



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 274

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-71340-0

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Nouvelle analyse des tendances récentes de l'inégalité du revenu après impôt au Canada au moyen des données de recensement

par Marc Frenette, David Green et Kevin Milligan

Division des études sur la famille et le travail
24-F, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Nouvelle analyse des tendances récentes de l'inégalité du revenu après impôt au Canada au moyen des données de recensement

par

Marc Frenette*, David Green et Kevin Milligan*****

11F0019 N° 274
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-71340-0

Analyse des entreprises et du marché du travail
24^e étage, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, K1A 0T6
*Statistique Canada

**UBC, Department of Economics and Institute for Fiscal Studies

*** UBC, Department of Economics and National Bureau of Economic Research

Comment obtenir d'autres renseignements:

Service national de renseignements: 1 800 263-1136

Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Février 2006

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre autorisation de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licence, Division du Marketing, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0T6.

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

1. Introduction.....	5
2. Comparaison des sources de données disponibles.....	7
3. Mesure du revenu et de l'impôt.....	12
4. Prédiction de l'impôt sur le revenu des personnes recensées.....	13
5. Niveaux et tendances de l'inégalité du revenu après impôt, 1980 à 2000.....	19
6. Comparaison des profils établis d'après les données de recensement et d'après les données de l'EFC/EDTR.....	26
7. Conclusion.....	30
Bibliographie.....	31

Résumé

Nous présentons de nouveaux résultats concernant les niveaux et les tendances de l'inégalité du revenu après impôt au Canada au cours de la période allant de 1980 à 2000. Nous soutenons que les sources de données existantes ne révèlent pas nécessairement les variations dans les queues de la distribution du revenu alors qu'une grande part des changements que subit cette distribution s'y produisent. Nos données sont tirées des fichiers du recensement et complétées par des estimations de l'impôt payé calculées d'après les renseignements disponibles dans les bases de données fiscales administratives. Nous validons notre méthode de prévision de l'impôt payé par les individus repris dans les fichiers de recensement, puis nous comparons les niveaux et les tendances de l'inégalité du revenu après impôt déterminés d'après notre nouvelle source de données et d'après les données d'enquête généralement utilisées. Nous constatons que l'inégalité du revenu après impôt est considérablement plus importante si l'on se fonde sur les nouvelles données, principalement parce que les niveaux de revenu à l'extrémité inférieure de la distribution sont plus faibles qu'avec les données d'enquête habituelles. Les nouvelles données révèlent un accroissement plus important de l'inégalité du revenu après impôt à long terme et une variabilité nettement plus forte au cours du cycle économique. Ces résultats soulèvent des questions intéressantes quant au rôle du régime d'impôt et de transferts dans l'atténuation des tendances et des fluctuations de l'inégalité du revenu du marché.

Mots clés : inégalité du revenu, rôle de redistribution du régime d'impôt et de transferts.

1. Introduction

L'équité est l'un des objectifs importants de la politique publique. Des effets directs du régime d'impôt et de transferts à ceux, peut-être moins directs, d'autres politiques, comme celles concernant le commerce, rares sont les décisions stratégiques qui ne sont sous-tendues par aucune question d'équité. Partant du principe que nous nous soucions des effets de la politique publique en matière d'équité, il faut que nous disposions de mesures exactes de l'inégalité pour pouvoir les évaluer entièrement. Étudier l'évolution de l'inégalité facilite aussi l'évaluation de diverses théories sur le fonctionnement des économies. Ainsi, Beaudry et Green (2003) soutiennent que les changements de structure des salaires aux États-Unis et en Allemagne au cours des 30 dernières années correspondent à un modèle de progrès technique dans lequel le taux d'adoption des nouvelles technologies est déterminé de façon endogène en fonction des variations de l'offre relative des facteurs. Pour ces deux raisons, nous avons besoin de mesures exactes du degré d'inégalité dans une économie et de ses variations au cours du temps.

Dans un article récent, Frenette et coll. (2004) affirment que la source de données la plus utilisée pour caractériser l'inégalité au Canada, c'est-à-dire la combinaison de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR)¹, ne brosse un tableau précis ni du niveau ni des tendances de l'inégalité du revenu. Plus précisément, les comparaisons avec les données de recensement et les données fiscales indiquent que l'EFC/EDTR sous-estime la prévalence des revenus très faibles ainsi que très élevés, ce qui sous-entend à la fois une sous-estimation du niveau d'inégalité et, éventuellement, une représentation incorrecte des tendances que sous-tendent les variations dans les queues de la distribution. En effet, compte tenu des résultats de Saez et Veall (2005) montrant que d'importantes variations de l'inégalité se sont concentrées à l'extrémité supérieure de la distribution du revenu au Canada au cours des dernières décennies, il est probable que les tendances dégagées des données susmentionnées soient incorrectes.

Notre objectif, ici, est de fournir des mesures plus fiables de l'inégalité du revenu au Canada pour la période allant de 1980 à 2000. À cette fin, nous commençons par former des arguments à l'appui de l'allégation selon laquelle les microdonnées de recensement sont une source plus fiable et complète pour l'analyse de l'inégalité du revenu au Canada. Nous soutenons que les données du recensement sont supérieures à celles de l'EFC/EDTR avant tout parce que leur couverture est nettement meilleure. Comparativement au recensement, le taux de sous-dénombrement de l'EFC/EDTR est d'environ 20 % et, à l'instar de Frenette et coll. (2004), nous montrons que ce sous-dénombrement produit une représentation incorrecte des deux queues de la distribution du revenu après impôt. En outre, l'effectif nettement plus grand de l'échantillon du recensement permet de mesurer plus fidèlement les percentiles dans les deux queues de la distribution. Les données de recensement sont également supérieures aux données fiscales en raison de leur période d'observation plus longue (à cause d'un manque d'incitatifs à produire une déclaration de revenus, la couverture des données fiscales est incomplète avant 1993) et de la liste nettement plus longue de covariables.

Ces avantages des données de recensement sont contrecarrés partiellement par deux défauts importants. Le premier est que le recensement n'est réalisé que tous les cinq ans et que, par

1. Par exemple, ces données sont utilisées par Johnson (1995), Osberg (1997 et 2003), Rashid (1998), ainsi que Wolfson et Murphy (1998).

conséquent, les données ne peuvent refléter les variations de fréquence plus élevée de l'inégalité. Nous ne pouvons remédier à ce problème, mais il convient de souligner que les données quinquennales suffisent pour l'étude des tendances à long terme. En particulier, les recensements de 1980, 1990 et 2000 ont tous été réalisés approximativement au sommet du cycle économique, ce qui permet des comparaisons cohérentes dans le temps.

Le deuxième défaut des données du recensement est le manque de renseignements sur l'impôt. Le concept de revenu le plus étroitement apparenté au bien-être familial est le revenu (disponible) après impôt et transferts. Le Recensement du Canada comprend des questions sur les transferts reçus, mais non sur l'impôt payé et, par conséquent, les chercheurs ne peuvent calculer le revenu disponible d'après les renseignements figurant dans l'ensemble de données du recensement. Donc, la deuxième partie de l'exercice présenté ici, et peut-être notre contribution la plus importante, consiste à imputer la valeur de l'impôt payé par les familles recensées, pour chaque recensement de 1980 à 2000. L'ajout de ces valeurs imputées de l'impôt aux microdonnées du recensement nous permet de créer ce que nous appelons l'ensemble de données du recensement après impôt (recensement-AI).

Notre méthode d'imputation se fonde sur l'appariement des données fiscales administratives à celles du recensement en se fondant sur des caractéristiques observables communes aux deux sources de données. Nous appliquons une méthode à forme réduite selon laquelle nous commençons par calculer la régression de l'impôt payé en fonction des caractéristiques familiales observables en utilisant les données fiscales, puis nous nous servons des caractéristiques familiales enregistrées lors des recensements en combinaison avec les coefficients de régression estimés pour former les prévisions de l'impôt payé par chaque famille de recensement. Il est préférable de suivre cette approche que d'essayer d'utiliser les déclarations de revenus réelles pour imputer le montant de l'impôt versé par chaque famille de recensement, parce qu'elle ne nous oblige pas à calculer les déductions admissibles et qu'elle reflète les profils réels d'utilisation de ces déductions. Nous validons notre méthode en montrant qu'elle prédit très bien la distribution de l'impôt effectivement payé.

Après le choix d'un ensemble de données privilégié et son ajustement pour permettre l'étude du revenu disponible, à la dernière section du rapport, nous utilisons les données de recensement-AI pour réévaluer ce que nous savons du niveau et des tendances de l'inégalité du revenu au Canada. Tout au long du document, nous comparons les résultats obtenus à l'aide de nos données de recensement améliorées à ceux que donne l'EFC/EDTR, c'est-à-dire la source des idées reçues sur l'inégalité du revenu, et montrons qu'il existe des différences. En particulier, les données de recensement-AI révèlent une distribution du revenu dont les queues gauche et droite sont l'une et l'autre plus épaisses. Elles produisent aussi un profil différent au cours du temps (surtout au cours du cycle économique) et un écart différent entre l'inégalité du revenu avant et après impôt et transferts. Ces différences nous obligent à réexaminer le niveau d'inégalité du revenu (révision à la hausse), l'importance de sa relation avec le cycle économique (révision à la hausse) et du rôle de l'impôt et des transferts dans l'atténuation des variations de l'inégalité du revenu (révision à la baisse) comparativement à ce qui a été décrit dans le passé par plusieurs auteurs (p. ex., Beach et Slotsve, 1994; Johnson, 1995; Osberg, 1997 et 2003; Rashid, 1998; Wolfson et Murphy, 1998). Ainsi, nous montrons qu'en 2000, le logarithme du ratio entre les 95^e et 5^e percentiles de la distribution du revenu disponible est égal à 0,82 d'après l'EFC/EDTR. En appliquant les mêmes techniques et définitions, le logarithme de ce ratio est de 0,95 si l'on utilise les données de recensement-AI (valeur de 16 % plus élevée que celle donnée par l'EFC/EDTR). De surcroît, le

ratio augmente de 6,1 % entre 1980 et 2000 d'après les données de recensement-AI, mais de 2,4 % seulement si l'on s'en tient à l'EFC/EDTR.

Ces résultats pourraient avoir des ramifications importantes en ce qui concerne nos notions de l'équité dans l'économie canadienne. Ils montrent aussi qu'il faudrait poursuivre l'étude de l'effet du régime d'impôt et de transferts sur l'inégalité du revenu au Canada. Les données de recensement-AI brossent un tableau dans lequel l'inégalité du revenu du marché a augmenté à un taux relativement constant au cours des années 1980 et des années 1990. Par contre, le revenu disponible n'a pour ainsi dire pas varié en 1990 comparativement à 1980, mais a augmenté fortement de 1990 à 2000. Ces changements se traduisent par un accroissement à long terme important de l'inégalité du revenu disponible. Nous ne pourrions nous prononcer catégoriquement sur l'évolution de l'effet du régime d'impôt et de transferts d'après ces comparaisons, car le revenu avant impôt et transferts reflète partiellement le comportement adopté en réponse à ce régime, mais les différences en ce qui concerne l'évolution de l'inégalité du revenu du marché et du revenu disponible au cours des années 1990 comparativement aux années 1980 est une preuve indéniable d'un affaiblissement éventuel de l'efficacité des politiques de redistribution. L'un des objectifs du présent rapport est d'exposer cette preuve, afin d'ouvrir une nouvelle voie de recherche future.

Le document le plus étroitement lié au nôtre est celui de Frenette et coll. (2004), qui donne une comparaison détaillée des trois principaux ensembles de données disponibles pour l'étude de l'inégalité du revenu au Canada, à savoir les données de l'EFC/EDTR, les données de recensement et les données fiscales. Les auteurs mettent surtout l'accent sur les différences importantes entre les ensembles de données, lesquelles donnent lieu de s'interroger. Cependant, ils n'essayent pas de présenter le meilleur tableau, selon eux, des niveaux et des tendances de l'inégalité du revenu. Dans le présent document, nous allons une étape plus loin et nous choisissons, défendons et améliorons un ensemble de données privilégié (recensement-AI) que nous utilisons ensuite pour établir des faits fondamentaux quant à l'inégalité du revenu au Canada.

