



Centre Interuniversitaire sur le Risque,
les Politiques Économiques et l'Emploi

Cahier de recherche/Working Paper **09-22**

La pauvreté au Québec et au Canada

Sami Bibi
Jean-Yves Duclos

Juin/June 2009

Bibi : CIRPÉE, Pavillon DeSève, Université Laval, Québec, Canada, G1V 0A6 ; téléphone : 1-418 656-2131 poste 13246 ;
télécopieur : 1-418 656-7798

sbibi@ecn.ulaval.ca

Duclos : Département d'économie et CIRPÉE, Pavillon DeSève, Université Laval, Québec, Canada, G1V 0A6 ;
téléphone : 1-418 656-7096 ; télécopieur : 1-418 656-7798

jyves@ecn.ulaval.ca

Cette recherche a été financée dans le cadre d'une action concertée sur la pauvreté et l'exclusion sociale financée par le Fonds Québécois de Recherche sur la Société et la Culture et ses partenaires : le Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion (CÉPE) du ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale ; le ministère des Affaires municipales et des Régions ; le ministère de la Santé et des Services sociaux ; et la Fondation Lucie et André Chagnon. Sans engager leur responsabilité, nous remercions également François Blais, Bernard Fortin, Guy Lacroix et Simon Langlois pour leurs commentaires et suggestions utiles.

Résumé: Ce papier estime l'évolution de la pauvreté au Québec et au Canada de 1996 à 2005 ainsi que les effets des principaux impôts et transferts aux particuliers sur l'allègement de la pauvreté. Cette analyse valide et complète les évaluations de certains organismes officiels tels que Statistique Canada, l'Institut de la Statistique du Québec et le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité Sociale. Un problème important auquel fait face toute analyse comparative de la pauvreté est le choix du seuil et de la mesure de pauvreté. Comme il est généralement arbitraire de privilégier un choix plutôt qu'un autre, des tests de robustesse sont effectués. Ces tests montrent que le classement des provinces canadiennes en termes de pauvreté absolue et relative est souvent sensible au choix du seuil et de la mesure de pauvreté.

Mots Clés: Pauvreté, analyse de robustesse, Québec, Canada

Classification JEL: D31, I31, I32, I38

1. Introduction

L'analyse du niveau de bien-être, de la pauvreté, et de l'exclusion sociale au Québec et dans le reste du Canada pose plusieurs problèmes d'ordre conceptuel et méthodologique. À titre d'exemple, 14% de la population québécoise serait pauvre en 2005 si le seuil de pauvreté adopté correspondait à 50% de la médiane de la distribution du revenu après impôts par adulte équivalent. Par contre, ce taux ne serait que de 8.1%, si un seuil de pauvreté absolu fixé par rapport à un panier de consommation était adopté.

Cet exemple soulève naturellement les questions suivantes: Faut-il mesurer la pauvreté selon une approche absolue ou relative? Faut-il fixer le seuil de pauvreté relatif à 50% de la médiane du revenu familial ou choisir une autre proportion? Aussi, faut-il adopter le pourcentage de la population pauvre comme mesure de pauvreté ou plutôt une autre mesure tenant compte de la sévérité de la pauvreté de ceux qui la subissent? Faut-il prendre comme indicateur de bien-être familial le revenu par tête ou par adulte équivalent? Quelle échelle d'équivalence faut-il choisir si ce choix est privilégié? Il est clair que les résultats de l'analyse risquent d'être fortement déterminés par ces choix.

La littérature sur la pauvreté tend à classer ces problèmes en trois types de questions principales. 1) Quel l'indicateur de bien-être de l'unité d'analyse (individu, famille, ou ménage) faut-il retenir? 2) À partir de quel niveau de bien-être considère-t-on l'unité d'analyse en question comme étant non pauvre? 3) Comment peut-on synthétiser l'ensemble des informations concernant la population pauvre en une mesure synthétique de pauvreté? Comme le souligne la littérature économique analysant ces questions, il est souvent difficile, voire même impossible, de dégager un consensus autour de la démarche à adopter pour répondre à celles-ci. La diversité d'opinions provient du fait que les concepts de bien être et de pauvreté ne sont pas des concepts purement objectifs. Il s'agit, au contraire, de concepts normatifs dont l'usage entraîne inéluctablement le choix de critères d'ordre éthique.

La première question posant le problème de la base conceptuelle de l'évaluation du bien-être de l'unité d'analyse fera l'objet de la section 2. Les deux dernières questions renvoient à un problème d'identification des unités d'analyse qui sont pauvres ainsi qu'à un problème d'agrégation axé sur le choix d'une mesure adéquate de pauvreté. Le problème d'identification, qui nécessite le choix et l'estimation d'un seuil de pauvreté, est discuté dans le cadre de la section 3. La section 4 est réservée à la présentation du problème d'agrégation, i.e. le problème du passage de la distribution du bien-être individuel à une mesure agrégée de la pauvreté. Nous présentons les arguments en faveur de l'adoption de la classe de mesures de pauvreté FGT de

Foster et al. (1984). Par ailleurs, comme il est difficile d'avoir un consensus autour du choix du seuil et de la mesure de pauvreté, la section 5 examinera les principaux résultats de l'approche de la dominance stochastique. Cette dernière fournit des conditions nécessaires et suffisantes pour que des comparaisons ordinales de distribution de bien-être soient robustes, i.e. valables pour un large choix de seuils et de mesures de pauvreté. Enfin, la section 6 est réservée à la conclusion.

2. Le problème d'évaluation du bien-être de l'unité d'analyse

Dans ce travail, nous faisons l'hypothèse que les membres d'un même ménage mettent en commun leurs ressources et les répartissent selon les besoins de chacun. Évidemment, cette hypothèse peut être contestable. Toutefois, l'analyse des problèmes liés à la répartition intra-ménage dépasse les objectifs de ce papier. Il est donc naturel de considérer le ménage comme l'unité au niveau duquel le niveau de bien-être individuel doit être mesuré. Ce choix pose cependant un problème important car il s'agit de comparer le bien-être à travers des ménages de taille et de composition différente. Si tous les besoins de tous les individus étaient identiques, en particulier si les besoins des enfants étaient identiques à ceux des adultes, et s'il n'y avait ni biens publics ni économies d'échelle dans la consommation intra-ménage, le bien-être d'un individu au sein d'un ménage pourrait être donné par le niveau de revenu du ménage par tête. Le problème est que, en plus de la différence de besoins entre les adultes et les enfants, la présence des économies d'échelle dans la consommation intra-ménage fait que le revenu par tête sous-estime le niveau du bien-être individuel même si tous les membres du ménage sont adultes.

Diverses approches utilitaristes peuvent être trouvées dans la littérature portant sur ce problème.³ Ces approches cherchent principalement à appliquer des modèles micro-économiques à la structure de consommation des ménages afin d'établir une relation entre la consommation d'une part, les dépenses totales, la taille du ménage, et la composition démographique, d'autre part. La mesure de bien-être dérivée à partir de ces méthodes est généralement une fonction croissante du revenu de chaque ménage et décroissante avec leur taille. Elle peut être exprimée en fonction d'une échelle d'équivalence, qui permet de se déplacer du bien-être du ménage au bien-être individuel.⁴ Pour estimer une échelle

³ Voir par exemple Deaton et Muellbauer (1980, 1986).

⁴ La construction d'une échelle d'équivalence repose généralement sur l'hypothèse d'une distribution égalitaire du bien-être à l'intérieur du ménage. Toutefois, certaines études font état de l'existence d'inégalité intra-

d'équivalence à partir de la structure de consommation des ménages, une hypothèse permettant d'identifier un indicateur de bien-être est nécessaire. Une méthode couramment utilisée consiste à définir la part budgétaire des biens alimentaires comme étant cet indicateur.⁵ La construction d'une échelle d'équivalence est déduite à partir de la régression de cette variable sur le logarithme des dépenses totales par tête du ménage et sa structure démographique.⁶

L'estimation économétrique des échelles d'équivalence à partir des données de consommation a été, toutefois, critiquée par Blundell et Lewbel (1991) et Pollak et Wales (1979). Ces auteurs notent que les préférences individuelles ne sont pas identiques et que les choix de consommation observés ne peuvent donc pas révéler les niveaux de bien-être. A ce titre, il est difficile par exemple d'affirmer que deux ménages qui consacrent la même part budgétaire aux biens alimentaires, jouissent nécessairement du même niveau de satisfaction. Étant donné que les méthodes économétriques d'estimation des échelles d'équivalence sont fondées sur une hypothèse permettant d'identifier un indicateur de bien-être, non testable, elles ne peuvent forcément qu'être arbitraires. Les développements de la littérature portant sur les estimations économétriques des échelles d'équivalence fournissent ainsi difficilement une approche satisfaisante.

Plusieurs échelles d'équivalence alternatives sont adoptées dans les pays développés. Les plus couramment utilisées sont:

- L'échelle Oxford qui assigne un poids égal à 1 au premier adulte, 0.7 à tout adulte supplémentaire dans la famille, et 0.5 à tout enfant âgé de 14 ans ou moins. Cette échelle est aussi connue sous le nom de l'échelle de l'OCDE.
- L'échelle OCDE modifiée: elle est adoptée à la fin des années 1990s et assigne un poids de 1 au premier adulte, 0.5 à tout adulte supplémentaire et 0.3 à chaque enfant dans la famille.
- La racine carrée de la taille de la famille. Buhman et al. (1988) inclut cette échelle dans une classe générale donnée par $\eta_h = n_h^\varepsilon$, où n_h est la taille du ménage h , η_h est sa taille équivalente et ε est un paramètre compris entre 0 et 1 qui reflète les économies

ménage, ce qui remet en cause le principe de la construction des échelles d'équivalence. Voir à ce propos Haddad et Kanbur (1990).

⁵ Il est à noter que cet indicateur est inversement proportionnel au bien-être des ménages.

⁶ Cette méthode est connue sous le nom de la méthode d'Engel. Plus de détails la concernant se trouvent dans Deaton et Muellbauer (1986).

d'échelle dans la consommation intra-ménage. Plus la valeur de ε est faible, plus les gains d'échelles sont considérés importants.⁷

Le choix d'une échelle particulière plutôt qu'une autre dépend largement des hypothèses concernant les économies d'échelle réalisées par les familles mettant en commun leurs ressources et des hypothèses concernant les besoins des enfants par rapport aux adultes. Dès lors, dans le but de comparer les résultats de notre étude avec ceux publiés par les organismes officiels au Canada (tels que Statistique Canada, l'Institut de la Statistique du Québec, le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité Sociale, etc.), nous adoptons ici les échelles d'équivalence de Statistique Canada qui sont aussi utilisées par tous les organismes officiels au Québec et dans les autres provinces canadiennes. Ces échelles attribuent un poids égal à 1 au membre le plus âgé, 0.4 à chaque autre membre âgé de 17 ans et plus, et 0.3 à chaque enfant. Cette échelle est très proche de l'échelle OCDE modifiée utilisée ; pour une famille type composée de deux adultes et deux enfants, elle donne aussi la même taille équivalente que la racine carrée de la taille.⁸

3. Le problème d'identification

Le problème de la pauvreté se pose lorsqu'une partie de la population est incapable, selon les normes d'une société donnée, d'atteindre un niveau de bien-être considéré comme un minimum requis. Le problème d'identification consiste à déterminer à partir de quel niveau de bien-être on peut affirmer qu'un individu est pauvre. Ce sujet est controversé dans la littérature, et plusieurs méthodes existent pour en estimer la valeur.⁹ Ces méthodes peuvent être regroupées en deux approches.

La première approche considère que le seuil de pauvreté est un concept absolu; il indique le niveau de revenu tout juste nécessaire pour subvenir aux besoins minimums. La définition des *besoins minimums* reste, toutefois, un sujet très controversé dans la mesure où elle fait appel à des jugements individuels pour établir un seuil de pauvreté. Avant de calculer le revenu nécessaire à l'achat des *besoins minimums*, il faut d'abord décider de ce qui est un *besoin fondamental* en matière de nourriture, d'habillement et de logement et d'une multitude

⁷ Cutler and Katz (1992) suggèrent un modèle plus élaboré pour la détermination de la taille équivalente du ménage qui permet de tenir compte à la fois de la différence de besoins entre les enfants et les adultes ainsi que des économies d'échelles dans la consommation intra-ménage.

⁸ Chen (2007) a testé la sensibilité des comparaisons de pauvreté au Canada face à des choix alternatifs d'échelles d'équivalence telles que l'échelle OCDE modifiée et la racine carré de la taille. Les résultats ne semblent pas montrer une différence statistiquement significative.

d'autres besoins allant du besoin de transport aux besoins de culture ou de loisir. En outre, les besoins minimums pour une société donnée ne sont pas figés, et il n'est pas clair, selon cette approche, si la valeur du seuil doit être maintenue constante à travers le temps ou, au contraire, si elle doit évoluer pour mieux refléter l'évolution des besoins.

La seconde approche suppose plutôt que le seuil de pauvreté est un concept relatif; il rend compte d'une situation de privation relative qui évolue avec un niveau de vie représentatif dans la société. Le seuil de pauvreté doit donc être fixé comme fraction du niveau de vie d'un individu représentatif de la société. Un choix important consiste à déterminer quelle fraction du revenu moyen ou médian constitue une situation de pauvreté. La moitié? Le tiers? Une autre proportion? Outre le caractère arbitraire de la fixation de cette fraction, la relativité d'un seuil de pauvreté peut poser un problème sur le plan conceptuel. En effet, si le revenu réel de tous les individus diminue, mais que le revenu des pauvres baisse de façon moins importante que le revenu représentatif (tenant aussi compte de celui des non-pauvres), les indices de pauvreté basés sur un seul relatif enregistreront une réduction de la pauvreté. D'une façon symétrique, les mesures de pauvreté basées sur un seuil relatif augmentent lorsque le pouvoir d'achat des pauvres augmente mais de façon relativement moins importante que le pouvoir d'achat des non-pauvres. Il peut ainsi être embêtant d'estimer une réduction (hausse) de la pauvreté alors que la privation absolue des pauvres augmente (baisse).¹⁰

Kilpatrick (1973) résume ces deux approches extrêmes en affirmant que le seuil de pauvreté évolue à un rythme inférieur ou égal au rythme d'évolution d'un indicateur du niveau de bien-être représentatif. L'élasticité du seuil de pauvreté par rapport au revenu moyen appartient alors à un intervalle dont la borne inférieure est égale à 0, selon la première approche, et la borne supérieure est égale à 1, selon la seconde.

