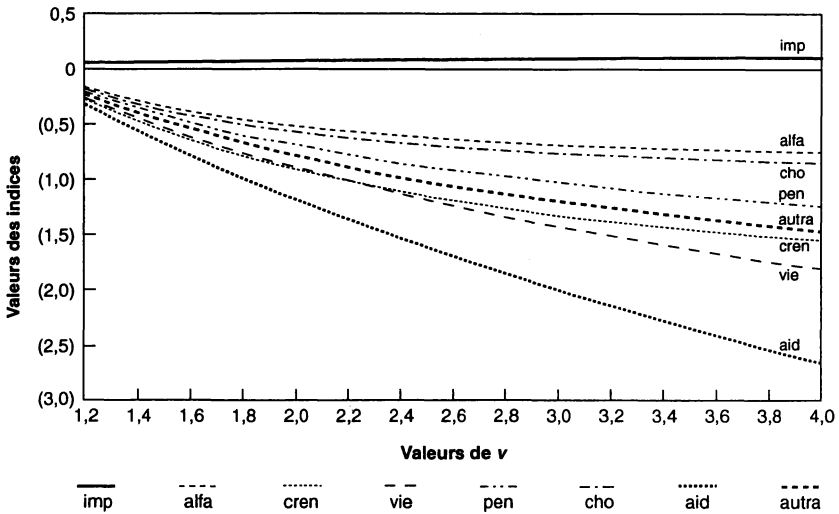
INDICES DE KAKWANI ET REYNOLDS-SMOLENSKY GÉNÉRALISÉS POUR 1981 ET 1990
($\nu = 2$)

Indices de Kakwani pour l'impôt et les transferts de 1981 et 1990 [$\pi_m(2)$]								
	IMP	ALFA	CREN	VIE	PEN	CHO	AID	AUTRA
1981	0,114	-0,507	-0,743	-0,900	-0,687	-0,576	-1,149	-0,687
1990	0,102	-0,505	-0,906	-0,890	-0,682	-0,564	-1,182	-0,774
Taux moyens de l'impôt et des transferts (% du revenu brut)								
	IMP	ALFA	CREN	VIE	PEN	CHO	AID	AUTRA
1981	16,7	-1,0	-0,5	-3,1	-1,1	-1,9	-1,0	-0,7
1990	22,1	-0,8	-0,5	-3,5	-2,1	-2,7	-1,4	-1,3
Indices de Reynolds-Smolensky pour l'impôt et les transferts de 1981 et 1990 [$\rho_m^*(2)$]								
	IMP	ALFA	CREN	VIE	PEN	CHO	AID	AUTRA
1981	0,021	0,006	0,004	0,030	0,009	0,012	0,013	0,006
1990	0,025	0,005	0,006	0,035	0,020	0,017	0,018	0,011

18. Ce classement pourrait à première vue contraster avec les résultats de Howard, Ruggeri et Van Wart (1994), qui trouvent que l'aide sociale est le transfert le plus progressif (suivi par la sécurité de la vieillesse et le supplément de revenu garanti), mais cette différence s'explique par le choix d'indices de progressivité plutôt que de redistribution.

Le graphique 5 présente les indices de Kakwani de 1990 pour des valeurs de ν allant de 1,2 à 4. Nous pouvons remarquer que ces indices conservent le même ordre relatif de progressivité, à l'exception de VIE qui devient plus progressif que CREN pour une valeur de ν supérieure à 2. La progressivité de l'impôt est très peu sensible à la valeur de ν . Nous observons toutefois que AID se détache clairement des autres indices pour des valeurs de ν élevées. Rappelons que plus ν augmente, plus la mesure de la distribution et de la redistribution des revenus met l'emphase sur le sort de la population pauvre; il est donc cohérent d'observer une plus grande dominance de AID lorsque ν augmente puisque ce programme est conçu pour les plus pauvres de la population.