Le document est subdivisé en cinq sections. À la section suivante, nous discutons des mérites relatifs des sources de données disponibles et de certaines preuves de l'existence de différences entre les tendances et les niveaux de l'inégalité du revenu avant impôt établis d'après les données des recensements et celles de l'EFC/EDTR. Puis, nous décrivons nos choix en ce qui concerne les mesures du revenu et de l'inégalité. Ensuite, nous exposons dans les grandes lignes notre méthode de prédiction de l'impôt applicable aux données de recensement et validons la méthode au moyen de données fiscales réelles. Nous présentons le premier ensemble d'estimations de l'inégalité du revenu calculées d'après la nouvelle source de données à la section suivante, puis nous comparons ces résultats aux estimations calculées d'après l'EFC/EDTR. Enfin, à la dernière section, nous concluons par un résumé de l'étude.

2. Comparaison des sources de données disponibles

Les chercheurs qui souhaitent étudier les niveaux et les tendances de l'inégalité du revenu au Canada disposent de trois sources de données. La plus utilisée est la source officielle d'estimation du revenu de Statistique Canada, à savoir l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) jusqu'à 1996 et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 1996 jusqu'à aujourd'hui. La deuxième source comprend les fichiers du Recensement de la population, disponibles sur une base quinquennale depuis 1970. Enfin, la troisième correspond aux fichiers sur

la famille T1 (T1FF), disponibles pour 1982 à aujourd’hui. Chacune de ces sources a des avantages et des inconvénients, comme l’illustre le tableau 1.

Tableau 1 Caractères qualitatifs des sources de données du revenu

	EFC-EDTR	Recensement	T1FF
Continuité	Rupture en 1996	Pas de rupture	Modification des incitatifs à produire une déclaration au début des années 1990
Couverture	Taux de réponse de 80 %	Réponse obligatoire	Presque toutes les déclarations depuis le début des années 1990
Effectif de l’échantillon	Faible	Grand	Grand
Renseignements socioéconomiques	Nombreux	Nombreux	Peu nombreux
Fréquence	Annuelle	Tous les cinq ans	Annuelle
Variable de revenu	Après impôt	Revenu total	Après impôt

Les données de recensement, qui sont la source sur laquelle nous nous concentrons dans le présent document, ont plusieurs caractéristiques intéressantes. Premièrement, elles ne présentent aucune rupture au cours de la période qui nous intéresse. Par contre, l’EFC a été remplacée par l’EDTR en 1996. Bien que ce changement n’ait pas eu d’incidence sur les niveaux moyens de revenu, il a eu des répercussions sur les revenus aux extrémités supérieure et inférieure de la distribution (Frenette et coll., 2004), ce qui nécessite un certain ajustement pour la période du « raccordement ». Enfin, les données du fichier T1FF ne conviennent pas pour l’étude du revenu des familles situées tout en bas de la distribution durant les années 1980, parce qu’à cette époque, les incitatifs financiers destinés à encourager la production d’une déclaration de revenus étaient peu nombreux (voire inexistant) pour les personnes n’ayant pas de revenu imposable. En effet, les crédits d’impôt remboursables n’étaient pas aussi fréquents qu’aujourd’hui et certaines formes de revenu n’étaient tout simplement pas déclarables dans les fichiers de données fiscales même si la personne produisait une déclaration (p. ex., revenu provenant de l’aide sociale). Cette situation crée une rupture dans les données entre les années 1980 et les années 1990².

Une deuxième caractéristique séduisante du recensement est sa couverture. La réponse au recensement est obligatoire en vertu de la loi et, par conséquent, la couverture de la population est presque complète, à l’exception de quelques groupes particuliers (principalement, les Autochtones vivant dans les réserves, les personnes vivant dans les logements collectifs et les sans-abri). La réponse à l’EFC/EDTR est volontaire et environ 20 % des ménages sélectionnés choisissent de ne pas participer à l’enquête, ce qui pourrait produire un biais de réponse associé au revenu. Les ensembles de données de l’EFC/EDTR comprennent des coefficients de pondération calculés de façon telle que les principales caractéristiques de l’échantillon soient semblables à celles de la population dans son ensemble, mais le revenu n’en fait pas partie. Par conséquent, dans la mesure

2. Frenette et coll. (2004) discutent de cette question de façon plus approfondie.

où le biais de réponse est lié au revenu, même si est contrôlé l'effet des caractéristiques observables dont les coefficients de pondération tiennent compte directement, la distribution pondérée du revenu obtenue d'après les données de l'EFC/EDTR pourrait ne pas correspondre à celle existant dans l'ensemble de la population³. Dans le T1FF, la couverture de la population est assez bonne, mais uniquement après 1993, quand la combinaison des crédits d'impôt pour enfant et des remboursements de la taxe sur les produits et services (TPS) ont incité davantage les personnes ayant un très faible revenu à produire une déclaration de revenus⁴.

Une troisième caractéristique du recensement (comme du T1FF) est la très grande taille de l'échantillon (20 % de la population), permettant aux chercheurs de faire des analyses plus approfondies de l'inégalité du revenu. Plus précisément, les grands échantillons permettent d'obtenir des mesures fiables des variations dans les percentiles extrêmes de la distribution. Contrairement au recensement, l'EFC/EDTR fournit environ 30 000 à 35 000 observations, ce qui rend problématiques les décompositions et les examens détaillés des parties extrêmes des queues de la distribution du revenu.

Un quatrième avantage de l'ensemble de données du recensement est qu'il contient des renseignements socioéconomiques détaillés sur les répondants. Il en est de même des données de l'EFC/EDRR, mais non des fichiers de données fiscales, dans lesquels font particulièrement défaut les données sur le niveau de scolarité.

L'un des inconvénients des données du recensement est qu'elles ne sont disponibles que tous les cinq ans, alors que celles en provenance des deux autres sources le sont annuellement. Cependant, un désavantage peut-être plus important est l'absence de renseignements sur l'impôt payé (contrairement aux données de l'EFC/EDTR et aux données fiscales). Cette omission rend plus difficile la mesure de l'inégalité du revenu après impôt au moyen des données du recensement. À la section suivante, nous discutons des avantages de l'examen du revenu net d'impôt en tant que mesure des contraintes budgétaires d'un ménage (c.-à-d. le flux de ressources dont dispose le ménage avant de prendre des décisions de consommation).

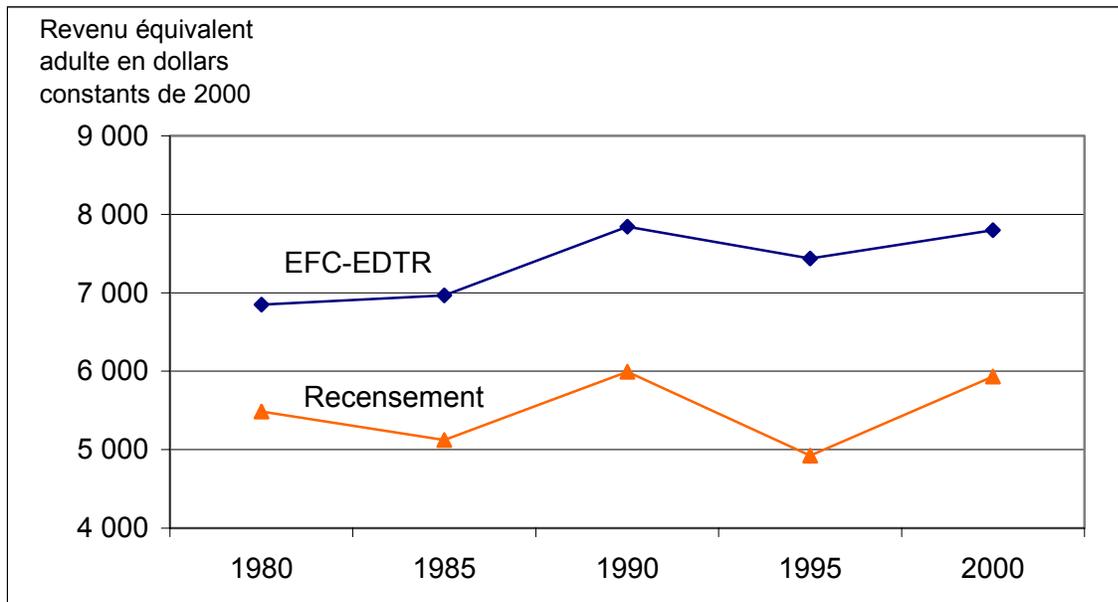
Étant donné les autres avantages des données de recensement, l'ajout de renseignements sur l'impôt à cette source semble en valoir la peine. Toutefois, cet effort n'est justifié que si les divers problèmes que posent les données de l'EFC/EDTR ont réellement une incidence sur notre description de la distribution du revenu. Frenette et coll. (2004) comparent les données sur le revenu avant impôt en provenance des trois sources principales. Les figures 1 et 2, qui sont établies d'après

3. De concert avec la diffusion des données de l'EDTR pour 2003, Statistique Canada a diffusé des poids de sondage ajustés rétroactivement afin de tenir compte des différences par rapport à la distribution des gains *individuels* fondée sur les feuillets T4. Malheureusement, ces ajustements ne remontent que jusqu'à 1990. En outre, les calculs faits par les auteurs montrent que ces ajustements ne tiennent pas compte entièrement des différences en ce qui concerne le revenu *familial*, particulièrement au bas de la distribution, ce qui est vraisemblablement dû au fait que les personnes ayant de faibles gains peuvent appartenir à une famille à revenu faible, moyen ou élevé.

4. Les modifications apportées en 1993 aux prestations fédérales pour enfants combinaient l'allocation familiale, le crédit remboursable et le crédit non remboursable en un tout qui devait faire l'objet d'une déclaration de revenus. Le remboursement de TPS qui a commencé à être payé en 1990 exigeait aussi une déclaration de revenus et augmentait considérablement le montant des prestations provenant du crédit pour taxe fédérale sur les ventes introduit en 1986.

les données de leur tableau 4, montrent le revenu total moyen (traitements, salaires et autres revenus privés plus les transferts gouvernementaux) pour les déciles inférieur et supérieur en utilisant les données de l'EFC/EDTR ainsi que celles du recensement⁵. Nous présentons les données en dollars constants de 2000, ajustées pour obtenir le revenu équivalent adulte au moyen de la racine carrée du nombre de membres de la famille.

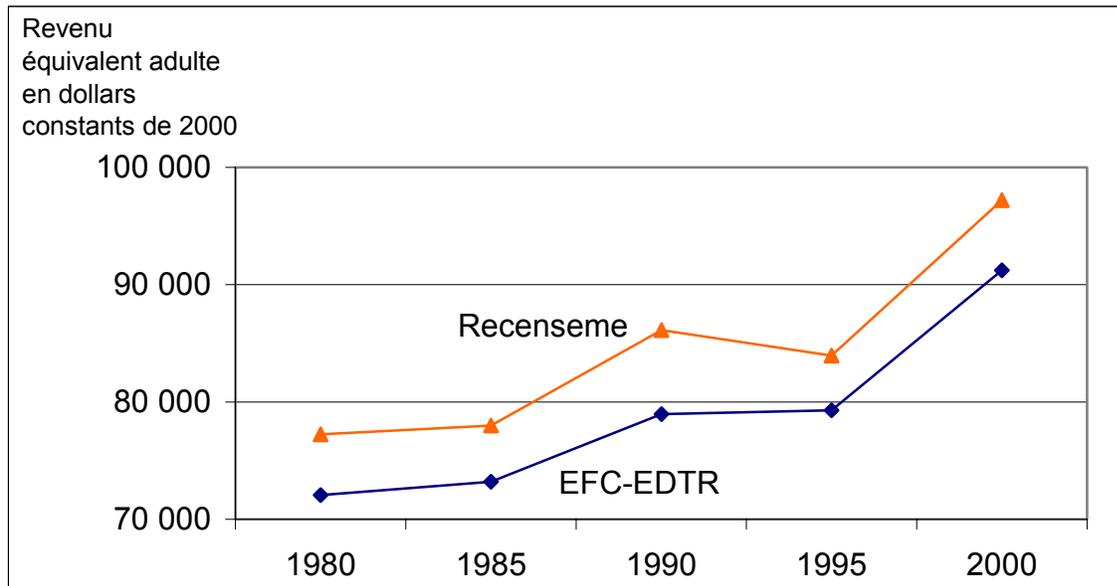
Figure 1 Revenu total moyen du décile inférieur



Source : Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), et données du recensement.