La littérature relative au problème d'identification suggère qu'aucune méthode d'estimation du seuil de pauvreté n'est dénuée d'un certain arbitraire. Étant donnée cette ambigüité, les autorités canadiennes (fédérales et provinciales) ont toujours refusé de définir un seuil de pauvreté officiel. Statistique Canada a néanmoins développé trois indicateurs de faible revenu afin de suivre l'évolution du niveau de vie des citoyens.¹¹ Ces indicateurs sont :

⁹ Pour un exposé plus détaillé concernant les méthodes de détermination du seuil de pauvreté, voir Ravallion (1998).

¹⁰ Ces critiques ont amené Fields (1980) à considérer que les mesures de pauvreté basées sur de seuils de relatifs reflètent davantage les inégalités de la distribution plutôt que la pauvreté. Voir aussi Duclos et Makdissi (2004).

¹¹ Pour plus de détails à propos de ces mesures, voir, parmi plusieurs autres références, le Conseil National du Bien-Être Social (2004), ISQ et MESS (2005, 2006), et Statistique Canada (2007).

1. La Mesure de Faible Revenu (MFR): c'est un seuil relatif fixé à 50% du revenu familial médian calculé sur une base pancanadienne. Ce seuil est calculé de façon à tenir compte de la taille et de la composition des familles. Le revenu familial est tout d'abord ajusté par la taille équivalente. Ensuite, le revenu médian est calculé en tenant compte de la taille de chaque observation. La MFR pour une personne seule s'établit à 50% de ce montant. Pour les autres familles, elle correspond à ce montant multiplié par la taille équivalente de la famille. Dans la mesure où les indices de pauvreté basés sur des seuils de relatifs reflètent davantage les inégalités de la distribution plutôt que la pauvreté, une MFR spécifique à chaque province serait plus appropriée qu'une MFR calculée sur une base pancanadienne.¹²
2. Le seuil de Faible Revenu (SFR): basé sur le revenu des ménages dont la part budgétaire consacrée aux biens *essentiels* (nourriture, vêtement, et logement) égale la moyenne canadienne plus 20 points de pourcentage. Ce seuil ne peut donc être tout à fait absolu. Lorsque l'amélioration du revenu entraîne une baisse de la part consacrée à ces biens, le seuil de pauvreté va augmenter, mais pas au même rythme que le revenu moyen comme dans le cas du MFR. En 1992, la famille moyenne composée de deux adultes et deux enfants, soit de taille équivalente égale à 2, consacre 43% de son revenu après impôts à la nourriture, aux vêtements et chaussures, et au logement. Les SFR après impôts sont donc établis à des niveaux de revenu telle qu'une famille type, i.e. composée de deux adultes équivalent, consacre au moins 63 % de son revenu après impôt à ces trois types de dépenses. Ces niveaux ont été calculés pour l'année 1992 et sont actualisés chaque année pour tenir compte des fluctuations de l'indice des prix à la consommation au Canada. Ils sont en outre ajustés en fonction de cinq tailles différentes de région (région rurale, région urbaine de moins de 30 000 habitants; de 30 000 à 99 999; de 100 000 à 499 000; et de 500 000 habitants et plus.).¹³
3. La Mesure du Panier de Consommation (MPC): elle est basée sur le coût d'acquisition d'un panier composé de biens alimentaires, de vêtements, de transport, de logement et de télécommunication.¹⁴ Elle est calculée à l'échelle provinciale et en fonction des

¹² Dans la mesure où Statistique Canada ne suit pas cette voie, l'un des objectifs de ce papier est aussi de comparer la pauvreté relative entre les provinces sur la base d'un seuil de pauvreté relatif spécifique à chacune d'elle.

¹³ Les SFR sont aussi calculés selon sept différentes tailles de familles (de 1 à 7 ou plus). Cela signifie que le coût supplémentaire d'un individu au-delà du septième dans la famille est nul. Nous ne suivons pas cette hypothèse ici et nous considérons que pour chaque famille, le SFR est proportionnel à sa taille équivalente.

¹⁴ La liste détaillée des biens qui composent la MPC est reportée dans Ressources Humaines et Développement Social Canada (2006). Cette liste montre, par exemple, que la différence principale entre les MPC du Québec, de l'Ontario et de la Colombie Britannique est due à la différence du coût du logement, qui est nettement plus

différentes tailles de régions au sein de chaque province. Elle tient compte de la variation des prix entre les provinces et même entre les régions d'une même province.

Il faut ici noter que les deux premières mesures sont calculées avant et après impôts. Ceci n'est pas nécessairement la bonne voie à suivre lorsqu'il s'agit du SFR dans la mesure où le seuil correspond davantage à l'approche absolue. En effet, et comme il a été souligné plus haut, il est important que le seuil de pauvreté absolu soit maintenu constant (au moins à court terme) en termes réels. Dès lors, si la valeur réelle du SFR après impôts est plus importante que celle avant impôt, cela peut conduire à une conclusion telle que les impôts (et non les transferts) ont baissé la pauvreté. Le Tableau 1 en reporte ces trois mesures pour l'année 2002.

Quoique Statistique Canada considère qu'il y a une différence conceptuelle importante entre ses seuils de faible revenu et de vrais seuils de pauvreté, nous nous servirons de ces trois mesures pour estimer l'évolution de la pauvreté et étudier les caractéristiques des familles qui, en toute vraisemblance, font partie des plus démunies dans les différentes provinces canadiennes.¹⁵ Les résultats de comparaisons de la pauvreté se trouvent en effet confortés si ces comparaisons sont basées sur plusieurs seuils de pauvreté estimés selon des approches différentes.¹⁶ Nous utiliserons aussi des MFR spécifiques à chaque province et des méthodes de comparaisons de pauvreté robustes qui permettront de pallier, au moins partiellement, le caractère arbitraire inhérent à un choix de seuil ou de mesure de pauvreté plutôt qu'un autre.

Les comparaisons ordinales de la pauvreté exigent, quant à elles, la résolution du problème d'agrégation. Les démarches suivies pour aborder ce problème constituent l'objet de la section suivante.

faible au Québec. Il n'est pas clair toutefois si cette différence reflète uniquement les coûts de la vie ou une qualité de logement inférieure au Québec.

¹⁵ Selon Ivan P. Fellegi, Statisticien en chef de Statistique Canada, « les seuils de faible revenu s'obtiennent à l'aide d'une méthodologie logique et bien définie qui permet de déterminer qui s'en tire beaucoup moins bien que la moyenne. Bien entendu, s'en tirer beaucoup moins bien que la moyenne ne signifie pas nécessairement qu'on soit pauvre ». Voir <http://www.statcan.ca/francais/research/13F0027XIF/13F0027XIF1999001.htm>

¹⁶ Pour remédier totalement au caractère arbitraire de la détermination d'un seuil de pauvreté, il faut considérer tout le domaine de variation possible du seuil de pauvreté, ce que nous présentons plus bas après avoir défini les mesures de pauvreté.

4. Le problème d'agrégation

Le problème d'agrégation exige de trouver un moyen de passer de la distribution du bien-être individuel à une mesure agrégée de la pauvreté. Une mesure agrégée de la pauvreté est un indice permettant de synthétiser l'ensemble des informations disponibles sur la population pauvre. Atkinson (1987) suggère que cette mesure peut être interprétée comme étant la perte sociale qui découle du fait qu'un groupe de la population a un niveau de revenu inférieur au seuil de pauvreté.

Soit H le nombre total de ménages dans l'Enquête sur la Dynamique du Travail et du revenu (EDTR) de Statistique Canada, n_h la taille du ménage h , η_h la taille équivalente du ménage, w_h le poids d'échantillonnage (coefficient d'extrapolation) du ménage h , Y_h le revenu total (avant ou après impôts selon le cas) du ménage h , y_h le revenu par adulte équivalent ($y_h = \frac{Y_h}{\eta_h}$) du ménage h , et z seuil de pauvreté donné (pouvant être absolu ou relatif). Dans la mesure où il existe un consensus autour du choix de l'unité d'analyse, de l'indicateur de bien-être, et du seuil de pauvreté, la question qui se pose est la suivante: comment ces informations peuvent-elles être résumées en une mesure unique de pauvreté?

Il existe un grand nombre de mesures de pauvreté dans la littérature traitant des problèmes de distribution du bien-être individuel. Chaque mesure de pauvreté reflète un jugement normatif.¹⁷ Il ne s'agit pas ici de passer en revue toutes les mesures qui ont été proposées mais de ne présenter que celles qui seront utilisées dans ce travail, et de discuter des conséquences d'ordre éthique qui découlent de leur usage.

La mesure de pauvreté la plus utilisée est celle du pourcentage de la population pauvre, aussi connue sous le nom de l'incidence de la pauvreté:

$$P_0(z, y) = \frac{\sum_{h=1}^H w_h n_h I(y_h < z)}{\sum_{h=1}^H w_h n_h} \quad (1)$$

où $I(\cdot)$ est une fonction indicatrice qui prend la valeur de 1 lorsque la condition entre parenthèses est vraie et 0 sinon. Le numérateur correspond donc à une estimation de la taille de la population pauvre (i.e., vivant avec un niveau de revenu par adulte équivalent inférieur

¹⁷ Voir, par exemple, Sen (1976), Kakwani (1980), Atkinson (1987), Bourguignon et Fields (1997), Zheng (1997) et Duclos et Araar (2005).

au seuil de pauvreté) alors que le dénominateur correspond à une estimation de la taille de la population totale.

Cette mesure peut être, à certains égards, satisfaisante. En effet, elle est facile à estimer et à interpréter, et elle permet une évaluation (non comportementale) simple de l'impact des différentes mesures fiscales visant à combattre la pauvreté et l'exclusion sociale. Cette mesure ne reflète toutefois pas l'intensité du problème de la pauvreté. Etant donné qu'elle ne distingue pas entre une famille ayant un revenu par adulte équivalent tout juste sous z et une autre ayant un niveau de vie beaucoup plus faible, cette mesure implique une vision dichotomique de la pauvreté.

Aussi, si elle est utilisée comme mesure à minimiser par le décideur public, lors de la mise en place de nouvelles mesures fiscales par exemple, elle peut mener vers des priorités qui risquent d'être éthiquement problématiques. Pour s'en convaincre, supposons que le décideur public consacre une enveloppe budgétaire B , pour financer un programme de transfert direct t au profit de la population pauvre. Sous l'hypothèse que le revenu familial est parfaitement observable et sans coût, la modélisation peut se faire comme suit :

$$\min P_0(y+t, z) \text{ s.c. } \sum_{h=1}^H w_h \eta_h t_h = B \quad (2)$$

où t_h est le niveau de transfert par adulte équivalent accordé au ménage h . D'après les équations (1) et (2), tout dollar transféré à un non-pauvre ne réduit pas la pauvreté et constitue donc, du point de vue de l'objectif social, un gaspillage de ressources. De même, tout dollar transféré à un pauvre qui demeure pauvre après le transfert constitue aussi une perte inutile. Le choix de l'incidence de la pauvreté comme étant la mesure de pauvreté à minimiser implique donc qu'il sera optimal de faire sortir de la pauvreté en premier lieu les moins pauvres de la population pauvre et de continuer ainsi jusqu'à l'épuisement du budget disponible :¹⁸

$$\begin{aligned} t_h &= 0 & \text{si } y_h < y_{\min} \\ t_h &= z - y_h & \text{si } y_{\min} \leq y_h < z \\ t_h &= 0 & \text{si } y_h \geq z \end{aligned} \quad (3)$$

où y_{\min} est le revenu par adulte équivalent minimum dont doit disposer un ménage pour qu'il soit éligible au nouveau programme. Plus le budget consacré à ce programme augmente, plus le niveau de y_{\min} baisse jusqu'à ce que tous les ménages pauvres peuvent être inclus. Dans le cas où le budget est insuffisant pour couvrir les besoins de tous les pauvres, seuls les moins pauvres parmi les pauvres seront éligibles au transfert.

Si nous supposons que l'écart relatif moyen du revenu des pauvres par rapport au seuil de pauvreté reflète le degré de détresse de ces ménages, alors la moyenne de ces écarts peut être considérée comme une mesure appropriée de pauvreté. Cette mesure est connue sous le nom de déficit de pauvreté normalisé:

$$P_1(z, y) = \frac{\sum_{h=1}^H w_h n_h \left(\frac{z - y_h}{z} \right) I(y_h < z)}{\sum_{h=1}^H w_h n_h} = \frac{\sum_{h=1}^H w_h n_h \left(\frac{z - y_h}{z} \right)_+}{\sum_{h=1}^H w_h n_h} \quad (4)$$

Le déficit de pauvreté normalisé présente l'inconvénient d'être insensible à la distribution du bien-être au sein de la population pauvre. Dès lors, tout transfert d'un pauvre à un autre, même moins pauvre, est sans conséquence sur cette mesure de pauvreté.