GRAPHIQUE 5
INDICES DE KAKWANI GÉNÉRALISÉS POUR 1990



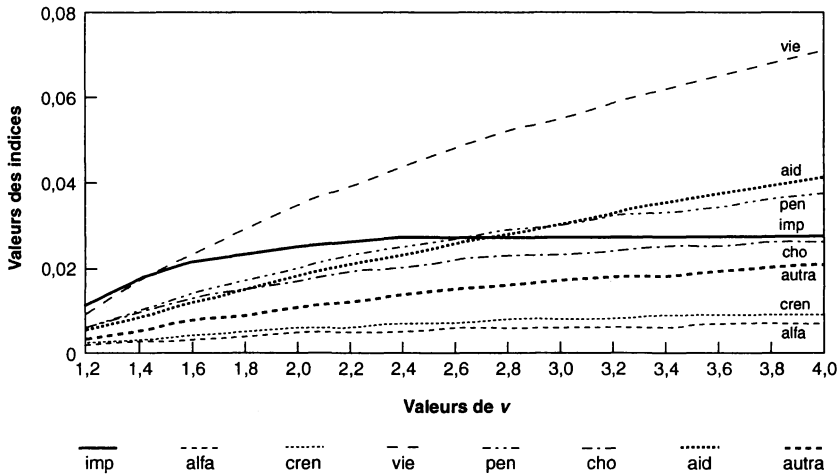
NOTE : Selon l'échelle d'équivalence de l'O.C.D.E.

Le graphique 6 est l'analogue du graphique 5 pour les indices de Reynolds-Smolensky. Relativement au graphique 5, ce graphique révèle néanmoins des résultats différents et plus significatifs en termes d'impact des impôts et des transferts sur l'inégalité des revenus. Les courbes des indices de Reynolds-Smolensky se croisent davantage que celles des indices de Kakwani, démontrant ici l'importance du paramètre éthique ν . Le groupe de transferts constitué de la sécurité de la vieillesse, du supplément de revenu garanti et de l'allocation au conjoint (VIE) demeure, pour presque toutes les valeurs de ν ($\nu > 1,4$), le plus progressif et celui ayant la plus forte croissance par rapport au paramètre d'aversion à l'inégalité ν et ce, malgré le fait que le programme de sécurité de la vieillesse soit un programme universel pour les personnes de 65 ans et plus. Nous pouvons donc déduire que ce groupe de transferts contribue beaucoup à l'équité verticale du système redistributif. Peu importe les valeurs de ν , les indices de ALFA et de CREN démontrent

toutefois leur faible impact redistributif. Les résultats de ALFA s'expliquent partiellement par le fait qu'il s'agit d'un programme universel peu ciblé sur la population pauvre, mais surtout par son faible taux moyen.

GRAPHIQUE 6

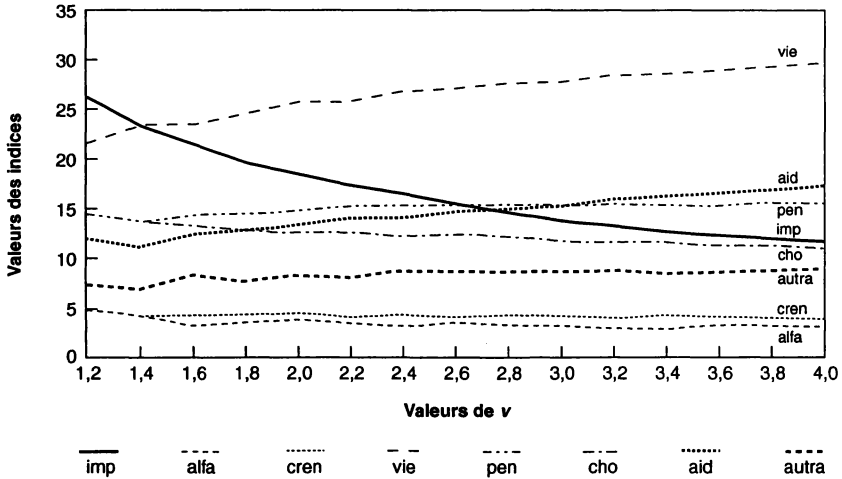
INDICES DE REYNOLDS-SMOLENSKY GÉNÉRALISÉS POUR L'IMPÔT ET LES GROUPES DE TRANSFERTS DE 1990