5. Il convient de souligner que, pour 2000, les niveaux de revenu d'après l'EDTR ont effectivement été calculés en ajoutant les taux de croissance entre 1996 et 2000 provenant de l'EDTR aux valeurs de l'EFC de 1996 afin d'obtenir des niveaux comparables à ceux calculés d'après les données antérieures de l'EFC.

Figure 2 Revenu total moyen du décile supérieur



Source : Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), et données du recensement.

Les données du recensement et celles de l'EFC/EDTR diffèrent spectaculairement, les premières donnant des niveaux de revenu plus faibles dans le décile inférieur et plus élevés dans le décile supérieur que les secondes. Donc, pour chaque année étudiée, l'inégalité du revenu est plus prononcée si l'on s'en tient aux données du recensement. Par exemple, le ratio du revenu moyen dans le décile supérieur au revenu moyen dans le décile inférieur est de 16,4 pour 2000 d'après les données du recensement, mais de 11,7 seulement d'après l'EFC/EDTR.

Les tendances qui se dégagent des données divergent aussi considérablement. Dans le décile inférieur, le revenu semble subir un plus grand nombre de fluctuations cycliques d'après le recensement que d'après l'EFC/EDTR. Par exemple, les revenus du décile inférieur selon le recensement ont baissé de 7 % et de 18 % lors des replis du début des années 1980 et du début des années 1990, respectivement. D'après l'EFC/EDTR, ces revenus ont augmenté de 2 % au début des années 1980 et diminué de 5 % seulement au début des années 1990. Durant la période de reprise allant de 1995 à 2000, les revenus du décile inférieur ont augmenté de 20 % selon le recensement, mais de 5 % seulement selon l'EFC/EDTR. Pour les revenus supérieurs, les tendances sont en grande partie semblables, sauf en ce qui concerne le début des années 1990. Alors que les données du recensement indiquent une baisse de 3 % du revenu familial dans le décile supérieur de 1990 à 1995, l'EFC/EDTR ne signale pour ainsi dire aucun changement durant cette période.

Le tableau 1 offre plusieurs explications possibles des différences entre les ensembles de données, mais essayer d'établir la cause exacte de ces différences dépasse le cadre de la présente étude. Nous nous limitons à construire une alternative à l'EFC/EDTR afin d'étudier l'inégalité du revenu après impôt. Plus précisément, nous étoffons les données du recensement au moyen de données sur l'impôt sur le revenu projetées d'après les renseignements disponibles dans les fichiers de données fiscales.

3. *Mesure du revenu et de l'impôt*

À la présente section, nous justifions nos choix en ce qui concerne les mesures du revenu et de l'impôt. Comme nous l'avons mentionné dans l'introduction, l'étude de l'inégalité du revenu peut être motivée par un intérêt direct pour les questions d'équité, ainsi que par la recherche d'une forme de preuve du mode de fonctionnement de l'économie. Si notre motif principal est le second, nous nous concentrerons sur des mesures du revenu étroitement liées au prix et à l'offre des facteurs : ce que nous appellerons le revenu du marché. Toutefois, même dans ce cas, il est nécessaire de discuter de l'impôt et des transferts pour s'assurer que les variations du revenu causées par des changements de politique publique ne soient pas considérées à tort comme étant les effets, disons, du progrès technique. Si, par ailleurs, notre motif principal est l'équité, nous aimerions, en bout de ligne, obtenir une mesure du bien-être. Dans un monde où les individus sont homogènes et où tous les biens sont échangés sur des marchés parfaitement concurrentiels, les différences de bien-être sont entièrement reflétées par les différences de revenu disponible. Cependant, dans le monde réel, où les marchés sont imparfaits, et où les préférences d'un individu et les prix auxquels il fait face sont hétérogènes, le revenu et le bien-être ne doivent pas être aussi directement associés (Atkinson et Bourguignon, 2000). De façon encore plus générale, si nous nous intéressons, en dernière analyse, à la justesse de la société, la concentration sur le revenu uniquement pourrait dévier notre attention de certaines caractéristiques, comme l'accès à la liberté personnelle et le traitement en égal sur le plan social, auxquelles on ne peut attribuer aucun prix (Sen, 2000). Néanmoins, le revenu joue un rôle instrumental important dans presque toute discussion de la justice, ce qui sous-entend que nous nous intéressons aux ressources financières dont disposent les ménages, même si nous ne pouvons affirmer qu'elles sont directement représentatives du bien-être. Nous pourrions, certes, soutenir que les « ressources disponibles » devraient inclure la valeur des biens fournis par le secteur public, mais elles sont habituellement mesurées au moyen du revenu (disponible) après impôt et transferts, et nous adoptons cette convention dans le présent rapport. À cause de contraintes liées aux données, nous ne tenons pas compte de la valeur de revenu imputée aux biens durables.

Puisque nous souhaitons nous concentrer sur le revenu disponible, il semble indiqué de partir du revenu du marché, d'ajouter les transferts gouvernementaux, puis de soustraire l'impôt payé. La question épineuse est celle de savoir quels impôts il convient de soustraire. Retrancher l'impôt sur le revenu est approprié, parce qu'il réduit les ressources dont dispose le ménage avant la consommation. Nous choisissons de ne pas tenir compte des taxes d'accise et de vente, parce qu'elles dépendent des décisions de consommation du ménage, ce qui soulève des questions d'endogénéité complexes. Nous reconnaissons qu'il serait intéressant d'inclure ces taxes, mais pensons qu'il importe de fournir d'abord une série cohérente de données sur le revenu dont disposent les ménages pour leur consommation aux prix auxquels ils font face (qui incluent les taxes de vente) et qui ne nécessite pas d'hypothèses relatives au comportement que pourrait ne pas approuver le lecteur. Donc, nous étudierons les taxes de vente et d'accise lors de futurs travaux.

Le traitement des cotisations sociales — particulièrement celles qui sont (peut-être de façon nominale) assignées à des programmes de dépenses particuliers — pose un ensemble différent de questions⁶. Si les taxes sont fortement liées à un avantage particulier, et que cet avantage a été acheté par le ménage en l'absence du programme gouvernemental, alors les cotisations sociales

6. Voir Bird et Tsiopoulos (1997) pour une discussion de la taxation des avantages.

peuvent être considérées comme étant une utilisation de fonds provenant du budget familial⁷. L'« achat » de l'avantage est tout simplement fait auprès du gouvernement plutôt qu'un fournisseur privé. Dans ce cas, nous ne devrions pas tenir compte des cotisations sociales, puisque nous voulons mesurer les contraintes budgétaires de la famille avant consommation et épargne. Par ailleurs, si le lien entre les cotisations sociales et les avantages reçus est faible, les recettes perçues devraient être considérées comme une réduction du budget familial avant consommation. Le cas échéant, nous devrions soustraire les cotisations sociales du revenu familial afin d'obtenir le revenu après impôt. La décision d'inclure ou non les cotisations sociales est par conséquent particulière à chaque cas et forcément subjective en partie.

Pour le Canada, nous considérons trois formes de cotisations sociales, à savoir les cotisations au Régime de pensions du Canada/Régime de rentes du Québec, les cotisations au régime d'assurance-emploi et les prélèvements au titre du régime provincial d'assurance-maladie. Dans les deux premiers cas, les avantages sont liés aux gains plutôt que directement aux cotisations. Par exemple, le Régime de pensions du Canada n'est pas un régime à cotisations déterminées, si bien que le dollar marginal de cotisation n'influe pas sur les avantages. En outre, les cotisations au Régime de pensions du Canada (RPC) et au Régime de rentes du Québec comportent une composante de transfert intergénérationnel importante allant au-delà de ce qui est nécessaire pour financer les prestations reçues⁸. Pour l'assurance-emploi, les avantages totaux et les cotisations ne sont pas étroitement liés en pratique, malgré un lien juridique nominal⁹. Enfin, les prélèvements au titre du régime d'assurance-maladie passent dans les revenus généraux et ne sont pas liés à la quantité de services de santé reçus. Puisque nous prétendons que le lien entre les cotisations sociales et les avantages est faible dans les trois cas, il serait approprié de soustraire les cotisations sociales pour arriver à notre mesure souhaitée du revenu du ménage. Toutefois, comme cette décision est dans une certaine mesure subjective, nous donnons des résultats distincts avec et sans les cotisations sociales.

4. Prédiction de l'impôt sur le revenu des personnes recensées

Description

Notre objectif est d'imputer la valeur de l'impôt sur le revenu payé par chaque famille observée lors d'un recensement donné. Dans un monde où les agents sont parfaitement informés et rationnels, les déclarants minimiseraient leur fardeau fiscal en déclarant la combinaison optimale de revenu, de déductions et de crédits. Dans un tel monde, nous pourrions prédire l'impôt sur le revenu en appliquant une méthode de « calcul » (c'est-à-dire en résolvant mathématiquement le problème de minimisation de l'impôt du déclarant). Cependant, cet exercice nécessite des données détaillées sur

7. Plus précisément, seule la partie du programme gouvernemental qui évince la dépense privée devrait être prise en compte. Si le programme fournit une assurance sociale qui, autrement, ne serait pas achetée par les individus, alors le raisonnement contrefactuel suggère que le budget du ménage en l'absence du programme ne serait pas réduit par les dépenses au titre des cotisations.
8. Voir OSFI (2004), page 121. Le taux interne de rendement calculé pour le RPC est de 9,6 % pour la cohorte des naissances de 1930 et de 2,1 % seulement pour celle de 1980, ce qui témoigne de transferts importants entre les générations existantes.
9. Durant les années 1980, les dépenses excédaient régulièrement les cotisations. Au cours de la dernière décennie, c'est l'inverse que l'on a observé.

les sources de revenu, les crédits d'impôt et les déductions, qui ne sont pas toutes recueillies lors du recensement. Avant tout et par-dessus tout, le recensement ne comprend pas de questions sur les cotisations à un régime enregistré d'épargne-retraite (REER) ni sur les dons de bienfaisance. Comme le recours à ces mesures fiscales est plus fréquent chez les familles à revenu moyen et élevé, leur omission dans le calcul de l'impôt sur le revenu aurait tendance à surestimer considérablement ce dernier dans la partie supérieure de la distribution du revenu, ce que nous avons effectivement observé en essayant de prédire l'impôt de cette façon.

En revanche, nous adoptons une approche à « forme plus réduite » qui consiste essentiellement à définir des groupes homogènes d'individus d'après un ensemble de caractéristiques que l'on sait avoir une incidence sur l'impôt sur le revenu (p. ex., revenu, structure familiale, âge, province de résidence) et à estimer l'impôt moyen effectivement payé par les membres du groupe d'après les données fiscales pour l'année de recensement étudiée. En supposant que nous définissions les groupes d'après des caractéristiques pour lesquelles les données sont également disponibles dans le fichier du recensement, nous pouvons affecter la valeur moyenne pertinente de l'impôt payé à chaque membre du groupe au recensement. Si les groupes sont suffisamment détaillés, nous pouvons nous attendre à ce que l'impôt sur le revenu soit à peu près le même pour la plupart des membres d'un groupe, ce qui crée nécessairement une mesure de l'impôt contenant un certain degré d'erreur au niveau individuel (puisque, en réalité, toutes les personnes faisant partie du groupe ne payent pas exactement le même montant d'impôt). Cependant, au sein du groupe, il n'y a aucune raison de penser que les erreurs sont systématiques. Nous appliquons l'approche en commençant par une régression de l'impôt sur le revenu payé sur une fonction souple des caractéristiques observables. Puis, nous prédisons l'impôt payé pour chaque personne recensée en utilisant les caractéristiques de la personne et les coefficients de régression estimés¹⁰.