Soit $P(y, z)$ une mesure de pauvreté quelconque appliquée sur un vecteur de revenus y et un seuil de pauvreté z . On peut souhaiter qu'une mesure de pauvreté satisfasse un certain nombre de principes:¹⁹

- Le Principe de la population : la mise en commun de plusieurs distributions de revenus identiques ne doit pas modifier le niveau de pauvreté. Dès lors, pour tout entier non nul k , $P(y[k], z) = P(y, z)$, où $y[k]$ est obtenu en superposant k fois la distribution y .
- La Symétrie (ou l'anonymat): toute caractéristique autre que le revenu de l'individu n'influe pas sur le niveau de la pauvreté. Dès lors, $P(y^2, z) = P(y^1, z)$ si y^2 est obtenu à partir de y^1 par simple permutation de certains revenus.
- La Monotonicité: toute chose étant égale par ailleurs, une réduction du revenu d'un pauvre doit accroître la mesure de pauvreté.
- La Concentration (*Focus*): $P(y^2, z) = P(y^1, z)$ si y^2 est obtenu à partir de y^1 par simple augmentation du revenu de certains non-pauvres.
- Le Transfert (Pigou-Dalton): toute chose étant égale par ailleurs, un transfert (qui ne change pas le classement des individus dans la distribution) de revenu d'une personne pauvre à une personne moins pauvre doit accroître la mesure de pauvreté. Ainsi, $P(y^2, z) \leq P(y^1, z)$ si y^1 est obtenu à partir de y^2 à partir d'un transfert d'un plus pauvre à un moins pauvre qui ne change pas le revenu moyen de la population.
- L'axiome de décomposabilité: la pauvreté globale est une moyenne pondérée de la pauvreté des différents sous-groupes de la population. Ainsi, si ω^g est le poids du groupe g

¹⁸ Ce résultat a été formalisé par Bourguignon et Fields (1997).

¹⁹ Pour plus de détails sur ces principes, voir également Duclos et Araar (2005).

dans la population totale et $P(y_g, z)$ est le niveau de pauvreté de ce groupe g , alors

$$P(y, z) = \sum_{g=1}^G \omega_g P(y_g, z).$$

Le caractère désirable ou indésirable de ces principes est discutable. A titre d'exemple, et selon le principe de l'anonymat, si seule la position de deux individus change entre deux périodes, pour un revenu moyen constant, les mesures de pauvreté ne doivent enregistrer aucun changement. Ce principe est discutable si on admet qu'une société mobile, dans laquelle les individus changent de position d'une période à une autre, est préférable à une société où les pauvres et les non-pauvres sont toujours les mêmes.²⁰

Certaines mesures de pauvreté de la classe de mesures proposée par Foster, Greer et Thorbecke (FGT) (1984) respectent tous ces principes. Elle peut être exprimée par l'une des deux manières suivantes:

$$P_\alpha(z, y) = \frac{\sum_{h=1}^H w_h n_h \left(\frac{z - y_h}{z} \right)_+^\alpha}{\sum_{h=1}^H w_h n_h} \quad (5)$$

$$P_\alpha(z, y) = \int_0^{+\infty} \left(\frac{z - y}{z} \right)_+^\alpha dF(y) \quad (6)$$

où $F(y)$ est la fonction de distribution cumulée du revenu par adulte équivalent et α est un indicateur d'aversion à la pauvreté. Plus la valeur de α est grande, plus la mesure $P_\alpha(\cdot)$ est sensible à la variation du bien-être des plus pauvres de la population pauvre.

Pour $\alpha = 0$, la mesure FGT correspond à l'incidence de la pauvreté décrite par l'équation (1). Cette dernière ne respecte ni le principe de monotonie ni celui de transfert. Nous retrouvons avec $\alpha = 1$ le déficit moyen de pauvreté (normalisé) donné par l'équation (4). Bien que cette mesure constitue une amélioration possible par rapport à l'incidence de la pauvreté, puisqu'elle respecte l'axiome de monotonie, elle présente l'inconvénient de ne pas respecter strictement le principe de transfert. Ce principe n'est respecté que pour des valeurs de $\alpha > 1$. Notons aussi que si le décideur public souhaite minimiser une mesure de pauvreté qui respecte le principe de transfert à l'aide d'un programme de transfert direct dont le budget s'élève à B , soit,

$$\min P_\alpha(y + t, z) \text{ s.c. } \sum_{h=1}^H w_h n_h t_h = B, \quad (7)$$

²⁰ Voir Friedman (1962).

la solution de (7) pour $\alpha > 1$ prend la forme suivante :²¹

$$\begin{aligned} t_h &= y_{\max} - y_h & \text{si } y_h < y_{\max} \\ t_h &= 0 & \text{si } y_h \geq y_{\max} \end{aligned} \quad (8)$$

où y_{\max} est le seuil maximum qu'un ménage ne doit pas dépasser pour qu'il soit éligible au programme d'allégement de la pauvreté. Plus le budget disponible est élevé, plus le niveau de y_{\max} augmente jusqu'à atteindre le seuil de pauvreté z . Dans le cas où le budget est insuffisant pour couvrir les besoins de tous les pauvres, seuls les plus pauvres parmi les pauvres sont éligibles au transfert.

La classe de mesures FGT présente également l'avantage d'être additivement décomposable par sous-groupe.²² Cette décomposition est utile dans la mesure où les mesures fiscales peuvent avoir un impact différent d'un sous-groupe de la population à un autre.

5. L'approche de la dominance stochastique

Les comparaisons ordinales de pauvreté risquent d'être mitigées suite à un choix alternatif du seuil ou de la mesure de pauvreté. Dans la mesure où ces deux choix risquent d'être arbitraires, il en sera de même pour les comparaisons de pauvreté à travers le temps, entre les différentes régions ou entre les différents groupes socio-économiques.

Il est heureusement possible de réduire le degré d'arbitraire en inspectant les différences de pauvreté pour un large choix de z et pour des classes « acceptables » d'indices de pauvreté. Le caractère acceptable ou inacceptable des indices de pauvreté est apprécié selon qu'ils respectent ou non des critères normatifs correspondant à un ordre éthique (ou de robustesse) donné. Chaque ordre de robustesse caractérise une classe d'indices de pauvreté. A mesure que l'ordre de robustesse croît, une structure normative plus précise est imposée aux indices de pauvreté concernant la façon avec laquelle ces indices classent des distributions du bien-être. En procédant ainsi, nous pouvons vérifier à travers un large choix de z et pour plusieurs ordres éthiques en matière de mesure de pauvreté si une distribution domine une autre distribution, selon les critères éthiques préalablement définis. La dominance selon l'ordre éthique s entraîne systématiquement la dominance selon tous les ordres éthiques supérieurs à s . La réciproque n'est pas par contre automatiquement vraie.

²¹ Pour $\alpha < 1$, la solution au problème (7) est naturellement donnée par (3). Notons que pour $\alpha = 1$, la solution au problème (7) n'est pas unique. Voir Bourguignon et Fields (1997) pour plus de détails.

²² Le point commun qui caractérise un sous-groupe de la population pauvre peut être de nature régionale (zone rurale, zone urbaine avec moins de 30 000 habitants, etc.) ou sociodémographique (type de famille, nature de

Pour expliciter cette démarche, considérons deux distributions y^A et y^B . Pour simplifier l'exposé, nous normalisons chaque distribution i ($i = A, B$) par son seuil de pauvreté spécifique z^i de sorte à donner deux nouvelles distributions normalisées Y^A et Y^B telles que :

$$Y^i = 100 \frac{y^i}{z^i}, \quad i = A, B. \quad (9)$$

Selon l'approche absolue, z^i ne reflète que la variation de prix à travers les distributions i comme c'est le cas, par exemple, pour les MPC. L'avantage de cette normalisation est de travailler avec le même seuil de pauvreté pour toutes les provinces que nous dénotons désormais par λ .²³ Par contre, selon l'approche relative, nous proposons que le seuil de pauvreté soit fixé en proportion de la moyenne de la distribution i , $z^i = \mu \bar{y}^i$, et nous définissons les distributions normalisées X^A et X^B comme étant:²⁴

$$X^i = 100 \frac{y^i}{\bar{y}^i}, \quad i = A, B. \quad (10)$$

Considérons aussi la forme générale suivante de la fonction d'évaluation de la pauvreté absolue:²⁵

$$P(Y^i, \lambda) = \int_{\Omega} \int_0^{+\infty} \pi(Y^i, \omega^i; \lambda) dF(Y^i, \omega^i) \quad (11)$$

où $\pi(Y^i, \omega^i; \lambda)$ est la contribution à la pauvreté globale d'un individu ayant le niveau de revenu Y^i et d'autres caractéristiques décrites par ω^i . Définissons de façon analogue la classe de pauvreté relative $P(X^i, \mu)$ et $\pi(X^i, \omega^i; \mu)$. Une classe de fonctions d'évaluation de la pauvreté absolue $\Pi_s(\lambda^+)$ (relative $\Pi_s(\mu^+)$), d'ordre de robustesse s , peut alors être définie par les propriétés devant être respectées par l'indicateur de pauvreté individuel, $\pi(Y^i, \omega^i; \lambda)$ ($\pi(X^i, \omega^i; \mu)$), lorsque λ (μ) est inférieur à une borne maximale λ^+ (μ^+). Pour simplifier la présentation, nous mettons davantage l'accent sur les classes de fonctions $\Pi_s(\lambda^+)$ mais nous

l'activité du chef du ménage, son niveau d'instruction...). Notons que certaines mesures de pauvreté proposées dans la littérature, comme la mesure de Sen (1976) ou de Kakwani (1980), ne sont pas décomposables.

²³ Il est donc clair que pour $\lambda = 100$, cela correspond au seuil de pauvreté initial pour chaque province. L'analyse de robustesse consiste à faire varier la valeur de λ de 0 à λ^+ , i.e., la limite supérieure de λ telle que les résultats de l'analyse demeurent valables.

²⁴ À titre d'exemple, pour $\mu = 50$, nous avons une MFR spécifique à chaque province i ; et non pancanadienne comme c'est le cas avec l'approche de Statistique Canada.

²⁵ Une fonction d'évaluation de la pauvreté peut être considérée comme une fonction d'utilité sociale censurée à z_i . A ce sujet, voir par exemple Atkinson (1987). Par ailleurs, et afin de simplifier cette présentation, nous n'utilisons que des mesures de pauvreté additives. Voir entre autres Foster et Shorrocks (1988) au sujet de comment des mesures non additives peuvent aussi être incluses dans ce type d'analyse. Nous ne présentons pas non plus les résultats de dominance pour la pauvreté relative. Les lecteurs intéressés peuvent consulter Duclos et Makdissi (2004), pour un exposé détaillé à ce propos, et Chen (2007) pour une application sur des données canadiennes.

énoncerons à chaque fois les résultats qui en découlent pour les classes de mesures relatives $\Pi_s(\mu^+)$.²⁶

Le premier principe que nous adoptons, et qui correspond à la robustesse d'ordre 1, est que les contributions $\pi(Y^i, \omega^i; \lambda)$ indiquées dans l'équation (11) ne doivent pas dépendre de ω^i , de sorte que $\pi(Y^i, \omega^i; \lambda) = \pi(Y^i; \lambda)$, quelle que soit la valeur de ω^i . La fonction décrite par l'équation (11) devient alors simplement $\int_0^{+\infty} \pi(Y^i; \lambda) dF(Y^i)$. La deuxième propriété désirable est que $\pi(Y^i; \lambda)$ ne soit pas croissante par rapport à Y^i , pour toutes les valeurs possibles de Y^i . Étant donné qu'il s'agit là de deux conditions éthiques faibles, nous considérons que la classe de mesures qui les satisfait est d'ordre de robustesse 1 et nous la désignons par $\Pi_1(\lambda^+)$.

Plus précisément, supposons que $\pi(Y^i; \lambda)$ est différentiable par rapport à Y^i lorsque $Y^i < \lambda$, et désignons par $\pi^{(s)}(Y^i; \lambda)$ la dérivée d'ordre s de $\pi(Y^i; \lambda)$ par rapport à Y^i . Dès lors, $\Pi_1(\lambda^+)$ peut être défini par:

$$\Pi_1(\lambda^+) = \left\{ P(\lambda) \left| \begin{array}{l} \lambda \in [0, \lambda^+] \\ \pi(Y^i, \omega^i; \lambda) = \pi(Y^i; \lambda) \\ \pi(Y^i; \lambda) = \pi(\lambda, \lambda) \quad \forall Y^i > \lambda \\ \pi^{(1)}(Y^i; \lambda) \leq 0 \end{array} \right. \right\} \quad (12)$$

La première ligne à droite de l'équation (12) définit l'intervalle à travers lequel λ peut être choisi pour mesurer la pauvreté. La deuxième ligne précise que les indices de $\Pi_1(\lambda^+)$ respectent le principe de l'anonymat. La troisième ligne indique que les indices de cette classe respectent « l'axiome de concentration », lequel stipule que les variations du niveau de vie des non-pauvres ne doivent pas affecter la mesure de pauvreté. La dernière ligne précise que $P(\lambda)$ n'augmente pas lorsque le revenu augmente.

Une condition nécessaire et suffisante pour qu'il y ait une diminution de la pauvreté absolue – telle que mesurée par n'importe quel indice de classe $\Pi_1(\lambda^+)$ – en passant de la distribution A à la distribution B ou, au moins, qu'il n'y ait pas accroissement de la pauvreté, est que

$$P_0(Y^A, \lambda) \leq P_0(Y^B, \lambda) \quad \forall \lambda \in [0, \lambda^+] \quad (13)$$

où $P_0(Y^i, \lambda)$ est telle que donnée par l'équation (6) pour $\alpha = 0$.

L'équation (13) montre que si l'incidence de la pauvreté étant donné la distribution A n'est jamais supérieure à l'incidence de la pauvreté sous la distribution B , alors il est possible d'affirmer que la distribution A domine selon les critères éthiques d'ordre 1 la distribution B .