Afin de mieux percevoir l'importance redistributive de chacun des éléments du système d'impôt et des transferts, le graphique 7 présente la part des indices de Reynolds-Smolensky de l'impôt et de chaque groupe de transferts dans l'indice de Reynolds-Smolensky total, selon la décomposition de l'équation . Nous y confirmons que VIE contribue très significativement, relativement aux autres variables, à la progressivité globale (de 20 % à 30 % selon la valeur de ν). L'impôt, pour sa part, voit sa contribution diminuer de façon importante lorsque l'intérêt pour la population plus pauvre augmente (de 25 % à 10 %). Cela est naturel puisque l'impôt a peu d'effet sur les familles les plus pauvres. L'aide sociale passe du 5^e plus redistributif au 2^e plus redistributif de tous les éléments lorsque ν passe de 1,2 à 4 et ce, malgré un taux moyen relativement faible. À l'opposé, l'assurance-chômage – malgré qu'elle affiche le plus haut taux moyen – contribue peu à la progressivité globale. Sa part légèrement décroissante par rapport aux valeurs de ν s'explique par le fait que les individus les plus pauvres ne touchent pas d'assurance-chômage mais plutôt de l'aide sociale.

GRAPHIQUE 7

PROPORTION DANS L'INDICE DE REYNOLDS-SMOLENSKY TOTAL DE L'IMPÔT ET
DES GROUPES DE TRANSFERTS POUR 1990



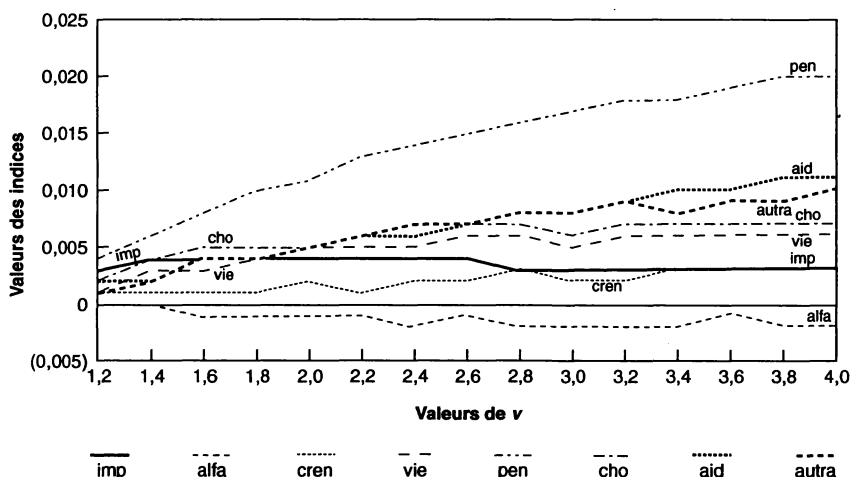
Le graphique 8 indique l'évolution redistributive qu'ont connu l'impôt et les différents groupes de transferts au cours de la décennie quatre-vingt. À l'exception de ALFA, tous les groupes démontrent un gain en impact redistributif. C'est le programme de pension de vieillesse qui a connu la plus forte hausse à cet égard. Cet accroissement au cours des années quatre-vingt pour presque tous les groupes explique bien sûr pourquoi, malgré un revenu brut distribué moins également en 1990, on arrive à obtenir un revenu net distribué plus également en 1990 qu'en 1981.