La méthode de régression présente deux grands avantages par rapport à la méthode mathématique. Premièrement, les exigences concernant les données sont nettement moins sévères. Ainsi, nous ne devons pas connaître les valeurs des déductions et des crédits effectivement demandés. Nous devons savoir uniquement que les personnes appartenant à une classe de revenu particulière et présentant des caractéristiques familiales particulières payent un certain niveau d'impôt, qui reflétera nécessairement les déductions qu'elles font. Le deuxième avantage, qui est corrélé, est que nous obtenons une mesure estimée du montant d'impôt que payent effectivement les familles appartenant à des groupes particuliers. Ce montant pourrait différer systématiquement de celui figurant sur leur déclaration de revenus optimale dans la mesure où les contribuables ne profitent pas pleinement de tous les abris fiscaux et déductions disponibles. Puisque nous nous intéressons au bien-être réel de familles canadiennes, le montant réel de l'impôt payé est celui qui est pertinent.

Les données fiscales que nous utilisons pour prédire l'impôt sur le revenu sont celles du fichier sur la famille T1 (T1FF), qui contient les dossiers fiscaux personnels T1 auxquels Statistique Canada ajoute des renseignements de niveau familial. La définition de la famille dans le T1FF est la famille de recensement ou famille nucléaire. Pour mesurer le bien-être économique, le concept privilégié est la famille économique, qui peut inclure deux familles de recensement ou plus, à condition qu'il existe un lien du sang entre elles (p. ex. un frère vivant avec sa sœur et sa famille). Puisque les données du recensement comprennent des identifiants pour les deux types de familles, nous

10. Le code utilisé pour prédire l'impôt peut être obtenu sur demande auprès des auteurs.

pouvons prédire l'impôt sur le revenu en utilisant les données sur la famille de recensement, puis en calculant le revenu après impôt au niveau de la famille économique.

Nous prédisons l'impôt pour les personnes figurant dans les fichiers du recensement pour les années 1980, 1985, 1990, 1995 et 2000^{11,12}. Malheureusement, aucun fichier T1FF n'est disponible pour les années antérieures à 1982; cependant, cette situation n'est pas trop contraignante, puisque les lois sur l'impôt n'ont pour ainsi dire pas changé de 1980 à 1982. Donc, nous modélisons l'impôt sur le revenu en 1982 et nous utilisons les paramètres estimés pour prédire l'impôt sur le revenu en 1980 pour le fichier de recensement¹³.

Pour chaque année, nous prédisons séparément les impôts fédéraux et provinciaux; autrement dit, nous estimons un modèle d'impôt fédéral et 10 modèles d'impôt provinciaux¹⁴. Puisque le gouvernement du Québec ne fournit pas de données fiscales provinciales à l'Agence du revenu du Canada, nous ne disposons pas de données réelles sur l'impôt payé au Québec. Depuis 1992, Statistique Canada impute la valeur de l'impôt provincial payé au Québec dans le T1FF. Pour 1980, 1985 et 1990, nous utilisons les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) pour estimer l'impôt provincial payé au Québec.

L'impôt sur le revenu est perçu auprès des particuliers, mais son calcul nécessite des renseignements de niveau familial. Par conséquent, notre stratégie consiste à estimer des modèles s'appliquant aux particuliers, en utilisant des données de niveau individuel et familial comme facteurs déterminants. Tous les modèles sont estimés au moyen de données sur des particuliers âgés d'au moins 15 ans¹⁵. La valeur prédite de l'impôt est automatiquement fixée à zéro pour toute autre personne. Afin de réduire le temps de traitement du fichier T1FF, nous utilisons un échantillon

-
11. En fait, le recensement est réalisé en mai ou en juin de l'année suivante dans chaque cas, mais les données recueillies sur le revenu ont trait à l'année précédente.
 12. Il convient de souligner que, si peu d'incitatifs financiers étaient offerts aux personnes n'ayant pas de revenu imposable afin qu'elles produisent une déclaration de revenus durant les années 1980, cela ne nous empêche pas d'utiliser les fichiers de données fiscales pour modéliser l'impôt payé, puisque les modèles prédisent simplement par extrapolation de très faibles niveaux d'impôt payé pour ces personnes.
 13. Nous avons également utilisé la méthode pour prédire l'impôt sur le revenu pour le fichier de données de l'EFC de 1980 et avons constaté que les estimations de l'inégalité du revenu fondées sur le revenu après impôt prédit coïncidaient presque exactement avec celles de l'inégalité du revenu fondées sur le revenu après impôt réel. Autrement dit, l'utilisation des données fiscales de 1982 pour prédire l'impôt sur le revenu payé en 1980 produit des mesures exactes de l'inégalité.
 14. Il convient de souligner que les cotisations sociales ne sont pas incluses dans notre définition primaire de l'impôt. Plus loin dans le rapport, nous introduisons une mesure du revenu après impôt à laquelle sont intégrées les cotisations sociales.
 15. Aux fins de l'impôt, le 31 décembre est la date de référence. Cependant, la date de référence des données de recensement est normalement mai ou juin (de l'année suivante). Puisque la version des fichiers de recensement que nous avons utilisée pour l'étude ne contenait pas la date de naissance exacte, nous avons attribué aléatoirement aux particuliers le même âge (en années) ou une année de moins au 31 décembre de l'année précédente. Pour cela, nous avons attribué aux particuliers un nombre compris entre 0 et 1 choisi aléatoirement à partir d'une distribution uniforme, puis nous leur avons attribué un âge inférieur d'un an si le nombre était inférieur ou égal à $n/365$, où n est égal au nombre de jours entre le recensement et le 31 décembre l'année précédente.

aléatoire au 1/5 de familles de recensement pour le calcul des estimations. Dans le cas de l'EFC, puisque l'effectif de l'échantillon est beaucoup plus faible, nous utilisons l'échantillon complet sélectionné pour le Québec.

La méthode d'estimation consiste à calculer la régression de l'impôt sur le revenu en fonction d'un ensemble de facteurs déterminants par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Le déterminant le plus important des obligations fiscales d'un individu est son revenu imposable. Alors que ce renseignement figure naturellement dans les fichiers de données fiscales, toutes les composantes ne figurent pas dans les fichiers de données de recensement. Nous utilisons donc une approximation du revenu imposable, qui est définie comme étant la somme des sources de revenu suivantes :

- salaires et traitements
- autre revenu d'emploi
- revenu net d'un travail autonome
- revenu de placements, dividendes
- revenus de location nets
- pension alimentaire reçue
- revenu de retraite complémentaire
- prestations d'assurance-emploi
- autre revenu

Les composantes omises du revenu imposable incluent les prestations du Régime de pensions du Canada et du Régime de rentes du Québec, les prestations de la Sécurité de la vieillesse et diverses déductions (p. ex., cotisations à un REER, dons de bienfaisance, pension alimentaire payée, cotisations syndicales, frais de garde d'enfants, frais de déménagement, frais financiers, frais d'intérêt)¹⁶. Les fichiers du recensement ne contiennent pas de données sur ces sources de revenu ou ces déductions, ou bien elles sont agrégées à d'autres variables^{17,18}.

Lors de la spécification des modèles, l'objectif est d'inclure les variables qui, en principe, auront une incidence sur l'impôt sur le revenu d'une façon aussi souple que possible. La grande taille de l'échantillon du T1FF nous donne cette souplesse. Dans le présent contexte, un modèle plus souple

16. Les revenus provenant de l'aide sociale sont devenus imposables au cours des années 1990 lorsque l'un des conjoints a atteint un revenu suffisamment élevé (de l'ordre de 50 000 \$ la plupart des années). Comme le droit à l'aide sociale dépend normalement du revenu familial, dans la plupart des cas, les prestations obtenues ne sont effectivement pas taxées.

17. Le montant de la déduction de base n'est pas soustrait de l'approximation du revenu imposable. Le terme d'ordonnée à l'origine devrait refléter ce fait, puisqu'il s'applique de la même façon à toutes les personnes. En outre, les pensions alimentaires versées aux termes de toute nouvelle entente signée après le 30 mars 1997 ne sont ni imposables ni déductibles. Toutefois, les données de recensement ne permettent pas de faire la distinction entre les nouvelles modalités et les anciennes. Cela ne touche toutefois que les prédictions pour 2000 et n'a vraisemblablement pas d'effet important, puisque la plupart des ententes de versement d'une pension alimentaire en vigueur en 2000 semblent être imposables (autrement dit, le montant agrégé des pensions alimentaires reçues selon le recensement concorde d'assez près avec le montant figurant dans le T1FF).

18. Durant les années 1980, certains crédits d'impôt pour enfants et allocations familiales étaient imposables. Puisque notre modèle contient toutes les variables nécessaires pour calculer le montant de ces crédits, leur inclusion dans la mesure du revenu imposable n'augmenterait pas la qualité de l'ajustement du modèle.

correspond essentiellement à l'utilisation de groupes plus petits et définis de façon plus précise, ce qui implique des erreurs de mesure plus faibles. Le modèle de l'impôt sur le revenu fédéral (dénomé IMPFED) est donné ci-après pour la personne i au temps t :

$$(1) IMPFED_{it} = \alpha_t + \sum_{j=2}^{12} RI_{ijt} \cdot \beta_{jt} + \sum_{j=2}^{12} RI_{ijt} \cdot R_{it} \cdot \delta_{jt} + R_{it}^2 \cdot \phi_t + \sum_{j=2}^{12} CONJRI_{ijt} \cdot \varphi_{jt} + \sum_{j=2}^{12} CONJRI_{ijt} \cdot R_{it} \cdot \gamma_{jt} + CONJR_{it}^2 \cdot \eta_t + ENF_{it} \cdot \lambda_t + ENF_{it}^2 \cdot \mu_t + AÎNÉ_{it} \cdot \nu_t + \sum_{k=2}^{10} PROV_{ikt} \cdot \pi_{kt} + \varepsilon_{it}$$

La plupart des variables s'articulent autour de l'estimation du revenu imposable, que nous appellerons « revenu » pour simplifier. Nous rendons la dimension du revenu, en partie, grâce à l'utilisation d'un ensemble de 12 variables factices, correspondant chacune à une tranche de revenu individuel (dénomé RI)¹⁹. Ces variables permettent de tenir compte de la nature non linéaire des règles d'imposition. Pour tenir compte de l'hétérogénéité dans chaque tranche, nous incluons les termes d'interaction de ces variables factices avec le revenu (dénomé R)²⁰.

Comme de nombreuses déductions fiscales sont fondées sur le revenu imposable du couple, nous incluons également le même ensemble de variables de revenu pour le conjoint ou la conjointe (dénomé(e) par le préfixe $CONJ$)²¹. Évidemment, le revenu est fixé à zéro s'il n'existe pas de conjoint. La présence d'enfants de moins de 18 ans est également utilisée pour calculer certaines déductions. Pour en tenir compte, nous incluons des variables indiquant le nombre d'enfants dans la famille (dénomé ENF) et le carré de ce nombre (pour refléter les non-linéarités éventuelles)²². Les obligations fiscales d'un individu dépendent aussi du fait que celui-ci est âgé ou non d'au moins 65 ans, ce que nous indiquons au moyen d'une variable factice de « personne âgée » (dénomé $AÎNÉ$). Enfin, pour tenir compte des différences de comportement des déclarants ou des différences de déductions selon la province, nous avons inclus des variables factices de province (dénomées $PROV$)²³.