²⁶ Voir Duclos et Makdissi (2004) pour les détails de l'analyse de robustesse selon l'approche relative.

Dès lors, une condition nécessaire et suffisante pour qu'un classement ordinal robuste de la pauvreté absolue soit obtenu est que les fonctions de distribution (ou, encore, les courbes d'incidence de la pauvreté) de Y^A et Y^B ne se croisent pas avant λ^+ . Cette condition est connue sous le nom de la condition de dominance stochastique (restreinte à $\lambda \leq \lambda^+$) de premier ordre. En appliquant une démarche similaire aux mesures relative de la pauvreté, nous pouvons aussi conclure qu'une condition nécessaire et suffisante pour qu'il y ait une diminution de la pauvreté relative – telle que mesurée par n'importe quel indice de classe $\Pi_1(\mu^+)$ – en passant de la distribution A à la distribution B ou, au moins, qu'il n'y ait pas accroissement de la pauvreté, est que²⁷

$$P_0(X^A, \mu) \leq P_0(Y^B, \mu) \quad \forall \mu \in [0, \mu^+] \quad (14)$$

Si, par contre, la condition décrite par l'équation (13) n'est pas respectée, alors le classement de A et B devient ambigu. Certains indices $P(\lambda)$ de la classe $\Pi_1(\lambda^+)$ révéleront une pauvreté plus faible en A , pendant que d'autres indiqueront un résultat contraire. Face à ce problème, deux solutions sont envisageables. La première consiste à réduire la taille de la population potentiellement pauvre en abaissant λ^+ . Cette solution n'est pas toujours pertinente, notamment lorsque λ^+ est déjà fixé à un niveau modéré. La seconde consiste à imposer de nouveaux critères normatifs aux indices de pauvreté, ce qui nous amène à étudier la condition de robustesse de deuxième ordre.

Le principe éthique qui sous-tend la robustesse d'ordre 2 est qu'un transfert d'un pauvre à un autre encore plus pauvre doit baisser, au moins partiellement, la pauvreté. Cela signifie que les indices de pauvreté doivent se conformer au principe de transfert de *Pigou-Dalton*, défini dans la section précédente. En plus des conditions éthiques précédentes, la classe $\Pi_2(\lambda^+)$ est définie par :

$$\Pi_2(\lambda^+) = \left\{ P(\lambda) \left| \begin{array}{l} P(\lambda) \in \Pi_1(\lambda^+) \\ \pi^{(2)}(Y^i; \lambda) \geq 0 \\ \pi(\lambda; \lambda) = 0 \end{array} \right. \right\} \quad (15)$$

où la dernière ligne de l'équation (15) impose la continuité des indices de pauvreté au niveau du seuil de pauvreté, ce qui exclut les mesures discontinues (telles que l'incidence de pauvreté, $P_0(Y^i, \lambda)$).

De manière analogue, nous pouvons définir la classe de mesures de pauvreté correspondant à la robustesse d'ordre 3, $\Pi_3(\lambda^+)$. Le nouveau principe normatif qui sous-tend

²⁷ Duclos et Makdissi (2004) présentent un développement détaillés des résultats des deux approches : absolue et relative.

cette classe stipule que, pour une certaine distance séparant le revenu du donateur (Y^d) et du récipiendaire (Y^r) d'un transfert (avec $Y^r < Y^d$), la baisse de la pauvreté doit décroître à mesure que Y^r augmente. Cette condition requiert l'inspection du signe de la troisième dérivée de $\pi(Y^i; \lambda)$:

$$\Pi_3(\lambda^+) = \left\{ P(\lambda) \left| \begin{array}{l} P(\lambda) \in \Pi_2(\lambda^+) \\ \pi^{(3)}(Y^i; \lambda) \leq 0 \\ \pi^{(1)}(\lambda; \lambda) = 0 \end{array} \right. \right\} \quad (16)$$

Ainsi, si $\pi^{(3)}(Y^i; \lambda)$ est négative, la magnitude de $\pi^{(2)}(Y^i; \lambda)$ baisse avec Y^i . Un transfert de type *Pigou-Dalton* perd donc de son efficacité à mesure que les récipiendaires deviennent moins pauvres.

En imposant le signe approprié à $\pi^{(r)}(Y^i; \lambda)$,²⁸ ce processus peut être poursuivi afin de définir n'importe quel ordre de robustesse s . Nous pouvons alors utiliser les résultats de Duclos et Makdissi (2004) pour démontrer qu'une condition nécessaire et suffisante pour qu'il y ait moins de pauvreté absolue, telle que mesurée par tout indice de la classe $\Pi_s(\lambda^+)$, dans A que dans B est que :

$$P_{s-1}(Y^A, \lambda) \leq P_{s-1}(Y^B, \lambda) \quad \forall \lambda \in [0, \lambda^+] \quad (17)$$

où $P_{s-1}(Y^i, \lambda)$ est telle que donnée par l'équation (6) pour $\alpha = s - 1$. De façon analogue, Duclos et Makdissi (2004) démontrent également qu'une condition nécessaire et suffisante pour qu'il y ait moins de pauvreté relative, telle que mesurée par tout indice de la classe $\Pi_s(\mu^+)$, dans A que dans B est que :

$$P_{s-1}(X^A, \mu) \leq P_{s-1}(X^B, \mu) \quad \forall \mu \in [0, \mu^+] \quad (18)$$

Duclos et Makdissi (2004) ont démontré que les comparaisons robustes de pauvreté absolue ($\forall \lambda \in [0, +\infty[$) selon l'ordre éthique s sont en réalité des comparaisons robustes de bien-être pour toutes les mesures de bien-être de la classe de mesures d'ordre éthique s . Par ailleurs, les comparaisons robustes de pauvreté relative ($\forall \mu \in [0, +\infty[$) selon l'ordre éthique s sont en réalité des comparaisons robustes des inégalités pour tous les indices d'inégalité de la classe d'indices d'ordre éthique s . Dès lors, les classements des distributions en termes de pauvreté sont aussi des classements en termes de bien-être et les classements en termes de pauvreté relative sont également des classements des différentes distributions en termes d'inégalité.

²⁸ En procédant par itération, le signe de $\pi^{(r)}(Y^i; \lambda)$ est donné par celui de $(-1)^r$.

L'un des moyens permettant d'examiner la dominance de pauvreté absolue d'ordre s consiste simplement à reproduire graphiquement les valeurs prises par $P_{s-1}(Y^i, \lambda)$ à travers l'intervalle de variation de λ , c'est-à-dire pour toute valeur possible de λ dans $[0, \lambda^+]$. Dans la mesure où il existe deux courbes $P_{s-1}(Y^A, \lambda)$ et $P_{s-1}(Y^B, \lambda)$ qui respectent la condition (17), i.e., qui ne se croisent pas avant λ^+ , alors il devient possible d'affirmer sans équivoque qu'il existe moins de pauvreté absolue dans A que dans B selon les conditions éthiques définies par la classe $\Pi_s(\lambda^+)$. La même procédure peut aussi être appliquée pour la dominance de pauvreté relative d'ordre s à l'aide des mesures $P_{s-1}(X^i, \mu)$ pour les conditions éthiques définies par la classe $\Pi_s(\mu^+)$.

Pour illustrer ce qui distingue les critères de robustesse d'ordre 1 des critères de robustesse d'ordre 2 dans le cas de la pauvreté absolue, supposons qu'il n'existe que deux individus dans chacune des deux distributions (provinces, par exemple) A et B . Dans chaque distribution, l'individu le plus pauvre a un revenu Y_1^i et le deuxième individu a un revenu Y_2^i , avec dans chaque distribution $Y_1^i < Y_2^i$. Pour qu'il y ait moins de pauvreté absolue dans A que dans B selon les conditions éthiques d'ordre 1, il faut que $Y_1^A > Y_1^B$ et que $Y_2^A > Y_2^B$. Par contre, l'équation (17) pour $s=2$ montre que la robustesse d'ordre 2 exige que le plus pauvre dans A ait un meilleur niveau de vie que le plus pauvre dans B ainsi que du niveau de vie moyen dans A soit meilleur que celui dans B ($\bar{y}^A > \bar{y}^B$) — mais pas nécessairement $Y_2^A > Y_2^B$.

6. Application sur des données canadiennes

L'analyse de la pauvreté ainsi que de son profil au Québec dans une perspective comparative requiert des informations sur la distribution du revenu à travers les familles ainsi que des informations sur leurs caractéristiques sociodémographiques (taille, milieu de résidence, type de famille, niveau d'éducation, etc.). De telles informations sont disponibles (et facilement accessibles) au Canada dans les *Enquêtes sur la Dynamique du Travail et du Revenu* (EDTR) de Statistique Canada. Nous avons utilisé trois indicateurs de bien-être pour valider et compléter les résultats de pauvreté de Statistique Canada:

1. Le revenu du marché (RM ou, selon l'abréviation de Statistique Canada, MTINC) : comprend la rémunération reçue d'un emploi ainsi que le revenu de placements et le revenu de régimes de retraite privés.
2. Le revenu total, i.e., avant impôts mais après transferts (RT ou TTINC) : comprend le revenu du marché (RM) auquel on y ajoute les pensions publiques de retraite (i.e., les

pensions et la sécurité de la vieillesse), les prestations d'assurance-emploi et de l'aide sociale, les prestations fédérales et provinciales pour enfants et d'autres transferts.

3. Le revenu disponible, i.e., après transferts net d'impôts (RD ou ATINC) : comprend le revenu total (RT) duquel on déduit l'impôt fédéral et provincial sur le revenu et les cotisations sociales.

Dans les sous-sections qui suivent, nous allons tenter de positionner le Québec par rapport aux autres provinces canadiennes en termes de pauvreté et comprendre les effets exercés par le système fiscal sur le taux de pauvreté calculé selon la mesure du faible revenu (sous-section 6-1), le seuil de faible revenu (sous-section 6-2), et la mesure du panier de consommation (sous-section 6-3). Nous testons aussi dans la sous-section 6-4 dans quelle mesure le classement ordinal du Québec par rapport au reste du Canada est sensible aux choix des seuils et des mesures de pauvreté.²⁹

6-1. Mesure de Faible Revenu (MFR) au Québec et au Canada

Rappelons que la MFR est à l'origine définie par Statistique Canada comme une mesure de faible revenu (soit un seuil de pauvreté relatif) fixé à 50% du revenu familial (ajusté par la taille équivalente) médian calculé sur une base pancanadienne. Le Tableau 1 présente ces seuils pour l'année 2002 pour le revenu du marché et le revenu disponible. Les taux de pauvreté selon la MFR pancanadien au Québec, aux autres provinces, et au Canada de 1996 à 2005 dans son ensemble sont exposés au Tableau 2.³⁰ Lorsque la pauvreté est mesurée selon la distribution du revenu du marché, le Tableau 2 montre que le Québec semble faire piètre figure en termes de pauvreté relative et ce, quel que soit l'indicateur de revenu retenu. Seule la province du Terre-Neuve présente des taux de pauvreté plus élevés que le Québec de 1996 à 2005 et cette différence est statistiquement significative. Les provinces de l'Alberta, de l'Ontario, et, dans une moindre mesure, de la Colombie-Britannique, présentent assez souvent avant 2002 des taux de pauvreté plus faible que le Québec. La différence de pauvreté entre le Québec d'une part, et l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Ecosse, le Nouveau Brunswick, la Manitoba, et le Saskatchewan, d'autre part, est souvent statistiquement non-significative. Cette différence reflète donc davantage une variabilité échantillonnale plutôt qu'une différence réelle de taux de pauvreté. Les taux de pauvreté québécois sont souvent statistiquement supérieurs à la moyenne

²⁹ Nous ne testons pas dans cette sous-section les effets du système fiscal sur la pauvreté. Ces tests sont menés avec plus de détails dans Bibi et Duclos (2008).

³⁰ Voir Statistique Canada (1999) pour les mêmes taux de 1980 à 1997.

canadienne, surtout lorsqu'ils sont mesurés par rapport au revenu du marché. La dernière ligne du Tableau 2 montre en effet, que

- (i) le Québec a toujours un taux de pauvreté plus élevé que le Canada, quelque soit l'indicateur de bien-être retenu et quelque soit l'année considérée;
- (ii) la différence de pauvreté entre le Québec et le Canada est souvent statistiquement significative surtout lorsque l'indicateur de bien-être retenu est le revenu du marché.

Force est aussi de constater que le système fiscal québécois et canadien exerce un effet redistributif important. Ainsi, les revenus de transferts entraînent une baisse significative de la pauvreté relative au Québec de 10 à 12 points de pourcentage (sur un taux de départ variant de 32.3 points de pourcentage en 1996 à 29.3 points de pourcentage en 2005). Les impôts et cotisations renforcent cette baisse de 4 points de pourcentage supplémentaire.³¹ Des effets semblables, mais relativement moins importants, sont également enregistrés par toutes les autres provinces canadiennes. En effet, le Tableau 2 semble montrer que le Québec rattrape un peu certaines provinces lorsque la pauvreté relative est mesurée selon le revenu total ou disponible. A titre d'exemple, la différence de pauvreté entre le Québec et la Colombie-Britannique ou, encore, entre le Québec et le Canada n'est plus systématiquement et suffisamment importante pour être considérée statistiquement significative.