Finalement, les résultats concernant l'iniquité horizontale sont inscrits au tableau 3. L'importance de celle-ci augmente avec les valeurs de ν mais, de plus, croît dans le temps. Nous constatons en effet que l'iniquité horizontale est d'environ 50 % plus importante en 1990 qu'en 1981, indiquant que la redistribution des revenus en 1990 affecte davantage le classement des individus que celle de 1981. Cela n'est pas nécessairement surprenant, puisque nous venons d'observer que l'importance de cette redistribution est elle-même plus forte en 1990 qu'en 1981. Un des coûts de cette plus forte redistribution au début des années quatre-vingt-dix est donc celui de perturber davantage le rang initial des individus, et d'y introduire un degré plus élevé d'iniquité horizontale¹⁹.

19. Cette progression de l'iniquité horizontale semble en bonne partie explicable par une générosité accrue des programmes de pension et de sécurité de la vieillesse (ce qui soulève des questions d'équité intergénérationnelle) et par une redistribution fiscale plus forte chez les percentiles plus élevés de la répartition des revenus (voir à cet effet Duclos et Lambert, 1998).

GRAPHIQUE 8

DIFFÉRENCE ENTRE LES INDICES DE REYNOLDS-SMOLENSKY GÉNÉRALISÉS DE 1990 ET 1981



CONCLUSION

Nous avons décrit une méthode de calcul simple et intuitive pour visualiser et mesurer l'inégalité des revenus, l'équité verticale, l'iniquité horizontale et l'impact redistributif du système d'imposition et de transferts du revenu des particuliers au Canada. Ce type d'analyse permet entre autres de mesurer le niveau de progressivité et de redistribution du système dans son ensemble et de décomposer ce niveau global à travers chacun des éléments qui le composent. En combinant cette procédure à l'usage de poids éthiques, nous pouvons incorporer un nombre infini de degrés de sensibilité normative à l'inégalité.

Nous appliquons ces méthodes de calcul à la mesure de la distribution et de la redistribution des revenus en 1981 et en 1990. Nous trouvons que le revenu brut de 1981 est distribué plus également que celui de 1990, alors que le revenu net est distribué plus également en 1990. Ceci s'explique entre autres par le fait que l'impôt et les groupes de transferts tels que l'aide sociale, l'assurance-chômage, les régimes de pension du Canada et des rentes du Québec, la sécurité de la vieillesse et les crédits d'impôt pour enfant, sont tous plus redistributifs en 1990 qu'en 1981 et contribuent davantage à la redistribution des revenus peu importe la valeur retenue du paramètre d'aversion à l'inégalité. Ce paramètre éthique a toutefois de l'importance lorsque l'on désire classer les groupes d'impôt et de transferts en termes d'impact redistributif. En 1990, la contribution de l'impôt à la redistribution totale passe de plus de 25 % à près de 10 % lorsque notre intérêt pour la population plus pauvre augmente. La contribution de l'assurance-chômage décroît aussi lorsque le paramètre ν augmente, alors que l'apport de l'aide sociale croît

naturellement lorsque notre attention se porte davantage sur la population plus pauvre. Finalement, nous remarquons que le crédit d'impôt pour enfant et l'allocation familiale sont les deux groupes qui contribuent le moins à la redistribution globale opérée par le système. Ceci s'explique surtout par leur faible taux moyen par rapport au revenu brut.

Ce travail comporte toutefois ses limites. Nous soutenons tout d'abord l'hypothèse que le bien-être d'un agent augmente nécessairement avec son revenu (ajusté pour la taille et la composition du ménage) alors que d'autres critères, comme le loisir ou l'effort au travail, peuvent aussi être pertinents. Nous posons aussi que le comportement des individus sur le marché du travail et du capital est exogène aux politiques d'imposition et de transferts de l'État. De plus, cette recherche ne tient compte que d'une partie du système fiscal canadien affectant les particuliers; d'autres éléments auraient avantage à être considérés, comme la taxe fédérale sur les produits et services ou les taxes de vente provinciales. Bien qu'elles nécessitent évidemment des données plus complètes ainsi qu'une modélisation plus adéquate du bien-être et du comportement des ménages et des individus, ces extensions peuvent néanmoins être facilement et utilement examinées à l'aide du cadre général de mesure et d'analyse de la distribution et de la redistribution du revenu développé dans cet article.