19. Les tranches (en dollars constants de 2000) sont les suivantes : ≤ 0 (omise), 0 à 5 000, 5 000 à 10 000, 10 000 à 20 000, 20 000 à 30 000, 30 000 à 40 000, 40 000 à 50 000, 50 000 à 60 000, 60 000 à 100 000, 100 000 à 150 000, 150 000 à 250 000 et $> 250 000$.

20. Il convient de souligner que toute mesure prédite de l'inégalité qui est sensible aux queues de la distribution sera biaisée par excès quand on utilise une technique de calcul de moyennes locales pour la prédiction. Dans les groupes pour lesquels est calculée une moyenne locale, un nombre de dollars d'impôt supérieur à la réalité est prélevé dans le bas de la distribution, tandis qu'un nombre plus faible est prélevé dans le haut. Cet effet « Robin des Bois inverse » (dans les groupes dont la moyenne est calculée localement) devrait tendre vers zéro à mesure que le nombre de groupes tend vers l'infini. Cependant, des tests de sensibilité donnent à penser qu'accroître le nombre de groupes n'a virtuellement aucun effet sur les résultats prédits, mais augmente considérablement le fardeau des calculs.

21. Avant 1992, la définition de « conjoint » incluait uniquement les personnes légalement mariées aux fins de l'impôt. Depuis, la définition englobe aussi les conjoints de fait.

22. Il convient de souligner que nous limitons également nos échantillons aux familles comptant au moins une personne de 18 ans ou plus.

23. La province omise est l'Ontario.

Notre modèle d'estimation de l'impôt sur le revenu provincial (dénomé *IMPPRO*) est identique au modèle fédéral, excepté que les variables factices de province sont nécessairement exclues. Le modèle est donné ci-après pour la personne *i* vivant dans la province *p* au temps *t* :

$$(2)IMPPRO_{ipt} = \alpha_{pt} + \sum_{j=2}^{12} RI_{ijpt} \cdot \beta_{jpt} + \sum_{j=2}^{12} RI_{ijpt} \cdot R_{ipt} \cdot \delta_{jpt} + R_{ipt}^2 \cdot \phi_{pt} + \\ \sum_{j=2}^{12} CONJRI_{ijpt} \cdot \varphi_{jpt} + \sum_{j=2}^{12} CONJRI_{ijpt} \cdot CONJR_{ipt} \cdot \gamma_{jpt} + CONJR_{ipt}^2 \cdot \eta_{pt} + \\ ENF_{ipt} \cdot \lambda_{pt} + ENF_{ipt}^2 \cdot \mu_{pt} + AÎNÉ_{ipt} \cdot \nu_{pt}$$

Après avoir estimé les paramètres des régressions *IMPFÉD* et *IMPPRO*, nous les utilisons pour prédire la valeur de l'impôt pour les personnes figurant dans les ensembles de données du recensement en nous fondant sur leur revenu observable et d'autres caractéristiques. Puis, nous soustrayons l'impôt imputé de la valeur du revenu et combinons le revenu après impôt résultant des divers membres du ménage pour arriver à notre mesure du revenu familial après impôt.

Validation

L'étape suivante consiste à évaluer l'exactitude de notre méthode de prédiction de l'impôt sur le revenu. Pour cela, nous appliquons une technique de validation interne, visant à déterminer d'après les données fiscales proprement dites la mesure dans laquelle les modèles prédisent correctement l'impôt sur le revenu. Notons que nous faisons l'évaluation au niveau national, parce que nous nous intéressons uniquement à l'inégalité du revenu à ce niveau dans la présente étude. L'utilisation de la méthode de prédiction pour étudier l'inégalité entre les sous-groupes de population nécessiterait une évaluation supplémentaire qui dépasse le cadre de la présente étude.

Nous commençons par prédire l'impôt sur le revenu (fédéral et provincial combiné) pour chaque personne figurant dans le fichier de données fiscales d'après les caractéristiques susmentionnées, puis nous agrégeons les résultats au niveau de la famille de recensement. Au tableau 2, nous montrons les percentiles de revenu et les mesures de l'inégalité du revenu pour la distribution du revenu après impôt réel figurant dans le fichier T1FF 2000 (première colonne) et la distribution de notre revenu après impôt prédit (deuxième colonne). Nous présentons aussi l'erreur exprimée en pourcentage du montant réel pour chaque percentile. Comme nous voulons comparer les percentiles (et les fonctions des percentiles) selon l'année, l'erreur en pourcentage pour les percentiles est celle qui est pertinente ici. Afin d'appliquer un test plus rigoureux, nous avons aussi calculé l'erreur absolue moyenne pour l'échantillon, ce qui nous a donné une erreur moyenne égale à 5,0 % du montant réel.

Tableau 2 Percentiles et indices d'inégalité basés sur le revenu après impôt réel et prédit, TIFF 2000^a

	Réel	Prédit	Erreur (%) ^b
P1	176	174	-1,3
P5	4 359	4 413	1,2
P10	8 301	8 240	-0,7
P25	14 672	14 042	-4,3
P50	23 681	23 592	-0,4
P75	35 564	35 645	0,2
P90	49 729	49 584	-0,3
P95	61 056	60 526	-0,9
P99	100 971	98 829	-2,1
Log (P95/P5)	2,6	2,6	-0,8
Log (P90/P10)	1,8	1,8	0,2
Ratio des déciles	17,9	17,5	-2,1
Gini	0,3644	0,3669	0,7

a : L'unité d'analyse est l'individu, mais le revenu est mesuré au niveau de la famille de recensement et divisé par la racine carrée du nombre de membres dans la famille.

b : Des niveaux d'erreur semblables ont été calculés pour les fichiers sur la famille TI (TIFF) TIFF de 1982, 1985, 1990 et 1995. Ces résultats peuvent être obtenus auprès des auteurs sur demande.

Source : Fichiers sur la famille TI.

Les résultats du tableau 2 montrent que notre méthode d'ajustement donne de bons résultats, même si elle est fondée sur une mesure incomplète du revenu imposable. En particulier, les revenus réel et prédit sont presque identiques tout le long de la distribution. Par conséquent, il n'est pas étonnant que les diverses mesures sommaires de l'inégalité varient peu également. Les mesures sommaires particulières utilisées ici, et aux sections suivantes, sont le logarithme du ratio du 95^e au 5^e percentile, le logarithme du ratio du 90^e au 10^e percentile, le ratio du revenu moyen dans le décile supérieur au revenu moyen dans le décile inférieur, ainsi que le coefficient de Gini. Les mesures de log (P95/P5), de log (P90/P10) et du ratio des déciles sont toutes sensibles aux variations dans les queues de la distribution, et plus particulièrement log (P95/P5). Par ailleurs, le Gini, qui possède une interprétation naturelle liée à la courbe de Lorenz pour une distribution, est réputé être sensible aux variations au milieu de la distribution. Toutes les mesures indiquent que le degré d'inégalité est fort semblable que l'on examine la distribution du revenu après impôt réel ou celle du revenu après impôt prédit. Des résultats comparables ont été obtenus au moyen de données pour 1982, 1985, 1990 et 1995 et sont disponibles sur demande.

5. Niveaux et tendances de l'inégalité du revenu après impôt, 1980 à 2000

Nous allons maintenant utiliser le fichier de recensement-AI pour la première fois pour décrire les tendances de l'inégalité du revenu après impôt au cours de la période allant de 1980 à 2000 au tableau 3. Aux fins de comparaison, nous montrons aussi les tendances de l'inégalité du revenu du marché (c.-à-d. gains, revenu de placements, revenu de retraite complémentaire et autre revenu ne provenant pas de transferts) et du revenu total (c.-à-d. revenu du marché plus transferts). Plus tard, nous discuterons d'un quatrième concept de revenu, c'est-à-dire le revenu après impôt, où l'impôt inclut l'impôt sur le revenu et les cotisations sociales.

S'il est tentant d'interpréter les différences d'inégalité entre les distributions du revenu avant et après impôt comme étant l'« effet » du régime fiscal sur le budget des ménages, ce genre d'inférence nécessite de fortes hypothèses quant à l'incidence de l'impôt²⁴. Il en est ainsi parce que nous n'observons pas un vrai revenu du marché « avant impôt ». Nous observons plutôt le revenu du marché en présence d'impôt. Si l'incidence de l'impôt sur le revenu ne s'exerce pas entièrement sur les individus qui le paye, alors les salaires et traitements du marché et les rentrées de revenu du capital observés refléteront une prime destinée à compenser l'impôt payé. Par exemple, en cas de mobilité internationale des cadres supérieurs, la rémunération de ces derniers peut être ajustée afin de compenser les différences d'impôt sur le revenu entre le Canada et d'autres pays où ils travaillent. Le cas échéant, l'effet du régime fiscal sur un cadre serait plus faible que celui que l'on mesurerait en comparant les revenus avant et après impôt observés. De même, l'incidence économique des cotisations sociales et de l'impôt payé par l'employeur sur les bénéficiaires peut s'exercer sur les travailleurs, ce qui sous-entend que les salaires et traitements seraient différents s'il n'existait pas d'impôt.

Dans la suite, nous supposons que l'incidence de l'impôt équivaut au fardeau prévu par la loi, qui a la vertu d'être transparent. De surcroît, puisque notre principal objectif est d'analyser le revenu après impôt (qui est indépendant des hypothèses concernant l'incidence), cette hypothèse n'est pas essentielle à nos conclusions principales. Cependant, nous ne devrions pas la perdre de vue quand nous comparons les résultats relatifs au revenu du marché, au revenu total et au revenu après impôt.

24. Voir Fullerton et Metcalf (2002) pour une discussion complète de l'incidence de l'impôt.

Tableau 3 Indices de l'inégalité du revenu, recensement-AI^a

Année	Revenu du marché		Revenu total			Revenu après impôt		
	Log (P90/P10)	Gini	Log (P95/P5)	Log (P90/P10)	Gini	Log (P95/P5)	Log (P90/P10)	Gini
1980	2,71	0,3923	2,26	1,66	0,3352	2,05	1,50	0,3083
1985	3,25	0,4157	2,35	1,72	0,3445	2,13	1,55	0,3140
1990	3,08	0,4142	2,31	1,69	0,3435	2,05	1,49	0,3070
1995	4,27	0,4458	2,49	1,81	0,3574	2,22	1,58	0,3194
2000	3,48	0,4387	2,46	1,76	0,3620	2,18	1,56	0,3219
Croissance en %								
1980 à 2000	28,4	11,8	9,1	6,0	8,0	6,1	4,0	4,4
1980 à 1990	13,7	5,6	2,2	1,8	2,5	-0,3	-0,4	-0,4
1990 à 2000	12,9	5,9	6,7	4,1	5,4	6,5	4,5	4,9
1980 à 1985	20,1	6,0	4,2	3,7	2,8	3,8	3,4	1,9
1985 à 1990	-5,3	-0,4	-1,9	-1,9	-0,3	-4,0	-3,7	-2,2
1990 à 1995	38,7	7,6	8,1	7,0	4,0	8,7	6,2	4,0
1995 à 2000	-18,6	-1,6	-1,3	-2,7	1,3	-2,0	-1,6	0,8

a : L'unité d'analyse est l'individu, mais le revenu est mesuré au niveau de la famille économique et divisé par la racine carrée du nombre de membres dans la famille.

Source : Données de recensement-AI (recensement-AI).