Outre le choix arbitraire de la proportion de la médiane utilisée pour comparer la pauvreté relative entre les différentes provinces, la méthode de Statistique Canada basée sur une MFR pancanadienne aurait gagné en précision si les différentes distributions de revenu avaient été ajustées par des indices de prix à la consommation spécifiques à chaque province. En effet, si le pouvoir d'achat d'un dollar au Québec est plus fort que le pouvoir d'achat d'un dollar en Ontario, les distributions non-ajustées peuvent surestimer la pauvreté relative au Québec par rapport au Canada. En outre, une conception relative de la pauvreté fixerait plutôt un seuil de pauvreté relatif spécifique à chaque province. Pour remédier à ces griefs, le Tableau 3 présente des résultats basés sur des MFR spécifiques à chaque province. Les résultats de cette alternative contrastent largement ceux présentés au Tableau 2. D'une part, force est de constater que l'écart de pauvreté relative entre les différentes provinces est beaucoup moins important tout en étant souvent statistiquement non significatif. D'autre part, le Québec ne semble plus faire piètre figure quel que soit l'indicateur de revenu en termes de pauvreté relative. Bien que cette

³¹ Il faut noter ici que l'évaluation de la contribution des transferts, d'une part, et des impôts d'autre part, à la réduction totale de la pauvreté relative dépend de façon critique de l'ordre selon lequel cette évaluation a été effectuée. Cette répartition aurait été différente si nous avons commencé par déduire, du revenu du marché, les impôts en premier, et ajouter les transferts à la fin. Bibi et Duclos (2008) propose une méthode qui permet de traiter de ce problème.

conclusion puisse s'appliquer pour certaines années à la distribution du revenu du marché surtout par rapport à l'Ontario, l'Alberta, et la Colombie-Britannique, elle ne l'est plus lorsqu'on considère la distribution du revenu disponible. La politique distributive du Québec semble donc permettre à ses citoyens d'avoir un niveau de pauvreté relative comparable (et parfois moins important) à celui des autres provinces. Dès lors, les résultats du Québec par rapport à la moyenne canadienne s'améliorent comme l'illustre la dernière ligne du Tableau 3. Le Québec semble ainsi avoir un niveau de pauvreté relative selon le revenu disponible inférieur à la moyenne canadienne depuis 2005.

Analyse de robustesse

Ces résultats sont dans une large mesure confirmés par les analyses de robustesse d'ordre 1 et 2 pour la distribution du revenu disponible en 2002 résumés par les graphiques 1 et 2, respectivement. En effet, Graphique 1 illustre les résultats de ces tests pour l'ordre 1 alors que le graphique 2 présente ceux de l'ordre 2. Ils fournissent, respectivement, les courbes de la différence de l'incidence et du déficit de la pauvreté entre le Québec et les autres ensembles considérés (tracées à l'aide de l'équation (14) pour $s = 1$ et (18) pour $s = 2$). Ils illustrent également, à l'aide d'une bande grise, l'intervalle de confiance à 95 pour cent dans lequel peut se situer ces courbes de différence.

Ces graphiques montrent que la différence de pauvreté entre le Québec et certaines provinces, d'une part, et le Québec et la moyenne canadienne, d'autre part, n'est jamais en défaveur du Québec. Au contraire, le graphique 1 montre que le Québec présente moins de pauvreté relative que la Colombie Britannique et l'ensemble du Canada pour toutes les mesures de pauvreté de la classe éthique d'ordre 1 et pour toute valeur de μ entre 0 à 60% du revenu disponible moyen, $\Pi_1(\mu^+=60)$. Par contre, ce même graphique montre que la différence de pauvreté entre le Québec et l'Ontario ou le Québec et l'Alberta est souvent statistiquement non-significative pour toute les mesures de la classe de pauvreté $\Pi_1(\mu^+)$. Le graphique 2 montre que si on exclut certaines mesures de la classe $\Pi_1(\mu^+)$, telles que l'incidence de pauvreté, le Québec présenterait moins de pauvreté relative que

- l'Alberta pour tous les indices de pauvreté de la classe $\Pi_2(\mu^+=40)$;
- l'Ontario pour tous les indices de pauvreté de la classe $\Pi_2(\mu^+=60)$;
- l'ensemble du Canada pour tous les indices de pauvreté de la classe $\Pi_2(\mu^+=90)$; et
- la Colombie-Britannique pour tous les indices de pauvreté de la classe $\Pi_2(\mu^+=120)$.

6-2. Le seuil de Faible Revenu (SFR) et les limites de l'approche de Statistique Canada

Comme nous l'avons mentionné à la section 3, le SFR peut être considéré comme un seuil de pauvreté hybride.³² Il est estimé sur la base du revenu des ménages dont la part budgétaire consacrée aux biens *essentiels* (nourriture, vêtement, et logement) égale la moyenne canadienne plus 20 points de pourcentage. Il a été estimé en 1992 pour cinq tailles de région au Canada, ajusté selon la taille de la famille, et actualisé chaque année à l'aide de l'indice des prix à la consommation pancanadien. Notant aussi qu'il existe, pour chaque région, des SFR avant impôts et des SFR après impôts.

Le Tableau 1 présente ces seuils pour l'année 2002 pour le revenu du marché et le revenu disponible. Le Tableau 4 retrace l'évolution du taux de pauvreté avant et après impôts au Québec et dans les autres provinces canadiennes de 1996 à 2005. Encore une fois, ce tableau montre, d'une part, que le Québec affiche plus de pauvreté par rapport, surtout, à l'Ontario et l'Alberta ainsi que par rapport à la moyenne canadienne. D'autre part, à l'exception de la Colombie-Britannique en 2004, aucune autre province canadienne ne semble avoir un taux de pauvreté selon le SFR statistiquement plus élevé que le Québec.

Assez paradoxalement, le Tableau 4 montre que les impôts font baisser la pauvreté dans toutes les provinces canadiennes de l'ordre de 6 points de pourcentage. Ce résultat aurait été naturel dans le contexte de la pauvreté relative, comme dans le cas du MFR exposé plus haut. En effet, le seuil de pauvreté relatif diminue sous l'action d'un impôt progressif qui baisse surtout le pouvoir d'achat des non-pauvres, ce qui baisse la pauvreté relative même pour un pouvoir d'achat inchangé pour les pauvres. Par contre, un seuil de pauvreté absolu est normalement fixe (au moins à court terme) en termes réels. Cela signifie que dans des conditions où les pauvres sont totalement épargnés du paiement de l'impôt, la pauvreté après impôt doit correspondre exactement à la pauvreté avant impôt. Par contre, si les pauvres subissent même marginalement le système fiscal, la pauvreté absolue après impôts ne peut être que plus élevée que la pauvreté avant impôt. Les résultats du Tableau 4 ne s'expliquent donc pas par l'action de l'impôt mais plutôt par des SFR après impôts plus faibles que les SFR avant impôts.

Pour remédier à ces griefs, le Tableau 5 applique les SFR après impôts également aux distributions avant impôts, i.e. aux revenus du marché et aux revenus totaux. Cette correction ne modifie guère la position relative du Québec par rapport aux autres provinces. Néanmoins, elle

³² Foster (1998) définit comme seuil de pauvreté hybride un seuil qui augmente avec le niveau de vie moyen de la société mais à un rythme inférieur, contrairement au MFR par exemple.

fait paraître de façon plus claire l'action qu'exercent les transferts et les impôts. En permettant pratiquement de réduire de moitié la pauvreté, les revenus de transferts apparaissent donc comme une source de revenu importante pour les moins nantis aussi bien au Québec que dans le reste du Canada. Par contre, les impôts ne semblent pas exercer un effet significatif sur les taux de pauvreté. La hausse de la pauvreté sous l'effet de l'impôt n'excède presque jamais les deux points de pourcentage. Ces résultats prouvent que même si certains pauvres payent de l'impôt, leur contribution aux recettes fiscales affecte faiblement leur niveau de pauvreté.

6-3. La Mesure du Panier de Consommation

Cette mesure se distingue des deux précédentes par deux caractéristiques essentielles. La première est qu'elle peut être considérée comme un seuil de pauvreté absolu pur. La seconde est qu'elle reflète la variabilité des prix (notamment celui du logement) à travers les différentes provinces (et même des différentes régions d'une même province). Cette dernière caractéristique renforce le caractère absolu de cette ligne de pauvreté dans la mesure où elle permet d'affecter aux individus ayant le même pouvoir d'achat le même niveau de vie, indépendamment de la province où ils résident.³³

Le Tableau 1 présente la valeur moyenne par province de ces seuils pour l'année 2002 pour le revenu du marché et le revenu disponible. Les résultats exposés au Tableau 6 utilisent la MPC spécifique à chaque province et à chaque région selon sa taille.

Contrairement aux mesures et aux seuils de faible revenu (MFR et SFR), les MPC classent le Québec comme l'une des provinces avec le moins de pauvreté. La différence du taux de pauvreté entre le Québec, l'Ontario et l'Alberta est statistiquement non significative. En outre, le Québec affiche un taux de pauvreté plus faible que la Colombie-Britannique et la moyenne canadienne.³⁴

Les résultats du Tableau 6 sont basés sur la distribution du revenu disponible MPC (MBINC selon l'abréviation de Statistique Canada), et sont donc similaires à ceux de Statistique Canada ou de l'Institut de la Statistique du Québec.³⁵ Ces résultats ne permettent

³³ Cela ne signifie pas qu'elle soit dénuée de tout caractère arbitraire. En effet, il n'est pas certain, même selon la conception absolue et même si l'ajustement de la variabilité des prix à travers les provinces est sans équivoque, que le bon seuil de pauvreté doit être exactement égal, supérieur ou inférieur aux MPC.

³⁴ Il faut toutefois noter ici que les MPC de la Colombie-Britannique sont nettement supérieures à celle du Québec et que cette différence est principalement due aux coûts du logement. Cela pose le problème de savoir si cette différence ne reflète pas une certaine différence de qualité qui pourrait être inférieure au Québec.

³⁵ Il s'agit d'un deuxième concept de revenu disponible, élaboré seulement à partir de 1999, qui sert à la mesure de la pauvreté fondée sur la MPC. Il est calculé en déduisant du revenu disponible (ATINC) les cotisations

pas, toutefois, d'analyser les effets exercés par les revenus de transferts et les impôts sur la pauvreté absolue. Pour compléter ces résultats jusqu'à 2005,³⁶ le Tableau 7 illustre les taux de pauvreté dans les différentes provinces calculés sur la base des 3 distributions de revenu. Ce Tableau montre que, sur la base du revenu du marché, le taux de pauvreté au Québec est statistiquement plus élevé que celui en Ontario et en Alberta. Le régime de transferts du Québec permet d'avoir des taux de pauvreté statistiquement non différents de ces deux provinces, et même moins important que celui en Ontario en 2005. En outre, pour chaque année de 1996 à 2005, la différence entre la pauvreté selon le revenu total (RT) et le revenu disponible (RD) est souvent statistiquement non significative. Les ménages autour des seuils MPC semblent bénéficier des transferts mais semblent payer peu d'impôts.

Analyse de robustesse

L'analyse qui précède dépend de la sélection d'un seuil et d'indice de pauvreté. Dans la mesure où ces deux choix risquent d'être arbitraires, il en sera de même pour la nature des résultats qui en découlent. Il est donc utile de tester la sensibilité de ces résultats face à des choix alternatifs de seuils ou de mesures de pauvreté.

Pour la clarté de l'exposé, nous nous limitons dans cette sous-section à l'analyse de la position du Québec, en termes de niveau de pauvreté absolue calculé selon la distribution des revenus disponibles, par rapport au reste du Canada. Des tests de robustesse similaires sont menés par Bibi et Duclos (2008) afin de caractériser les effets des différentes sources de revenu sur la pauvreté.³⁷

Les comparaisons robustes menées ici sont basées sur l'hypothèse que, pour une année donnée, la variabilité des MPC à travers les différentes provinces canadiennes ne reflète que la variabilité du niveau général des prix.

Le Tableau 8 indique, pour tout couple possible de provinces, si en 2002, pour un seuil de pauvreté exactement égal à la MPC, et selon la distribution du revenu disponible,

- la différence de pauvreté est positive et statistiquement significative (signe « + ») ;
- la différence de pauvreté est négative et statistiquement significative (signe « - ») ;
- la différence de pauvreté n'est pas statistiquement significative (signe « 0 »).

syndicales, à l'assurance emploi, aux régimes de retraites publiques, et d'autres cotisations. Pour plus de détails, voir le site de Statistique Canada <http://www.statcan.gc.ca/slides-edtr/4144861-fra.htm>

³⁶ Les indices de prix à la consommation spécifique à chaque province de Statistique Canada ont été utilisés pour estimer les MPC de 2004 et 2005.

En inspectant la ligne qui inclut les différences de pauvreté entre le Québec et les autres provinces, force est de constater que le signe « + » n'apparaît jamais. Il n'existe donc pas une seule province au Canada avec un taux de pauvreté significativement plus faible que le taux de pauvreté au Québec. La différence de pauvreté (selon les revenus disponible) entre le Québec, d'une part, et l'Île-du-Prince-Édouard, l'Ontario, la Manitoba, d'autre part, n'est pas statistiquement significative. Par contre, les autres provinces, y compris la Colombie-Britannique et le Canada dans son ensemble, présentent des taux de pauvreté plus élevés que le Québec.

Les Tableaux 9, 10 et 11 reprennent les mêmes tests mais avec des seuils de pauvreté pouvant varier de 75 à 125 pour cent des MPC de 2002 pour le Tableau 9, de 50 à 150 pour cent pour le Tableau 10, et de 0 à 200 pour cent pour le Tableau 11. En dépit de l'apparition accrue du signe « 0 » à mesure que l'intervalle de variation du seuil de pauvreté s'élargit, rien ne change pour la ligne (et la colonne) du Québec. Au pire, le Québec ne semble pas avoir un taux de pauvreté plus élevé que les autres provinces. Toutefois, si nous admettons que le seuil de pauvreté peut atteindre 200 pour cent de la MPC, il n'existe plus une seule province qui peut se prévaloir d'avoir un taux de pauvreté plus faible qu'une autre.