ANNEXE 1

Les détails concernant les transferts contenus dans cette section proviennent du *Répertoire de programmes de sécurité du revenu au Canada* produit par le ministère de la Santé et du Bien-Être Social du Canada.

REVENUS (YB et YN)

Le revenu brut que nous utilisons correspond au revenu total inscrit dans la banque de données moins la somme de tous les transferts. Le revenu total inclut toutes les formes de revenus d'emploi et de placements déclarés par les familles ainsi que les transferts. Le revenu net, pour sa part, est obtenu en soustrayant du revenu total l'impôt sur le revenu .

L'IMPÔT (IMP)

Cette variable représente le montant de l'impôt fédéral et provincial sur le revenu payé par tous les membres de la famille. Pour chaque dollar perçu en impôt fédéral, 0,28 \$ couvrait les frais de la dette, 0,24 \$ allait aux transferts, 0,16 \$ était versé aux provinces et 0,12 \$ était dépensé en opérations gouvernementales.

ALLOCATIONS FAMILIALES (ALFA)

L'objectif de ce transfert est de fournir une aide financière aux parents qui ont à charge un ou des enfants. Les prestations sont versées mensuellement sur demande. Le taux est uniforme et ne dépend que du nombre d'enfants de moins de 18 ans. À titre d'exemple, un parent reçoit en 1990 du fédéral 33,38 \$ par mois, par enfant. Notons cependant que dans les provinces où de tels programmes existent, les montants peuvent varier selon l'âge de l'enfant.

CRÉDIT D'IMPÔT POUR ENFANTS

Ce programme fournit aux familles à faible ou moyen revenu une aide supplémentaire afin de subvenir aux besoins des enfants. Contrairement aux allocations familiales, ce transfert n'est donc pas universel mais dépend du revenu. La prestation maximale versée en 1990 est de 575 \$ par enfant pour une famille monoparentale et ayant un revenu inférieur à 24 769 \$.

RÉGIMES DE PENSION DU CANADA OU DES RENTES DU QUÉBEC (PEN)

Il faut d'abord noter que le régime des rentes du Québec supplée au régime de pension du Canada qui est en vigueur partout ailleurs au Canada. Ce sont des régimes d'assurance sociale contributifs et obligatoires qui protègent les travailleurs d'une baisse de revenu lors de la retraite. L'employeur et l'employé contribuent à part égale à l'un de ces régimes. Lors de la retraite, les montants accordés sont directement reliés au nombre d'années de contribution.

SÉCURITÉ DE LA VIEILLESSE, SUPPLÉMENT DE REVENU GARANTI ET ALLOCATION AU CONJOINT (VIE)

Ce groupe inclut trois transferts différents. Nous retrouvons d'abord les prestations de sécurité de la vieillesse attribuées universellement à tous les Canadiens de 65 ans et plus. Le seul facteur pouvant faire varier le montant des prestations est le nombre d'années de résidence au Canada. En 1990, un prestataire recevait 347,93 \$ mensuellement. Il y a ensuite dans ce groupe le supplément de revenu garanti qui est alloué aux personnes âgées selon leur statut civil et leur revenu. Toujours en 1990, un pensionné seul ayant un faible revenu pouvait recevoir jusqu'à 413,48 \$ par mois. Finalement, l'allocation au conjoint peut être attribuée au conjoint d'un bénéficiaire de la sécurité de la vieillesse âgé entre 60 et 64 ans. Le montant alloué est fonction du nombre d'années de résidence au Canada et du revenu du couple. Une allocation régulière en juillet 1990 pouvait atteindre un maximum de 617,25 \$.