Le premier panneau du tableau 3 indique que l'inégalité du revenu du marché a augmenté tout au long de la période et au même rythme durant chaque décennie. La tendance à la hausse résulte du fait que l'inégalité du revenu du marché a augmenté durant les récessions au début de chaque décennie (comme nous nous y attendrions, puisque les travailleurs marginaux sont les plus susceptibles d'être mis à pied et que l'embauche est réduite considérablement), mais la diminution de l'inégalité durant les périodes de redressement observées plus tard durant chaque décennie a systématiquement été plus faible. Il est intéressant de souligner que, même si 1980, 1990 et 2000 ne sont pas des années de recensement parfaitement comparables en ce qui concerne les conditions économiques, toutes correspondent approximativement à un sommet du cycle et les comparaisons entre-elles sont donc utiles pour l'établissement des tendances à plus long terme. L'accroissement général de l'inégalité du revenu du marché partout dans les pays développés est bien connu et a suscité un débat important quant aux explications éventuelles, celles ayant le plus de poids étant le changement institutionnel (p. ex., DiNardo et coll., 1996, pour les États-Unis) et une certaine combinaison de progrès technique et de mondialisation (p. ex., Acemoglu, 2002 pour les États-Unis; Beaudry et Green, 2003 pour les États-Unis et l'Allemagne). Piketty et Saez (2003) montrent qu'aux États-Unis, une grande part de l'accroissement est concentrée tout en haut de la distribution du revenu. La période où a eu lieu l'accroissement donne à penser qu'il est relié à l'impôt, mais des données supplémentaires à ce sujet pour le Canada présentées par Saez et Veall (2005) indiquent qu'il n'existe aucun lien évident avec les taux d'imposition.

Le deuxième panneau contient des mesures fondées sur le revenu total, qui est déterminé en additionnant les revenus de transferts aux mesures du revenu du marché décrites dans la première colonne. Le niveau plus faible de toutes les mesures de l'inégalité reflète le fait que ce sont les personnes qui se situent à la partie inférieure de la distribution qui reçoivent principalement les transferts. Les profils en fonction du temps sous-entendent aussi que les transferts ont tendance à atténuer les fluctuations cycliques, car la taille relative des accroissements de l'inégalité entre les périodes de récession (1980 à 1985 et 1990 à 1995) est plus faible pour le revenu total que pour le

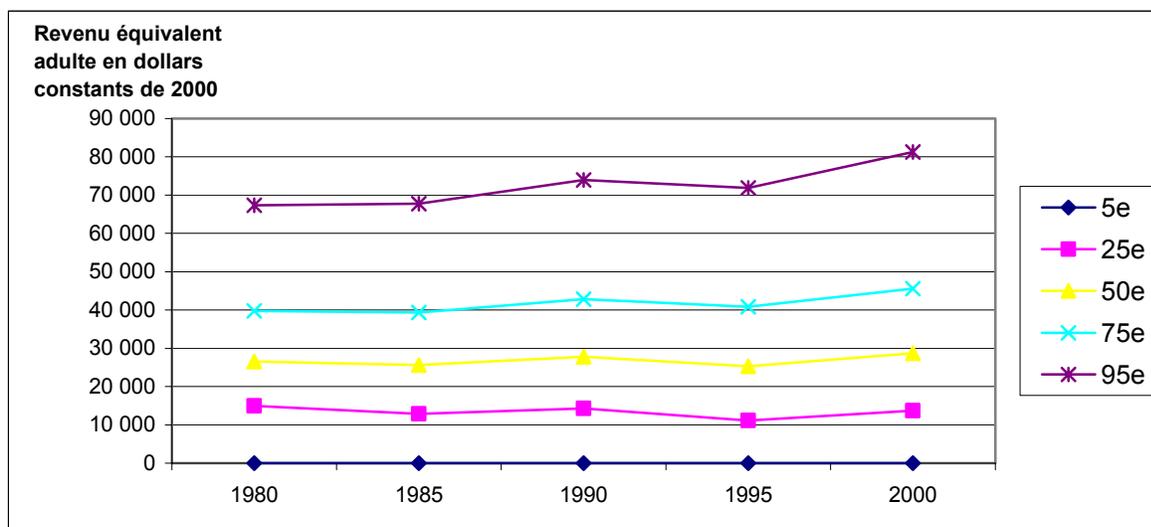
revenu du marché. Ce résultat n'est pas étonnant, puisque les chômeurs ont généralement droit à une certaine forme d'aide, mais perdent ce droit lorsqu'ils retournent au travail, ce qui peut réduire les améliorations du revenu résultant du nouvel emploi. Cependant, nous observons une différence intéressante entre ces profils en fonction de la décennie. Le $\log(P90/P10)$ indique que l'accroissement de l'inégalité déterminé d'après la mesure du revenu total a été plus important durant les années 1990 que les années 1980, alors que l'accroissement relatif de l'inégalité déterminé d'après le revenu du marché était le même pour les deux décennies. Si nous examinons le Gini, nous constatons que l'introduction des transferts réduit la croissance de l'inégalité du revenu du marché de plus de la moitié durant les années 1980, mais n'a pour ainsi dire aucun effet durant les années 1990.

Selon toutes les mesures, les niveaux d'inégalité sont réduits encore davantage lorsque l'on passe au revenu après impôt au troisième panneau du tableau. Rappelons que la mesure examinée dans ce panneau correspond au revenu du marché plus les transferts moins l'impôt sur le revenu. Dans le cas de toutes les mesures de l'inégalité, l'introduction de l'impôt rend effectivement la croissance de l'inégalité durant les années 1980 légèrement négative. Donc, si nous nous concentrons sur le Gini, la croissance initiale importante de l'inégalité des gains du marché est réduite de moitié lorsque l'on introduit les transferts, puis la croissance de l'inégalité persistante est éliminée lorsque nous introduisons l'effet de l'impôt. La ventilation au cours de la décennie indique que les réductions de l'inégalité durant la première moitié, quand sévissait une récession, sont associées aux transferts, mais non à l'impôt. Durant la seconde moitié de la décennie, les effets sont inverses : l'ajout des transferts a une incidence moins forte sur la croissance de l'inégalité du marché (telle qu'elle est mesurée par le Gini), mais lorsque l'on soustrait l'impôt, la réduction de l'inégalité devient assez importante. Tout cela correspond à ce que l'on pourrait prédire. Durant une période de récession, l'inégalité du revenu du marché augmente à mesure que les personnes situées au bas de la distribution du revenu perdent leur emploi. Cette situation est compensée par les transferts, qui réduisent la croissance de l'inégalité dans une certaine mesure. Durant les périodes de prospérité, l'inégalité du revenu du marché diminue à mesure que les personnes ayant un faible revenu retrouvent un emploi, mais moins de transferts sont nécessaires, de sorte que ces derniers ont moins d'effet en ce qui concerne la réduction de l'inégalité. Parallèlement, les revenus des personnes situées à un plus haut niveau de la distribution augmentent et l'impôt atténue alors l'accroissement connexe de l'inégalité du revenu.

La situation durant la première moitié des années 1990 semble également concorder avec ce profil prévu. Une augmentation considérable de l'inégalité du revenu du marché est réduite de moitié environ lorsque nous introduisons les transferts, mais un changement supplémentaire a lieu lorsqu'est soustrait l'impôt. Par contre, le scénario est différent durant la deuxième moitié des années 1990. L'inégalité du revenu du marché diminue comme on le prédirait durant une phase d'expansion, mais l'inégalité du revenu total (revenu du marché plus transferts) augmente effectivement. L'introduction de l'impôt atténue légèrement cette situation, mais l'effet net est une augmentation de l'inégalité après impôt en dépit du fait qu'il s'agit d'une période d'expansion. Notons que cela ne signifie pas que le régime d'impôt et de transferts a produit un niveau d'inégalité supérieur à celui observé pour le revenu du marché. (Dans la partie supérieure du tableau 3, les comparaisons entre colonnes sur la ligne 2000 montrent qu'il n'en est pas ainsi.). Toutefois, si l'on s'en tient au Gini, les changements dans les régimes d'impôt et de transferts durant la deuxième moitié des années 1990 ont donné lieu à une croissance de l'inégalité du revenu disponible, même si l'inégalité du revenu du marché diminuait. La mesure de $\log(P90/P10)$ plus sensible aux variations

dans les queues de la distribution indique que l'inégalité du revenu disponible a diminué durant cette période, mais dans une proportion nettement moindre que celle du revenu du marché.

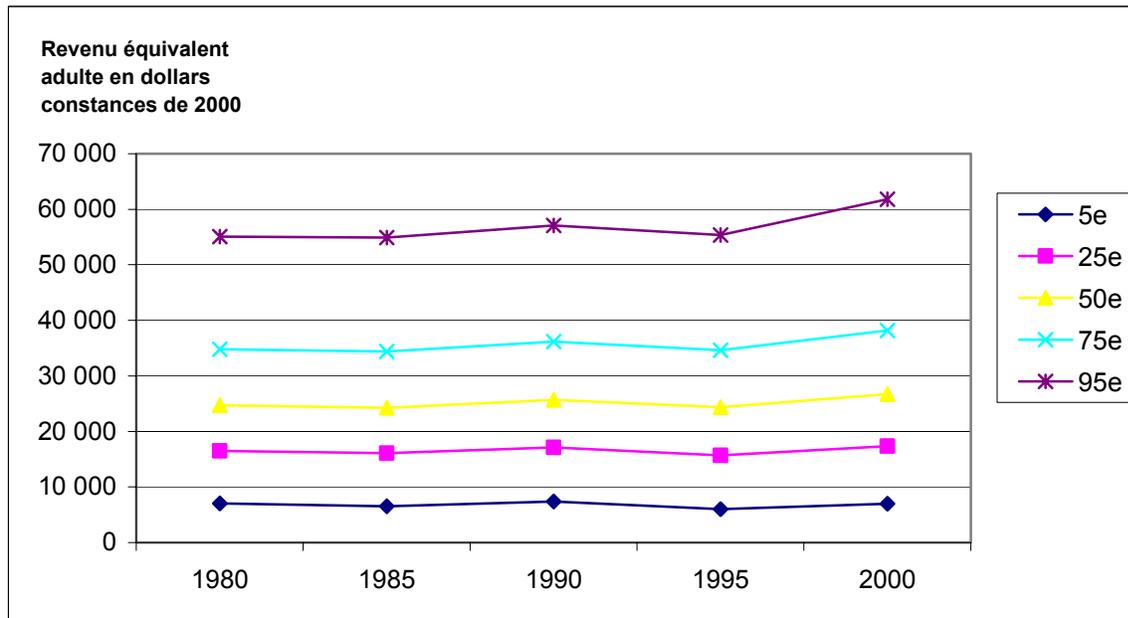
Figure 3 Percentiles de revenu du marché, recensement-AI



Source : Données de recensement-AI (recensement-AI).

Nous donnons des renseignements supplémentaires sur les variations de l'inégalité au cours du temps aux figures 3 et 4. La figure 3 contient les tracés pour les 5^e, 10^e, 50^e, 90^e et 95^e percentiles de la distribution du revenu du marché réel calculé d'après les données de recensement. Le revenu au 5^e percentile de cette distribution est toujours nul, mais, concordant avec notre description antérieure des variations de l'inégalité au cours du cycle, le revenu au 10^e percentile a diminué fortement au début des années 1980 ainsi que des années 1990, puis s'est redressé durant la deuxième partie (phase d'expansion) de chaque décennie. Durant les deux décennies, la diminution en période de récession du revenu au 10^e percentile n'a pas été complètement compensée par l'augmentation durant la reprise qui a suivi. Par conséquent, le revenu au 10^e percentile a diminué fortement, pour passer de 3 700 \$ en 1980 à 2 000 \$ en 2000. Par contre, au 90^e ainsi qu'au 95^e percentile, le revenu est demeuré essentiellement constant durant la récession des années 1980 et a diminué légèrement durant celle des années 1990, mais a augmenté très fortement durant la période d'expansion. Le revenu au 90^e percentile est passé de 55 000 \$ en 1980 à 65 000 \$ en 2000. Donc, l'accroissement important de l'inégalité au cours de la période décrit au tableau 3 a eu lieu à la fois à cause de l'augmentation des revenus à l'extrémité supérieure et de leur diminution à l'extrémité inférieure de la distribution.

Figure 4 Percentiles du revenu après impôt, recensement-AI



Source : Données de recensement-AI (recensement-AI).