Enfin les Tableaux 12 et 13 présentent, pour des seuils de pauvreté pouvant varier de 0 à 150 pour cent des MPC de 2002, les résultats des tests de robustesse d'ordre 2 et 3, respectivement. En dépit de la dominance des « 0 » à travers la majorité des cases de ces tableaux, ils montrent que le niveau de pauvreté absolue au Québec est plus faible que celui prévalant en Ontario, au Colombie-Britannique et dans l'ensemble du Canada pour tous les indices de pauvreté de la classe $\Pi_2(\lambda^+=150)$ et $\Pi_3(\lambda^+=150)$.

Nous avons aussi effectué des tests de robustesse d'ordre 1 et 2 pour faire des comparaisons robustes de pauvreté entre le Québec, d'une part, et l'Ontario, l'Alberta, la Colombie-Britannique, et le Canada, d'autre part. Le Graphique 3 résume les résultats de ces tests pour l'ordre 1 pendant que le graphique 4 présente ceux de l'ordre 2. Ils fournissent, respectivement, les courbes de la différence de l'incidence et du déficit de la pauvreté entre le Québec et les autres ensembles considérés (tracées à l'aide de l'équation (13) pour $s = 1$ et (17) pour $s = 2$). Ils illustrent également, à l'aide d'une bande grise, l'intervalle de confiance à 95 pour cent dans lequel peut se situer ces courbes de différence.

- Pour tout seuil de pauvreté allant de 0 à 200 pour cent de la MPC pertinente dans le cas de la Colombie-Britannique, et de 0 à 160 pour cent de la MPC pertinente dans le

³⁷ Ces tests tiennent compte également du biais qui résulte de l'ordre arbitraire selon lequel les différentes sources de revenu sont classées.

cas du Canada, le graphique 3 montre qu'il y a dominance du premier ordre du Québec. Au-delà de ces limites, il n'est plus possible de conclure qu'il existe moins de pauvreté absolue au Québec selon les critères du premier ordre. Le graphique 4 montre que pour la dominance d'ordre 2, la limite supérieure des seuils admissibles dans le cas de la comparaison avec l'ensemble du Canada s'étend à 200 pour cent;

- même si la différence de pauvreté entre le Québec et l'Ontario apparaît négative pour tout seuil de pauvreté compris entre 0 et 160 pour cent de la MPC pertinente, cette différence n'est pas statistiquement significative à partir de 70 pour cent de la MPC dans le cas de l'ordre 1 mais elle reste statistiquement significative jusqu'à 150 pour cent dans le cas de l'ordre 2. Il est donc plus facile de conclure selon les critères éthiques d'ordre 2 (mais pas l'ordre 1) que le Québec moins de pauvreté que l'Ontario ;
- le graphique 3 montre que la différence de pauvreté entre le Québec et l'Alberta change de signe à des bas niveaux de seuil de pauvreté. En outre, ces différences sont assez souvent statistiquement non significatives. Par contre, le graphique 4 montre qu'il y a dominance du Québec pour tout seuil ne dépassant pas les 90 pour cent de la MPC.

6-4. Les profils de pauvreté au Québec et au Canada

Les taux de pauvreté varient souvent selon les caractéristiques sociodémographiques de familles telles que le sexe du principal soutien, le groupe d'âge et le type de famille. Identifier les groupes sociaux les plus vulnérables à la pauvreté permet de concevoir des politiques de lutte contre la pauvreté plus efficace.

Le Tableau 14 montre que les familles soutenues par une femme ont un risque de pauvreté pouvant être de 3 à 4 fois plus important que celles soutenues par un homme.³⁸ Le système de taxe et de transferts semble réussir à réduire davantage proportionnellement la pauvreté des familles soutenues par un homme. Celle-ci est divisée par au moins 3 au Québec pour la pauvreté masculine alors que ce facteur atteint à peine 2 pour les familles soutenues par une femme. Mesuré selon la distribution du revenu disponible, le rapport entre le taux de pauvreté féminine et le taux de pauvreté masculine au Québec est passé de 2.5 en 1996 à 3.8 en 2002 et à 2.6 en 2005. Dès lors, en dépit de la baisse de la pauvreté globale, la pauvreté

³⁸ Des résultats similaires apparaissent dans le rapport du Conseil National du Bien-être social (2006).

féminine a diminué à un rythme moins soutenu que la pauvreté masculine pendant la période 1996-2002. Des résultats semblables sont aussi observés dans le reste du Canada. Toutefois, une inversion de la tendance semble être amorcée depuis 2002 au Québec due à une baisse importante du taux de pauvreté féminine de 18.1 pour cent en 2002 à 13.3 pour cent en 2005 pendant que la pauvreté masculine n'a presque pas changé durant la même période. Ces résultats soulèvent la question de savoir si le Canada connaît un problème de féminisation de la pauvreté et si le Québec est en train de réussir à y échapper depuis 2002.

Le Tableau 15 décrit la distribution du taux de pauvreté selon le groupe d'âge du principal soutien de la famille. Selon ces résultats, les jeunes de moins de 25 ans présentent un taux de pauvreté relativement important. En outre le système des taxes et transferts ne réduit pas de façon toujours significative le taux de pauvreté des jeunes. Par contre, il réduit de façon considérable la pauvreté des familles soutenues par des personnes âgées de 65 ans et plus, particulièrement au Québec. L'explication de ce résultat provient du fait que la pension sécurité vieillesse (SV) et le supplément revenu garanti (SRG) représentent en moyenne 700% du revenu de marché des familles ayant comme principal soutien une personne âgée de 65 ans et plus. Cela explique la grande différence des taux de pauvreté dans toutes les provinces entre la distribution du revenu du marché et la distribution du revenu disponible pour ce groupe d'âge.

Le Tableau 16 illustre les taux de pauvreté selon le type de famille. Les personnes seules et, surtout, les familles monoparentales sont les plus exposées à la pauvreté aussi bien au Québec que dans le reste du Canada. Le système d'impôts et de transferts semble un peu mieux réussir à alléger la pauvreté du premier groupe que du second.

Enfin, le Tableau 17 fournit, pour l'année 2002, des taux de pauvreté selon le genre et le type de famille simultanément. Pour la clarté de l'exposé, nous présentons les résultats, d'une part, pour le Québec et le Canada seulement et, d'autre part, uniquement selon le revenu disponible. Force est de constater que, sauf pour les personnes seules âgées de 65 ans et plus, tous les autres types de familles sont davantage exposées à la pauvreté lorsqu'elles sont soutenues par une femme que par un homme. Si, en plus, les familles soutenues par une femme sont monoparentales, le taux de pauvreté peut même atteindre 77.6 pour cent. La lutte contre une éventuelle féminisation de la pauvreté passe donc presque certainement par l'allègement de la pauvreté de ces familles.

Le Tableau 17 montre également que, indépendamment du genre, le taux de pauvreté décroît avec le groupe d'âge du principal soutien de la famille. Le taux de pauvreté chez les jeunes âgés de moins de 25 ans apparaît 3 à 4 fois plus important que celui chez les adultes

âgés de 65 ans et plus. Ce résultat mérite d'être creusé un peu plus. En effet, il n'est pas exclu que le taux élevé de la pauvreté chez les jeunes s'explique par une transition fréquente entre le statut d'emploi et le statut de chômage. Si tel est le cas, la pauvreté des jeunes, même si elle est plus élevée que la pauvreté des adultes, ne nécessite pas nécessairement le même traitement et la même attention que celle des personnes âgées.

7. Conclusion

L'analyse de la pauvreté et de l'exclusion sociale pose plusieurs problèmes conceptuels et de mesure. Ces problèmes sont dus principalement au caractère essentiellement normatif de l'analyse du bien-être et de la pauvreté, et relèvent entre autres de difficultés d'identification et d'agrégation.

Nous avons utilisé dans ce papier les trois concepts de faible revenu définis par statistique Canada pour traiter du problème de définition du seuil de pauvreté. Quant au problème d'agrégation, nous avons retenu la mesure de l'incidence de la pauvreté dans la mesure où elle peut permettre une analyse de robustesse couvrant un ensemble de mesures éthiquement acceptables.

Les résultats empiriques ont permis de montrer que le classement du Québec en termes de pauvreté par rapport aux autres provinces dépend considérablement du choix du seuil de pauvreté retenu pour l'analyse comparative. A titre d'exemple, le Québec se retrouve avec les taux de pauvreté les plus élevés si le Seuil du Faible Revenu (SFR) est retenu ; il affiche les taux de pauvreté les plus faibles lorsque la pauvreté est appréhendée selon la Mesure du Panier de Consommation.

L'analyse du profil de pauvreté complète et confirme certains des résultats déjà connus. A titre d'exemple, les familles dont le principal soutien est de sexe féminin sont exposées à un risque de pauvreté plus élevé. L'origine de ce résultat semble être le taux de pauvreté particulièrement élevé des familles monoparentales dont le chef est une femme. Ce profil montre aussi que le taux de pauvreté des jeunes est relativement élevé.

Références

- Atkinson, A. B. (1987), On the Measurement of Poverty. *Econometrica*, vol. 55 (4), 1987, pp. 749–764.
- Bibi, S. et J.-Y. Duclos (2008), L'effet des taxes et des transferts sur la pauvreté au Québec et au Canada. Université Laval, Québec, Canada.
- Blundell, R. et A. Lewbel (1991), The Information Content of Equivalence Scales. *Journal of Econometrics*, vol. 50, pp. 49–68.
- Bourguignon, F. et G. S. Fields (1997), Discontinuous Losses from Poverty, Generalized P_a Measures, and Optimal Transfers to the Poor. *Journal of Public Economics*, vol. 63, # 2, pp. 155–175.
- Buhman, B., L. Rainwater, G. Schmaus and T. M. Smeeding (1988), Equivalence Scales, Well-Being, Inequality and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database. *Review of Income and Wealth*, vol. 34, pp. 115-142.
- Chen, W.-H. (2007), Where is Poverty Greatest in Canada? Comparing Regional Poverty Profile without Poverty Lines: A Stochastic Dominance Approach. *Papier non publié*, Statistique Canada.
- Conseil National du Bien-Être Social (2004), *Un Revenu pour Vivre?* Volume N° 120. <http://www.ncwcnbes.net/fr/publications/pub-120.html>
- Conseil National du Bien-Être Social (2006), *Profil de Pauvreté, 2002 et 2003*. Volume 124. <http://www.ncwcnbes.net/fr/publications/pub-124.html>
- Cutler, D. and L. Katz (1992), Rising Inequality: Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s. *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 82, pp. 546-551.
- Deaton, A. et J. Muellbauer (1980), *Economics and Consumer Behavior*, New York, Cambridge University Press.
- Deaton, A. et J. Muellbauer (1986), On Measuring Child Costs: With Application to Poor Countries. *Journal of Political Economy*, vol. 94, pp. 720–744.
- Duclos, J.-Y. et A. Araar (2005), *Poverty and Equity: Measurement, Policy, and Estimation with DAD*. Springer and International Development Research Centre.
- Duclos J.-Y. et P. Makdissi (2004), Restricted and Unrestricted Dominance for Welfare, Inequality and Poverty Orderings. *Journal of Public Economic Theory*,

- vol. 6 (1), pp. 145–164.
- Fields, G. S. (1980), *Poverty, Inequality, and Development*, Cambridge University Press.
- Foster, J.E. (1998), Absolute versus Relative Poverty. *The American Economic Review*, vol. 88 (2), pp. 335-341.
- Foster J. E., J. Greer, et E. Thorbecke (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, vol. 52 (3), 1984, p. 761–765.
- Foster, J. E. et A. F. Shorrocks (1988), Poverty Orderings. *Econometrica*, vol. 56, pp. 173–177.
- Friedman, M. (1962), *Capitalism and Freedom*. University of Chicago Press.
- Haddad, L. et R. Kanbur (1990), How Serious is the Neglect of Intra-Household Inequality? *The Economic Journal*, vol. 100, pp. 866–881.
- ISQ et MESS (2005), *Conditions de Vie : Inventaire des Indicateurs de Pauvreté et d'Exclusion Sociale*. Institut de la Statistique du Québec (ISQ, www.stat.gouv.qc.ca) et Ministère de l'Emploi et de la Solidarité Social (MESS, www.mess.gouv.qc.ca).
- ISQ et MESS (2006), *Conditions de Vie : Recueil Statistique sur la Pauvreté et les Inégalités Socioéconomiques au Québec*. Institut de la Statistique du Québec (ISQ, www.stat.gouv.qc.ca) et Ministère de l'Emploi et de la Solidarité Social (MESS, www.mess.gouv.qc.ca).
- Kakwani, N (1980), On a Class of Poverty Measures. *Econometrica*, vol. 48, pp. 437–446.
- Kilpatrick, R. W (1973), The Income Elasticity of the Poverty Line. *Review of Economics and Statistics*, vol. 55, pp.327-332.
- Pollak, R. A. et T. J. Wales (1979), Welfare Comparison and Equivalence Scales. *The American Economic Review*, vol. 69, pp. 216–221.
- Ravallion, M. (1998), Poverty Lines in Theory and Practice. *Article non Publié*, La Banque Mondiale. <http://go.worldbank.org/A02Q112640>
- Ressources Humaines et Développement Social Canada (2006), *Le Faible Revenu au Canada de 2000 à 2002 selon la Mesure du Panier de Consommation*. <http://www.rhdcc.gc.ca/fra/sm/ps/dsc/fpccr/publications/recherche/2002-000662/page04.shtml>
- Sen A. K. (1976), Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica*, vol. 44 (2), p. 219–231.
- Statistique Canada (1999), Les Mesures de Faible Revenu (MFR), 1997. No 13-582-XIB
- Statistique Canada (2007), Les seuils de Faible Revenu de 2006 et les Mesures de Faible Revenu de 2005. *Document de Recherche* N° 75F0002MIF au catalogue – N° 004.
- Zheng, B. (1997), Aggregate Poverty Measures. *Journal of Economic Surveys*, vol. 11 (2), pp. 123–162.