ASSURANCE-CHÔMAGE (CHO)

Ce transfert a pour objectif de protéger les travailleurs qui cessent temporairement d'être rémunérés. Environ 95 % des travailleurs canadiens ont accès à ce programme. En 1990, il faut avoir travaillé un minimum de 14 semaines pour y être admissible. Les prestations représentent 60 % du revenu assurable, jusqu'à concurrence de 384 \$ par semaine. Un prestataire peut recevoir de l'assurance-chômage pendant une période maximale qui n'excède généralement pas 52 semaines.

AIDE SOCIALE (AID)

Ce transfert accorde aux personnes nécessiteuses de l'aide financière pour les aider à se procurer les besoins essentiels en fait de nourriture, logement et vêtements. Ces programmes sont gérés par les provinces et les municipalités. Étant donné la multitude de programmes, il serait laborieux de détailler chacun d'entre eux.

AUTRES REVENUS PROVENANT DU GOUVERNEMENT (AUTRA)

Cette variable inclut différents transferts non compris dans les autres groupes. Divers crédits d'impôt provincial, le crédit pour la taxe fédérale sur les ventes et le crédit pour la taxe sur les produits et services sont des éléments importants de ce groupe.

BIBLIOGRAPHIE

- ACHDUT, LEA (1996), « Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel, 1979-93 », *Economica*, 63, # 250(S) : S1-S29.
- ARONSON, J.R., P. JOHNSON, et P.J. LAMBERT (1994), « Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment », *Economic Journal*, 104, 423 : 262-270.
- ATKINSON, A.B. (1979), « Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden », in H.J. AARON et M.J. BOSKIN (éds), *The Economics of Taxation*, chap. 1, Brookings Institution, Washington DC, p. 3-18.
- ATKINSON, A.B. (1970), « On the Measurement of Inequality », *Journal of Economic Theory*, 2 : 244-263.
- ATKINSON, A.B., et F. BOURGUIGNON (1987), « Income Distribution and Differences in Needs » in chapter 12, *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Policy*, GEORGE R. FEIWEL (éd.), New York University Press, p. 350-370.
- BARRETT, GARRY F., et KRISHNA PENDAKUR (1995), « The Asymptotic Distribution of the Generalized Gini Indices of Inequality », *Canadian Journal of Economics*, 28, # 4b, November : 1 042-1 055.
- BEACH, CHARLES M., et GEORGE A. SLOTSVE (1996), « Are We Becoming Two Societies: Income Polarization and the Myth of the Declining Middle Class in Canada », C.D. Howe Institute, Toronto.
- BLACKORBY, C., et D. DONALDSON (1978), « Measures of Relative Equality and Their Meaning in Terms of Social Welfare », *Journal of Economic Theory*, 18 : 59-80.
- CREEDY, JOHN (1996), « Comparing Tax and Transfer Systems: Poverty, Inequality and Target Inefficiency », *Economica*, 63, # 250(S) : S163-S174.
- DASGUPTA, P., A. SEN, et D. STARRET (1973), « Notes on the Measurement of Inequality », *Journal of Economic Theory*, 6, 2 : 180-187.
- DAVIDSON, R., et J.Y. DUCLOS (1997), « Statistical Inference for the Measurement of the Incidence of Taxes and Transfers », *Econometrica*, 65, # 6, November : 1 453-1 465.
- DONALDSON, D., et J.A. WEYMARK (1980), « A Single Parameter Generalization of the Gini Indices of Inequality », *Journal of Economic Theory*, 22 : 67-86.
- DUCLOS, J.-Y. (1997), « The Asymptotic Distribution of Linear Indices of Inequality, Progressivity and Redistribution », *Economics Letters*, 54, # 1 : 51-57.
- DUCLOS, J.-Y. (1995), « Relative Performance, Relative Deprivation and Generalised Gini Indices of Inequality and Horizontal Inequity », Cahier de recherche 9514, Département d'économique, Université Laval.
- DUCLOS, J.-Y., et P.J. LAMBERT (1997), « A Normative and Statistical Approach to Measuring Classical Horizontal Inequity », mimeo, Département d'économique, Université Laval.
- FELDSTEIN, M. (1976), « On the Theory of a Tax Reform », *Journal of Public Economics*, 6 : 77-104.
- HEY, J.D., et P.J. LAMBERT (1980), « Relative Deprivation and the Gini Coefficient: Comment », *Quarterly Journal of Economics*, 95 : 567-573.