Nos chiffres au haut de la distribution sont corroborés par ceux calculés d'après les données fiscales par Saez et Veall (2005). Ces auteurs examinent le revenu du marché, à l'exclusion des gains en capital, en utilisant les dossiers fiscaux couvrant la période allant de 1920 à 2000. Ils constatent que le 95^e percentile de leur distribution du revenu du marché n'a presque pas varié de 1980 à 1990, mais a augmenté de 8,5 % de 1990 à 2000. Nos résultats pour les années 1990 sont comparables, indiquant une hausse de 9,9 % du revenu au 95^e percentile, mais pour les années 1980, nos données révèlent une hausse similaire de 9,8 %. Saez et Veall (2005) montrent que ces variations au haut de la distribution sont dominées par des augmentations de la part du revenu total allant à la tranche du 0,1 % supérieur des revenus et que, par conséquent, même si l'on examine le 95^e percentile, on a tendance à sous-estimer l'importance de l'accroissement de l'inégalité du revenu. Secondairement, Frenette et coll. (2004) montrent que l'accroissement de l'inégalité du revenu au cours des années 1990 est, en général, nettement plus important si l'on se base sur les données fiscales plutôt que sur les données de recensement. Cependant, selon ces auteurs, l'écart le plus important s'observe au bas de la distribution et pourrait être associé à la façon dont les individus sont regroupés pour former des familles dans les fichiers de données fiscales.

À la figure 4, nous présentons les tracés pour les mêmes percentiles de la distribution du revenu après impôt et transferts. Soulignons, pour commencer, que les revenus au bas de la distribution sont plus élevés et ceux à l'extrémité supérieure, plus faibles que ceux observés pour le revenu du marché à la figure 3. Le régime d'impôt et de transferts a également atténué les fluctuations cycliques dans la partie inférieure de la distribution. En outre, après l'introduction de l'impôt et des transferts, les revenus aux 5^e et 10^e percentiles de la distribution ont effectivement augmenté de 1980 à 2000. Toutefois, comme nous l'avons décrit plus haut, l'effet de l'impôt et des transferts est plus faible au cours des années 1990 et le résultat net est une baisse du revenu au 5^e percentile, qui passe de 7 400 \$ en 1990 à 7 000 \$ en 2000. Curieusement, cette baisse annule exactement l'accroissement au cours des années 1980, ce qui se traduit par une absence de variation du revenu

au 5^e percentile de 1980 à 2000. À l'autre extrémité de la distribution, le régime d'impôt et de transferts a eu pour effet principal d'atténuer la croissance dans les percentiles supérieurs. De nouveau, ce résultat concorde avec la discussion antérieure dans laquelle nous soutenons que les transferts auraient peu d'effet sur les variations à l'extrémité supérieure de la distribution, mais que l'impôt servirait à réduire les augmentations durant les périodes d'expansion²⁵.

Enfin, nous examinons les résultats lorsque nous soustrayons également les cotisations sociales (c.-à-d. les cotisations au Régime de pensions du Canada et au Régime de rentes du Québec, les cotisations au régime d'assurance-emploi et les prélèvements au titre de l'assurance-maladie provinciale). Comme nous l'avons soutenu plus haut, selon nous, la soustraction des cotisations sociales produit une meilleure mesure du revenu disponible, mais cette décision est plus subjective. Au tableau 4, nous présentons nos mesures de l'inégalité pour la définition du revenu comportant la soustraction des cotisations sociales ainsi que de l'impôt sur le revenu. Les résultats changent peu comparativement à ceux obtenus sans la soustraction des cotisations sociales (c.-à-d. pour le revenu après impôt sur le revenu). La plupart des valeurs des logarithmes des ratios de percentiles sont un peu plus faibles lorsqu'on tient compte des cotisations sociales, ce qui donne à penser que ces dernières ont un léger effet atténuateur sur ces mesures de l'inégalité. Ce résultat est peut-être curieux, puisque les cotisations sociales ne sont appliquées à taux constant que jusqu'à un plafond, ce qui signifie que les travailleurs dont le revenu est plus faible payent une plus forte proportion de leur revenu sous forme d'impôt. Cependant, comme les cotisations sociales ne sont prélevées que chez les travailleurs, elles n'englobent pas les personnes qui ne travaillent pas, qui ont vraisemblablement un revenu total plus faible que les travailleurs et sont, par conséquent, plus susceptibles de se situer dans la queue gauche de la distribution (P5 ou P10). Le coefficient de Gini, par ailleurs, est plus sensible au milieu de la distribution. Il n'est donc pas étonnant que cette mesure soit moins influencée par les cotisations sociales : les travailleurs situés au centre de la distribution payent tous à peu près le même montant de cotisations sociales.

25. Dans le cadre de travaux connexes, nous étudions de façon plus approfondie les rôles joués par l'impôt et les transferts dans l'égalité du revenu au cours de la période allant de 1980 à 2000.

Tableau 4 Indices de l'inégalité du revenu, recensement-AI^a

Année	Revenu après impôt			Revenu après impôt et cotisations sociales		
	Log (P95/P5)	Log (P90/P10)	Gini	Log (P95/P5)	Log (P90/P10)	Gini
1980	2,05	1,50	0,3083	2,04	1,49	0,3087
1985	2,13	1,55	0,3140	2,12	1,54	0,3139
1990	2,05	1,49	0,3070	2,03	1,48	0,3069
1995	2,22	1,58	0,3194	2,19	1,55	0,3177
2000	2,18	1,56	0,3219	2,15	1,53	0,3218
Croissance en %						
1980 à 2000	6,1	4,0	4,4	5,2	2,5	4,2
1980 à 1990	-0,3	-0,4	-0,4	-0,8	-0,9	-0,6
1990 à 2000	6,5	4,5	4,9	6,0	3,4	4,8
1980 à 1985	3,8	3,4	1,9	3,6	3,0	1,7
1985 à 1990	-4,0	-3,7	-2,2	-4,2	-3,8	-2,2
1990 à 1995	8,7	6,2	4,0	8,0	5,1	3,5
1995 à 2000	-2,0	-1,6	0,8	-1,8	-1,6	1,3

a : L'unité d'analyse est l'individu, mais le revenu est mesuré au niveau de la famille économique et divisé par la racine carrée du nombre de membres dans la famille.

Source : Données du recensement-AI (recensement-AI).

6. Comparaison des profils établis d'après les données de recensement et d'après les données de l'EFC/EDTR

Comme nous l'avons mentionné plus haut, la plupart des discussions antérieures de l'inégalité du revenu au Canada étaient fondées sur les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). À la deuxième section, nous avons présenté des résultats indiquant que les données des recensements et celles de l'EFC/EDTR produisent des niveaux et des tendances de l'inégalité du revenu total fort différents. À la présente section, nous faisons une comparaison plus complète montrant les différences entre tous les concepts de revenu que nous avons étudié. Pour cela, nous présentons le tableau 5, dans lequel nous reproduisons les mesures présentées au tableau 3 en utilisant les données de l'EFC/EDTR.

Tableau 5 Indices de l'inégalité du revenu, EFC-EDTR^{a,b}

Année	Revenu du marché		Revenu total			Revenu après impôt		
	Log (P90/P10)	Gini	Log (P95/P5)	Log (P90/P10)	Gini	Log (P95/P5)	Log (P90/P10)	Gini
1980	2,41	0,3688	2,06	1,60	0,3124	1,85	0,61	0,2848
1985	2,73	0,3938	2,08	1,59	0,3206	1,84	0,60	0,2884
1990	2,70	0,3947	2,07	1,59	0,3197	1,78	0,59	0,2805
1995	3,17	0,4205	2,10	1,62	0,3308	1,82	0,60	0,2877
2000 ^b	2,80	0,4093	2,18	1,65	0,3377	1,90	0,61	0,2959
Croissance en %								
1980 à 2000	16,3	11,0	5,9	3,5	8,1	2,4	0,6	3,9
1980 à 1990	12,2	7,0	0,4	-0,7	2,3	-3,7	-3,7	-1,5
1990 à 2000	3,7	3,7	5,5	4,2	5,6	6,3	4,5	5,5
1980 à 1985	13,2	6,8	0,8	-0,5	2,6	-0,6	-0,6	1,2
1985 à 1990	-0,9	0,2	-0,4	-0,1	-0,3	-3,2	-3,2	-2,7
1990 à 1995	17,3	6,5	1,8	2,2	3,5	2,0	2,3	2,6
1995 à 2000	-11,6	-2,7	3,7	1,9	2,1	4,3	2,1	2,8

a : L'unité d'analyse est l'individu, mais le revenu est mesuré au niveau de la famille économique et divisé par la racine carrée du nombre de membres dans la famille.

b : Pour tenir compte partiellement de la rupture survenue dans la série en 1996, nous avons calculé la valeur pour 2000 en ajoutant la croissance observée d'après les données de l'EDTR de 1996 à 2000 à la valeur calculée d'après les données de l'EFC de 1996.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR).

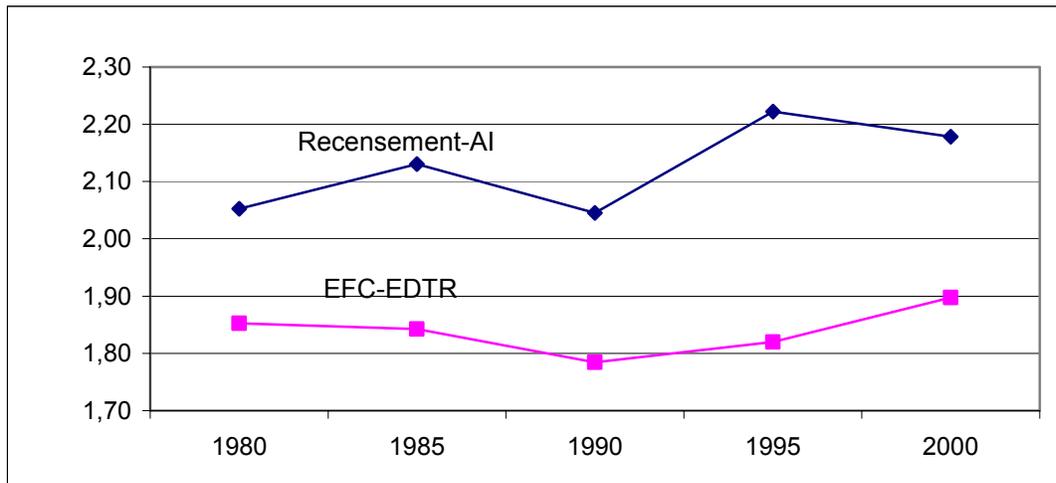
La différence la plus marquée entre les mesures fondées sur les données de recensement du tableau 3 et celles fondées sur les données de l'EFC/EDTR du tableau 5 a trait à leur niveau. Les mesures de l'inégalité sont uniformément plus faibles lorsqu'on utilise les données de l'EFC/EDTR. Il en est ainsi pour les trois définitions du revenu, pour les trois mesures de l'inégalité et pour les cinq points dans le temps. Il est également intéressant de comparer ces mesures à celles de l'inégalité aux États-Unis. Gottschalk et Smeeding (1997) présentent des mesures de l'inégalité du revenu pour divers pays, y compris les résultats pour les États-Unis fondés sur l'Enquête sur l'état de la population (Current Population Survey), qui est directement analogue à l'EFC au Canada. Le concept de revenu qu'utilisent ces auteurs est le revenu disponible, qui est essentiellement identique à notre concept de revenu disponible. D'après leur tableau 3, le coefficient de Gini du revenu disponible aux États-Unis est égal à 0,310 en 1980 et à 0,352 en 1990, valeurs qui sont manifestement plus élevées que celles du Gini fondées sur les données de l'EFC pour le Canada et qui concordent avec les allégations courantes selon laquelle l'inégalité est plus importante aux États-Unis en tout point dans le temps et a augmenté plus rapidement au cours des années 1980. Par ailleurs, le coefficient de Gini fondé sur les données de recensement-AI est presque identique à la valeur calculée pour les États-Unis en 1980. Toutefois, ces données ne révèlent de nouveau aucune croissance de l'inégalité au cours des années 1980, ce qui diffère fortement de la situation observée pour les États-Unis et, par conséquent, indique qu'en 1990, l'inégalité était plus faible au Canada qu'aux États-Unis. Nous avons extrait des données sur le revenu disponible pour 1999 du fichier de données de la CPS et du fichier de données du recensement des États-Unis de 2000 pour voir si les données américaines montrent un écart semblable à celui que nous observons entre l'EFC et le recensement pour le Canada. D'après ces données, le coefficient de Gini était égal à 0,428 dans le cas de la CPS et à 0,447 dans celui du recensement des États-Unis. Donc, il n'existe aucune preuve de difficulté dans le cas des données de la CPS aux États-Unis qui soit comparable à celle que pose

l'EFC. Si nous comparons ces chiffres aux valeurs du Gini calculées d'après le recensement du Canada, nous voyons que l'inégalité est considérablement plus importante aux États-Unis qu'au Canada en 2000. Étant donné les valeurs comparables des indices d'inégalité en 1980, ces résultats reflètent les trajectoires fort différentes suivies par les deux pays au cours des deux dernières décennies.