Tableau 1 : Les différents seuils de pauvreté de Statistique Canada en 2002³⁹

Région	MFR (50% de la médiane)		SFR		Province	MPC
	Avant impôts (RT : TTINC)	Après impôts (RD : ATINC)	Avant impôts	Après impôts		
1/ Zones rurales			13.371	10.529	Terre-Neuve	12.413
2/ Moins de 30.000 habitants			15.212	12.050	Iles-P.-Édward	13.273
3/ De 30.000 à 99.999 habitants			16.624	13.442	Nouvelle-Écosse	12.907
4/ De 100.000 à 499.999 habitants			16.728	13.612	Nouveau-Brunswick	12.359
5/ Plus de 500.000 habitants			19.423	16.096	Québec	11.700
Canada	16.192	13.998	Ces seuils aboutissent à des résultats discutables		Ontario	14.263
					Manitoba	11.828
					Saskatchewan	12.114
					Alberta	13.044
					<i>C.-Britannique</i>	14.472

³⁹ La mesure du panier de consommation (MPC) varie normalement selon la province et la région. Pour la clarté du tableau toutefois, nous reportons ici uniquement la moyenne (pondérée) de chaque province. Pour plus de détails concernant la méthodologie d'estimation de ces différentes mesures de faible revenu, de leur évolution dans le temps, de leur variation à travers les régions ou la taille de la famille, voir ISQ et MESS (2005, 2006) ou Statistique Canada (2007).

Tableau 2 : Incidence de la pauvreté selon la Mesure de Faible Revenu (MFR) suivant la méthode de Statistique Canada⁴⁰

Taux de faible revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**), avant impôt mais après transferts (Revenu Total (RT) : **TTINC27**), et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MFR après impôts dans les provinces canadiennes, 1996 – 2005, calculé sur une base pancanadienne.

	1996			1998			2000			2002			2004			2005		
	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD
Terre-Neuve	42,2 ⁺	24,7 ⁺	19,5	42,6 ⁺	26,1 ⁺	20,2 ⁺	43 ⁺	27 ⁺	20,8 ⁺	41,7 ⁺	26,4 ⁺	21,2 ⁺	41,4 ⁺	25,7 ⁺	20,3 ⁺	38,8 ⁺	24,1 ⁺	18,6 ⁺
Ile-P.-Édoua	32,4	17,3	12,4	32,9	16,6	11,9	36 ⁺	22,5	15,5	33,9	20,5	13,9	32,7	18,2	13,4	30,1	15,5	11,9
Nouvelle	33,9	21,9	15,9	33,6	22,3	16,5	30,8	20,3	15,4	30,3	20,6	16,4	29,6	19,3	15,9	28,5	18,3	14,7
Nouveau-Br	33,4	19	14,4	32,9	20	15,5	32,3	20	14,2	33,2 ⁺	21,9 ⁺	17,4	32,1	20,7	16,3	33,1	21,6	17,4
Québec	32,3	20,2	16,1	32,1	21,2	15,6	28,8	19,8	15,4	28,6	17,9	13,9	28,9	17,4	12,9	29,3	17,9	14
Ontario	25,3 ⁻	15,4 ⁻	11,2 ⁻	23,5 ⁻	14,2 ⁻	10,7 ⁻	22,1 ⁻	14,3	10,6 ⁻	22,2 ⁻	14,4 ⁻	11,4 ⁻	23,4 ⁻	15,7 ⁻	12,6	22,1 ⁻	15,4	12
Manitoba	29,9	18,7	14,1	28,5	18,5	12,7	27	20,1	14,8	28,1	18,9	14,8	26,6	19	15	25,5	18,2	14,5
Saskatchewan	30,7	21,2	15,2	31	20,5	14,7	30,3	20,8	15,8	29,7	21,2	16,5	30,5	22,7	17,9	31	22,4 ⁺	18,4 ⁺
Alberta	22,5 ⁻	15,9 ⁻	12,4 ⁻	22,9 ⁻	15,5 ⁻	12,1 ⁻	22,4 ⁻	14,6 ⁻	11,6 ⁻	19,9 ⁻	12,6 ⁻	10,3 ⁻	20,7 ⁻	13,9 ⁻	12,1	19,1 ⁻	12,5 ⁻	10,3
Colombie-Br	26,9 ⁻	18,3	14,3	27,2 ⁻	17,6	14,3	28,5	20,6	15,5	27,9	21,1	17,2	26,6	20,4	16,6 ⁺	25,5	19	15,3
Canada	28,1⁻	17,8⁻	13,5⁻	27,4⁻	17,4⁻	13,2⁻	25,8⁻	17,4⁻	13,2⁻	25,4⁻	16,8⁻	13,3⁻	25,9⁻	17,3⁻	13,7⁻	25,1⁻	16,8⁻	13,3⁻

⁻ (°) Valeur statistiquement plus faible (élevée) que celle du Québec

⁴⁰ Pour un indicateur de bien-être donné, les différences annuelles des taux de pauvreté sont souvent statistiquement non significatives. Ceci est aussi souvent le cas même lorsque l'écart temporel s'élargit. Les résultats de 2004 et 2005 (en bleu) ne sont pas encore publiés par Statistique Canada

Tableau 3 : Incidence de la pauvreté selon les Mesures de Faible Revenu (MFR) spécifiques à chaque province⁴¹

Taux de faible revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**), avant impôt mais après transferts (Revenu Total (RT) : **TTINC27**), et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MFR 1996 – 2005 calculés sur une base provinciale.

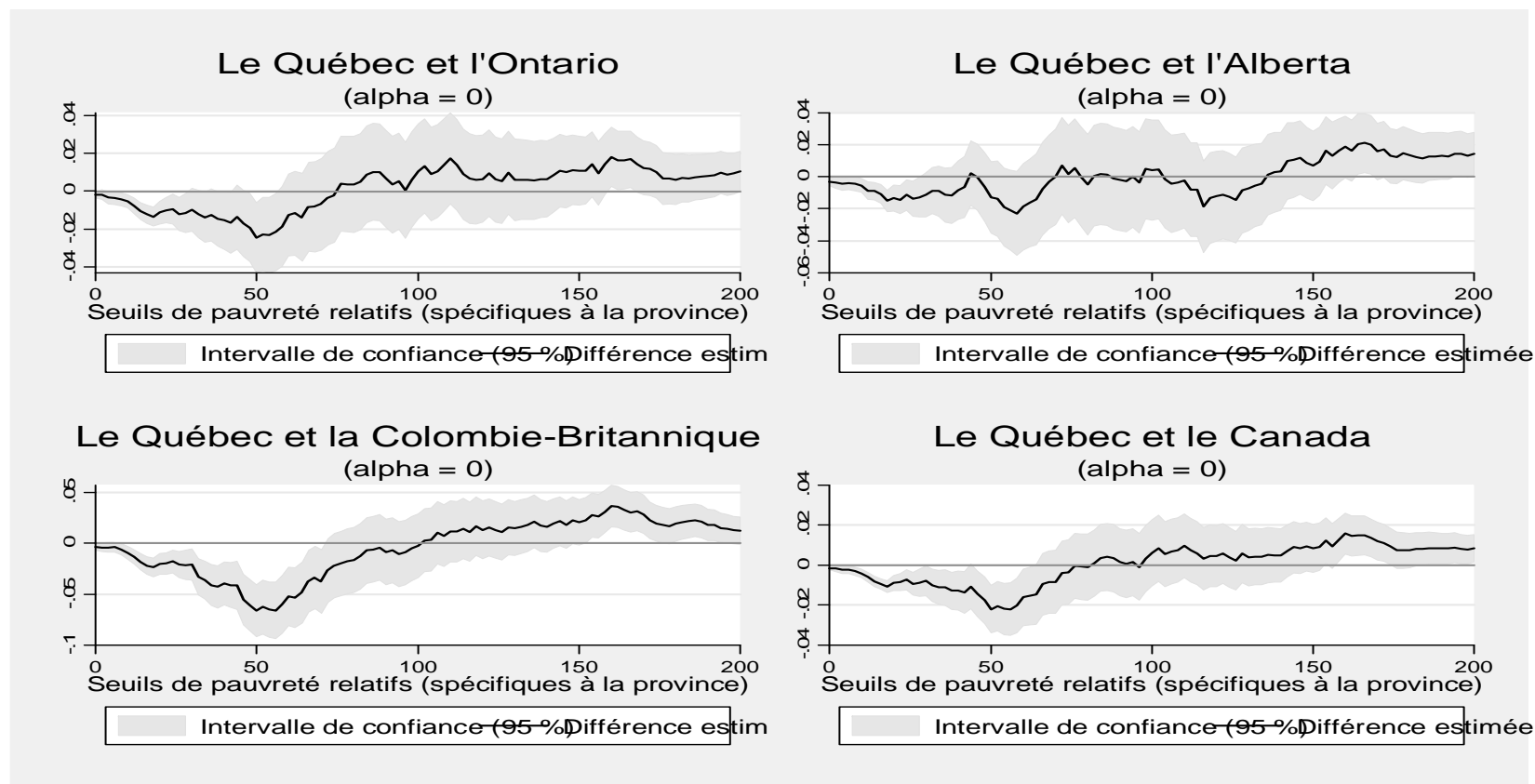
	1996			1998			2000			2002			2004			2005		
	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD
Terre-Neuve	30,7	15,2	12,1	29,4	15,1	12,7	31,8 ⁺	15,7	12,3	30,8 ⁺	15,5	12,6	31,7 ⁺	15,6	12,5	31,4 ⁺	15,8	11,3
Ile-P.-Édoua	26,1	12,4 ⁻	10,1	25,4	8,9 ⁻	6,9 ⁻	26,7	12,2 ⁻	9	26,6	10,3 ⁻	7,8 ⁻	25,6	12,4	7,8	24	9,7 ⁻	7
Nouvelle	27,6	15,2	12,4	29	15,1	11,7	26	15,3	11,8	27,2	16,8	12,2	25,6	15	12	25,4	15,9	12,2
Nouveau-Br	27,8	14,9	10,6	27,9	14,8	11,5	25,7	13,2 ⁻	10,3	28,2	15,9	11,8	27,2	14,2	10,6	28,1	15,1	11,7
Québec	28,8	17,1	12,7	29	17,5	12,2	26,8	16,8	11,5	26,3	15	12	26	14	10	26,6	15,5	11,5
Ontario	27,8	18,8	14,3	25,3 ⁻	17,1	13,3	24,5	17,2	13,5	23,7	16,3	13,7	25,2	18,4 ⁺	14,7 ⁺	23,9	17,5	14 ⁺
Manitoba	28,3	16	12,6	27	15,4	11,4	25,2	15,9	11,8	25,6	15,9	13	25,3	16,3	12,2	24,3	16,3	12,8
Saskatchewan	28,3	16,7	13	27,5	15,3	10,7	26,6	16,6	12,2	27,7	18,4 ⁺	12,8	28,5	18,4 ⁺	13,3 ⁺	28,5	19,2 ⁺	14,6
Alberta	23,9 ⁻	15,9	12,7	23,8 ⁻	16,5	13,3	23,3 ⁻	15,4	12,7	22,6 ⁻	16	11,6	23,1	16,9	14,4 ⁺	22,7 ⁻	16,2	13,5
Colombie-Br	28,3	19,8	15,6	27,5	18,2	14,7	28	19,2	14,9 ⁺	27,1	20,2 ⁺	16,2 ⁺	25,8	19,6 ⁺	16,1 ⁺	24,2	17,4	15,2 ⁺
Canada	28,1	17,8	13,5	27,4	17,4	13,2	25,8	17,4	13,2	25,4	16,8	13,3	25,9	17,3⁺	13,7⁺	25,2	17	13,5⁺

⁻ (†) Valeur statistiquement plus faible (élevée) que celle du Québec

⁴¹ Tous ces résultats (en bleu) n'ont pas d'équivalents dans les publications de Statistique Canada dans la mesure où Statistique Canada utilise un seuil pancanadien pour comparer la pauvreté relative entre les provinces. Notons aussi que pour un indicateur de bien-être donné, les différences annuelles des taux de pauvreté sont souvent statistiquement non significatives. Ceci est aussi souvent le cas même lorsque l'écart temporel s'élargit.

Graphique 1 : Comparaisons robustes de la pauvreté relative selon les critères étiques de premier ordre entre le Québec, d'autres provinces et le Canada en 2002

Différence du taux de pauvreté entre le Québec et une autre province ou le Canada selon des Mesures de Faible revenu variant de 0 à 200 pour cent du revenu disponible moyen (RD : ATINC27) de chaque province.



Graphique 2 : Comparaisons robustes de la pauvreté relative selon les critères étiques de deuxième ordre entre le Québec, d'autres provinces et le Canada en 2002

Différence du déficit de pauvreté normalisé entre le Québec et une autre province ou le Canada selon des Mesures de Faible revenu variant de 0 à 200 pour cent du revenu disponible moyen (RD : ATINC27) de chaque province.