- HOWARD, R., G.C. RUGGERI, et D. VAN WART, (1994), « The Redistributive Impact of Government Spending in Canada », *Public Finance*, 49, # 2 : 212-243.
- KAKWANI, N.C. (1977), « Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison », *The Economic Journal* : 71-80.
- JAKOBSSON, U. (1976), « On the Measurement of the Degree of Progression », *Journal of Public Economics*, 5, 1-2 : 161-168.
- LAMBERT, PETER (1993), *The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*, 2^e édition, Manchester University Press, Manchester, 1993.
- OCDE (1982), « The OECD List of Social Indicators », Paris.
- OKUN, ARTHUR M. (1982), *Égalité vs efficacité : comment trouver l'équilibre*, Economica, Paris.
- PERRY, J.H. (1989), *A Fiscal History of Canada – The Postwar Years*, Canadian Tax Foundation.
- PERRY, J.H. (1990), *Taxation in Canada*, fifth edition, Canadian Tax Foundation.
- PLOTNICK, ROBERT (1981), « A Measure of Horizontal Inequity », *The Review of Economics and Statistics*, LXII, 2 : 283-288.
- PLOTNICK, ROBERT (1982), « The Measurement of Horizontal Inequity », *Journal of Public Economics*, 17 : 373-391.
- REYNOLDS, M., et E. SMOLENSKY (1977), *Public Expenditure, Taxes and the Distribution of Income*, Academic Press.
- RICHARDSON, DAVID H. (1997), « Changes in the Distribution of Wages in Canada, 1981-1992 », *Revue canadienne d'économique*, 30, 3 : 622-643.
- SANTÉ ET BIEN-ÊTRE SOCIAL CANADA (1985), *Répertoire de programmes de sécurité du revenu au Canada, initiatives récentes et mise à jour statistique en vigueur en janvier 1984*.
- SANTÉ ET BIEN-ÊTRE SOCIAL CANADA (1988), *Répertoire de programmes de sécurité du revenu au Canada, initiatives récentes et mise à jour statistique en vigueur en janvier 1987*.
- SANTÉ ET BIEN-ÊTRE SOCIAL CANADA (1991), *Répertoire de programmes de sécurité du revenu au Canada*.
- SMITH, ROGER S. (1995), « The Personal Income Tax: Average and Marginal Rates in the Post-War Period », *Canadian Tax Journal*, 43, # 5 : 1 055-1 076.
- SUITS, D. (1977), « Measurement of Tax Progressivity », *American Economic Review*, 67 : 747-752.
- TABI, M. (1995), « Impact redistributif de l'impôt et des transferts sur le revenu des particuliers au Canada », mémoire de maîtrise, Département d'économique, Faculté des sciences sociales, Université Laval.
- WILSON, MICHAEL (1987), *Réforme fiscale 1987. Réforme de l'impôt direct*, Ministère des Finances, Canada.
- YITZHAKI, S. (1979), « Relative Deprivation and the Gini Coefficient », *Quarterly Journal of Economics*, 93 : 321-324.
- YITZHAKI, S. (1983), « On an Extension of the Gini Index », *International Economic Review*, 24 : 617-628.