Les différences entre les courbes de l'inégalité du revenu en fonction du temps produites d'après les deux sources de données sont plus nuancées. Si nous nous concentrons sur les mesures de l'inégalité qui mettent l'accent sur les variations dans les queues de la distribution, c'est-à-dire $\log(P90/P10)$ et $\log(P95/P5)$ dans ces tableaux, les données de recensement révèlent des augmentations nettement plus importantes de l'inégalité pour les trois types de revenu sur l'ensemble de la période allant de 1980 à 2000. Par exemple, le fichier de données de recensement-AI indique un accroissement du $\log(P95/P5)$ du revenu après impôt de 6,1 %, tandis que celui de l'EFC/EDTR ne donne qu'un accroissement de 2,4 %. Dans le cas du revenu du marché, si nous utilisons $\log(P90/P10)$, l'écart est plus prononcé, le taux de croissance étant de 28,4 % pour les données de recensement et de 16,3 % seulement pour celles de l'EFC/EDTR. Par contre, les taux de croissance du Gini sont plus semblables pour les trois définitions du revenu, ce qui pourrait concorder avec des différences de couverture de la population, celle de l'EFC/EDTR étant nettement plus faible. Dans la mesure où une couverture plus faible a lieu systématiquement dans les queues de la distribution, on pourrait s'attendre à observer des profils de ce genre où l'EFC/EDTR brosse un tableau de l'inégalité différent lorsque l'on se concentre sur les queues de la distribution, mais semblable lorsque l'on examine le milieu de cette distribution.

Quelle que soit la mesure d'inégalité utilisée, les données de l'EFC/EDTR donnent une image différente des variations décennales ainsi que cycliques. Ainsi, selon les données de recensement, l'augmentation globale de l'inégalité du revenu du marché est répartie assez uniformément entre les deux décennies, tandis que selon les données de l'EFC/EDTR, environ les deux tiers de cette augmentation ont eu lieu durant les années 1980. De nouveau, ces divergences sont liées à ce qui se passe dans les queues de la distribution, puisque les variations de l'inégalité au cours des années 1990 sont plus fortement sous-tendues par les changements survenus dans ces queues durant cette décennie que durant les années 1980. Pour ce qui est des variations cycliques, l'inégalité du revenu du marché présente des mouvements nettement plus prononcés si nous utilisons les données de recensement que celles de l'EFC/EDTR.

Figure 5 Log (P95/P5) du revenu après impôt, recensement-AI et EFC-EDTR



Source : Données de recensement-AI (recensement-AI), Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR).

En dernière analyse, nous nous intéressons aux niveaux et aux variations de l'inégalité du revenu après impôt. À la figure 5, nous représentons graphiquement le logarithme des ratios 95^e/5^e percentiles en fonction des années de recensement calculé d'après les données de recensement ainsi que celles de l'EFC/EDTR²⁶. De nouveau, nous voyons que le niveau de l'inégalité du revenu observé d'après les données de recensement est considérablement plus élevé pour toutes les années étudiées. En outre, la mesure fondée sur les données de recensement est nettement plus cyclique et indique une tendance à la hausse plus prononcée de l'inégalité. Dans le cas des données de l'EFC/EDTR, le régime d'impôt et de transferts fait plus que compenser les augmentations de l'inégalité du revenu du marché au cours des années 1980. Pour les années 1990, nous observons un accroissement important de l'inégalité du revenu après impôt, mais le niveau final d'inégalité en 2000 est à peine supérieur au niveau observé pour 1980. Par contre, selon les données de recensement, le régime d'impôt et de transferts annule presque exactement les augmentations de l'inégalité du revenu du marché au cours des années 1980, mais laisse persister une croissance importante de l'inégalité durant les années 1990. Curieusement, les deux ensembles de données indiquent une croissance fort semblable de l'inégalité au cours des années 1990, l'écart sur les deux décennies, de 1980 à 2000, étant dû au fait que les données de l'EFC/EDTR sous-entendent une baisse considérable de l'inégalité du revenu disponible au cours des années 1980 qui n'est pas observée au moyen des données de recensement-AI. Donc, les deux ensembles de données mènent à la conclusion semblable que le régime d'impôt et de transferts a cessé d'annuler entièrement l'accroissement de l'inégalité du revenu du marché au cours des années 1990.

26. De nouveau, nous avons calculé les niveaux de revenu d'après l'EDTR en 2000 en ajoutant les taux de croissance de 1996 à 2000 calculés d'après les données de l'EDTR aux valeurs calculées d'après l'EFC de 1996 afin d'obtenir des niveaux comparables à ceux obtenus d'après les données antérieures de l'EFC.

7. Conclusion

Dans le présent document, nous présentons les résultats de mesures de l'inégalité du revenu au cours des années 1980 et des années 1990 pour le Canada fondées sur des données de recensement. Nous soutenons que ces dernières sont meilleures que la source de données utilisée le plus fréquemment, c'est-à-dire la combinaison de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et de l'Enquête sur la dynamique du revenu et du travail (EDTR), parce que celles-ci donnent une couverture de la population qui ne correspond qu'à 80 % de celle du recensement. Le principal inconvénient de l'utilisation des données de recensement, outre le fait qu'elles ne sont recueillies que tous les cinq ans, est qu'elles ne contiennent pas de renseignements sur l'impôt payé, renseignements qui sont nécessaires pour étudier le revenu disponible. Donc, une part importante de notre exercice consiste à imputer une valeur de l'impôt payé par chaque famille lors de chaque recensement. À cette fin, nous utilisons une approche à forme réduite selon laquelle nous estimons des régressions de l'impôt payé en fonction des caractéristiques de la famille en utilisant des données fiscales, puis utilisons les coefficients estimés d'après ces régressions pour prédire l'impôt payé par les familles de recensement. Nous démontrons que cette approche donne de bonnes prédictions de l'impôt payé en procédant à un exercice de validation fondé sur des données fiscales.

Une fois que la valeur de l'impôt est imputée, nous pouvons générer une nouvelle série de données sur l'inégalité du revenu après impôt. Nous montrons que tant les niveaux que les tendances temporelles de l'inégalité du revenu déterminés au moyen de cette série diffèrent considérablement de ce que nous observons au moyen des données de l'EFC/EDTR. Des tracés simples des courbes de percentile de la distribution du revenu après impôt construits d'après les données de recensement et d'après celles de l'EFC/EDTR indiquent que ces dernières produisent des valeurs de revenu nettement plus élevées pour les percentiles inférieurs de la distribution et nettement plus faibles pour les percentiles supérieurs. Donc, il n'est pas étonnant que les niveaux d'inégalité mesurés d'après les données de recensement soient beaucoup plus élevés pour toutes les années et toutes les mesures du revenu que nous examinons. En outre, les mesures de l'inégalité du revenu fondées sur les données de recensement révèlent des variations cycliques nettement plus importantes et un accroissement beaucoup plus grand de l'inégalité au cours de la période étudiée. Les profils décennaux indiquent que les années 1980 sont caractérisées par une forte augmentation de l'inégalité du revenu avant impôt et transferts qui a été annulée entièrement par le régime d'impôt et de transferts. Par contre, une augmentation tout aussi prononcée de l'inégalité du revenu avant impôt et transferts au cours des années 1990 n'a pas été compensée au même degré, ce qui soulève d'intéressantes questions au sujet des effets des modifications apportées à plusieurs éléments du filet de sécurité sociale au cours des années 1990.

Bibliographie

- Acemoglu, D. 2002. « Technical change, inequality, and the labor market ». *Journal of Economic Literature*. 40, 1 : 7–72.
- Atkinson, A. B. et F. Bourguignon. 2000. « Income Distribution and Economics ». Dans *Handbook of Income Distribution*, vol. 1. A.B. Atkinson et F. Bourguignon (rév.). New York : North-Holland.
- Beach, C. M. et G. A. Slotsve. 1994. « Polarization of earnings in the Canadian labour market ». Document de Bell Canada sur la politique économique et publique.
- Beaudry, P. et D. A. Green. 2000. « Cohort patterns in Canadian earnings: Assessing the role of skill premia in inequality trends ». *Revue canadienne d'économique*. 33, 4 : 907–936.
- Beaudry, P. et D. A. Green. 2003. « Wages and employment in the United States and Germany: What explains the differences? » *American Economic Review*. 93, 3 : 573–602.
- Bird, R. M et T. Tsiopoulos. 1997. « User charges for public services: Potentials and problems ». *Revue fiscale canadienne*. 45, 1 : 25–86.
- BSIF. 2004. « Le 21^e Rapport actuariel sur le Régime de pensions du Canada, 31 décembre, 2003 ». Ottawa : Bureau du surintendant des institutions financières Canada.
- Dinardo, J., N. Fortin et T. Lemieux. 1996. « Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992 : a semiparametric approach ». *Econometrica*. 64, 5 : 1001–1044.
- Frenette, M., D. A. Green et G. Picot. 2004. *Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : exploration de trois sources de données*. Statistique Canada, Série de documents de recherche sur les études analytiques. N^o 11F0019MIF2004219 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Fullerton, D. et G. E. Metcalf. 2002. « Tax Incidence ». Dans *Handbook of Public Economics*, vol. 4. A. J. Auerbach et M. Feldstein (rév.). Amsterdam : Elsevier.
- Gottschalk, P. et T. Smeeding. 1997. « Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality ». *Journal of Economic Literature*. 35, 2 : 633–687.
- Johnson, S. 1995. « More evidence on the effect of higher unemployment on the Canadian size distribution of income ». *Analyse de politiques*. 21, 4 : 423–428.
- Osberg, L. 1997. « Economic growth, income distribution and economic welfare in Canada, 1975-1994 ». *North American Journal of Economics and Finance*. 8, 2 : 153–166.
- Osberg, L. (2003). « Long run trends in income inequality in the United States, UK, Sweden, Germany and Canada : A birth cohort view ». *Eastern Economic Journal*. 29, 1 : 121–141.

- Piketty, T. et E. Saez. 2003. « Income inequality in the United States, 1913-1998 ». *Quarterly Journal of Economics*. 118, 1 : 1–39.
- Rashid, A. 1998. « L'inégalité du revenu familial, 1970–1995 ». *L'emploi et le revenu en perspective*. 10, 4 : 13–18.
- Saez, E. et M. R. Veall. 2005. « The Evolution of High Incomes in Northern America: Lessons from the Canadian Evidence ». *American Economic Review*. 95, 3 : 831–849.
- Sen, A. K. 2000. « Social Justice and Distribution of Income ». Dans *Handbook of Income Distribution*, vol. 1. A.B. Atkinson et F. Bourguignon, (rév.). New York : North-Holland.
- Wolfson, M. et B. Murphy. 1998. « New views on inequality trends in Canada and the United States ». *Monthly Labor Review*. 121, 4 : 3–23.