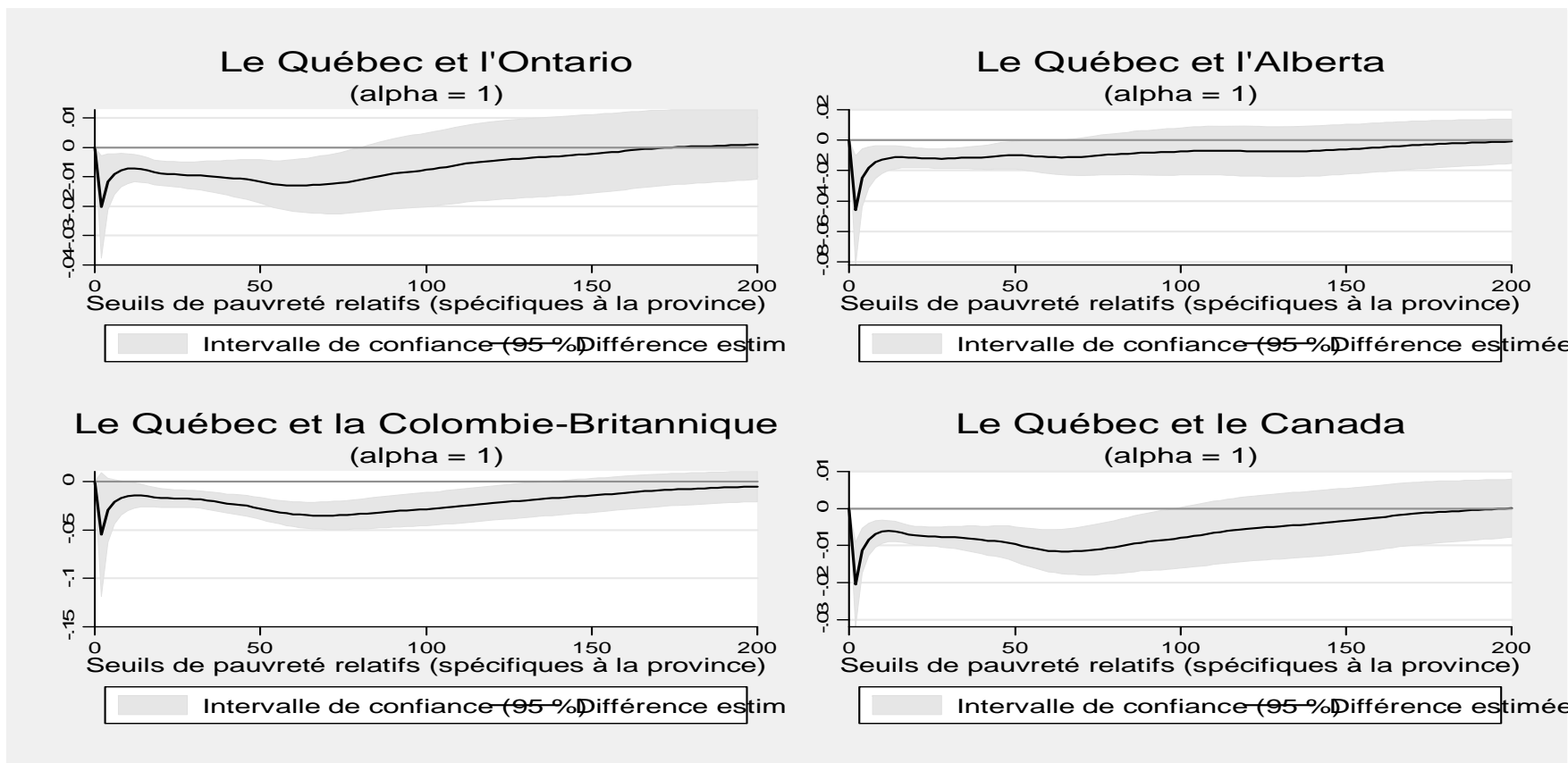


Tableau 4 : Incidence de la pauvreté selon le Seuil de Faible Revenu en suivant la méthode de Statistique Canada⁴²

Taux de faible revenu avant impôts mais après transferts (Revenu Total (RT) : **TTINC27**) et après impôts et transferts (Revenu Disponible (RD) : **ATINC27**) d'après le SFR (base 1992) dans les provinces canadiennes, 1996 – 2005, calculé sur une base pancanadienne

	1996		1998		2000		2002		2004		2005	
	RT	RD	RT	RD	RT	RD	RT	RD	RT	RD	RT	RD
Terre-Neuve	28,1	22,1	27	21,7	20,7	13,3	18,8	11,9	17,5	12,0	14,9	8,8
Ile-P.-Édouard	21,2	15,6	18,7	13,6	15,4	9,3 ⁻	13,6	7,3 ⁻	11,9 ⁻	5,4 ⁻	9,8 ⁻	4,8 ⁻
Nouvelle-Écosse	25,1	19,3	23,7	17,8	16	10,8 ⁻	15,1	9,7	13,9	9,6	12,9 ⁻	8,8 ⁻
N.-Brunswick	22,6	17,5	21,5	16,8	16	10,7 ⁻	16,5	11,2	14,5	9,4	15,2	10,1
Québec	24,4	18,6	23,5	17,6	18,9	15,2	17,5	12,4	16,1	11,5	17,3	12,2
Ontario	18,2 ⁻	13,8 ⁻	15,9 ⁻	12 ⁻	14,4 ⁻	11 ⁻	14,9	10,9	15,7	11,5	14,9	10,7
Manitoba	22,9	17,5	20,4	14,8	18,9	14	17,9	12,6	16,7	12,1	16,7	12,3
Saskatchewan	26	17,8	23,4	17,1	16,7	10,6 ⁻	15,8	8,4 ⁻	15,8	10,5	16,1	10,9
Alberta	19,4 ⁻	14,3 ⁻	17,7 ⁻	13,4 ⁻	14,9 ⁻	11,5 ⁻	13,8 ⁻	9,5 ⁻	13,1	10,9	12,8 ⁻	8,8 ⁻
C.-Britannique	21,5	17,1	19,1 ⁻	15,1	20,7	15,8	21,4 ⁺	15,5	19,9 ⁺	14,8 ⁺	18,2	13,5
Canada	21,2⁻	16,2⁻	19,4⁻	14,7⁻	16,7⁻	12,8⁻	16,4⁻	11,6⁻	16,1⁻	11,7⁻	15,7⁻	11,2⁻

⁻(⁻) Statistiquement plus faible (élevé) que le Québec

Remarques :

- SFR est calculé sur une base pancanadienne (et non sur une base spécifique à chaque province).
- Les SFR avant impôts sont distincts des SFR après impôts.
- Les SFR sont ajustés par les IPC pancanadiennes.
- Les échelles d'équivalence déduites à partir du SFR sont beaucoup plus faibles que celle définie généralement par Statistique Canada.
- D'une année à une autre, la différence de pauvreté est souvent statistiquement non significative pour un indicateur de bien-être donné. A mesure que l'écart temporel s'élargit, cette différence tend à devenir statistiquement significative.

⁴² Les EDTR de 1996 à 1998 ne reportent pas la taille de la région de résidence du ménage. Une moyenne pancanadienne des SFR selon la taille de la région est donc considérée (dont les résultats sont en bleu). Nous avons observé que la différence entre ces résultats et les résultats officiels est faible.

Tableau 5 : Incidence de la pauvreté selon le SFR après impôts appliqués à toutes les distributions⁴³

Taux de faible revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**), avant impôt mais après transferts (Revenu Total (RT) : **TTINC27**), et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les SFR après impôts dans les provinces canadiennes, 1996 – 2005, calculé sur une base pancanadienne.

	1996			1998			2000			2002			2004			2005		
	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD
Terre-Neuve	42 ⁺	20,7	22,1	40,7 ⁺	19,8	21,7	35,1 ⁺	13,2	13,3	33,8 ⁺	11,5	11,9	33,5 ⁺	11,4	12,0	31,5 ⁺	8,7	8,8 ⁺
Ile-P-Édouard	23,9	14,1	15,6	31,7	11,7	13,6	28,4	8,8 ⁻	9,3 ⁻	28,4	7,2 ⁻	7,3 ⁻	24,1	5,2 ⁻	5,4 ⁻	22,7	4,6 ⁻	4,8 ⁻
Nouv.-Écosse	34,4	17,6	19,3	32,5	16,8	17,8	25,7	10,3 ⁻	10,8 ⁻	23,9	9	9,7	23,4	9,4	9,6	22,3	8,5 ⁻	8,8 ⁻
N-Brunswick	34,1	15,7	17,5	31,6	15,7	16,8	26,3	10,1 ⁻	10,7 ⁻	26,7	10,8	11,2	26,0	9,2	9,4	26,6	9,8	10,1
Québec	32,4	17,2	18,6	31,3	15,9	17,6	26,2	14	15,2	26,7	11,9	12,4	26,3	10,9	11,5	26,2	11,5	12,2
Ontario	25,7 ⁻	12,9 ⁻	13,8 ⁻	22,8 ⁻	11,4 ⁻	12 ⁻	20,4 ⁻	10,1 ⁻	11 ⁻	20,4 ⁻	10,1	10,9	21,7 ⁻	10,9	11,5	20,1 ⁻	10,2	10,7
Manitoba	30,5	16,1	17,5	27,7	14,1	14,8	25	12,9	14	25,1	11,9	12,6	23,8	11,5	12,1	22,5	11,4	12,3
Saskatchewan	31,7	16,6	17,8	29,8	15,4	17,1	24,8	10,4 ⁻	10,6 ⁻	24,4	7,8 ⁻	8,4 ⁻	25,5	10,0	10,5	24,5	10,4	10,9
Alberta	23,2 ⁻	13 ⁻	14,3 ⁻	22 ⁻	12 ⁻	13,4 ⁻	19,5 ⁻	10,4 ⁻	11,5 ⁻	18,2 ⁻	9,2	9,5 ⁻	19 ⁻	10,6	10,9	17,7 ⁻	8,4 ⁻	8,8 ⁻
C.-Britanniq.	27,6	15,8	17,1	25,9 ⁻	14,3	15,1	26,6	15,2	15,8	25,9	14,5	15,5	24,7	13,8	14,8 ⁺	23,2	13,1	13,5
Canada	28,6	15⁻	16,2	26,5⁻	13,6	14,7	23,3⁻	11,8⁻	12,8⁻	23,1⁻	10,9	11,6	23,4	11,2	11,7	22,4	10,6	11,2

⁻(⁺) Statistiquement plus faible (élevé) que le Québec

⁴³ Les transferts baissent considérablement la pauvreté mais les taxes réduisent l'ampleur de la baisse. Cet effet est masqué si on suit la méthodologie de Statistique Canada qui applique des SFR aux distributions avant impôts différents de ceux après impôts.

Tableau 6 : Incidence de la pauvreté selon Mesure du Panier de Consommation (MPC) comme calculée par Statistique Canada

Taux de faible revenu après impôt et transferts (revenu disponible MPC : **MBINC27**) d'après la mesure MPC dans les provinces canadiennes, 1999 – 2002, base provinciale et régionale.⁴⁴

	1996	1997	1998	1999	2000	2002	2004	2005
Terre Neuve				25,6 ⁺	24,1 ⁺	20,7 ⁺	Non encore disponibles dans les statistiques officielles	
Ile-P-Édouard				19,3 ⁺	17,5	13,4		
Nouvelle-Écosse				18,7 ⁺	18,1 ⁺	17,3 ⁺		
Nouveau-Brunswick				16,9 ⁺	16	16,4 ⁺		
Québec				13,1	13,3	11,2		
Ontario				12,7	12,7	12,4		
Manitoba				15	12,9	13,5		
Saskatchewan				14,2	15,4	12,9		
Alberta				14,7	13,7	11,8		
Colombie-Britannique				24,1 ⁺	23,9 ⁺	21,9 ⁺		
Canada				15,1⁺	14,9	13,6⁺		

⁺ (†) Statistiquement plus faible (élevé) que le Québec

⁴⁴ La variable **MBINC27** n'est pas disponible avant 1999.

Tableau 7 : Incidence de la pauvreté selon la MPC après impôts appliqués à toutes les distributions⁴⁵

Taux de faible revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**), avant impôt mais après transferts (Revenu Total (RT) : **TTINC27**), et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MPC après impôts dans les provinces canadiennes, 1996 – 2005, calculé sur une base provinciale et régionale.

I	1996			1998			2000			2002			2004			2005		
	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD	RM	RT	RD
Terre-Neuve	43,3 ⁺	20,6 ⁺	23,1 ⁺	42,3 ⁺	19,7 ⁺	21,6 ⁺	41,3 ⁺	19,8 ⁺	20,9 ⁺	39,3 ⁺	16,8 ⁺	17,7 ⁺	38,9 ⁺	16,6 ⁺	16,8 ⁺	37,4 ⁺	14,9 ⁺	15,3 ⁺
Ile-P-E	32,5	12,8	14,6	31,8	11,1	12,5	32,4 ⁺	12,7	14,5	30,8 ⁺	9,8	9,9	30,2 ⁺	9,1	10,1	27,1	8,1	8,1
N.-Écosse	34,5	17,3	19,4 ⁺	32,6	15,6	17,3 ⁺	28,8	14,2 ⁺	15,1 ⁺	27,8	12,4 ⁺	13,4 ⁺	26,5	11,8 ⁺	12,9 ⁺	25,6	10,7	11,4 ⁺
N.-Brunswick	33,4	14,6	16	31,2	14,4	15,5	28,6	11,6	12,2	30,5 ⁺	12,8 ⁺	13,6 ⁺	29,1 ⁺	10,8 ⁺	11,6 ⁺	29,8 ⁺	12,3 ⁺	12,8 ⁺
Québec	29,9	13,9	14,6	29,4	12,5	13	25,2	10,9	11,4	24,3	9,2	9,4	23,8	7,7	7,7	24,1	8	8,1
Ontario	26,5 ⁻	13	14,1	23,5 ⁻	11,7	12,3	20,9 ⁻	10,3	10,9	20,7 ⁻	10,3	10,6	22,1	11,1 ⁺	11,6 ⁺	20,8	9,9	10,4 ⁺
Manitoba	28,5	12,9	13,5	26,1	10,6	11,4	24,2	10,9	11,1	24,2	10,7	11,2	23,4	10,1	10,5	20,8	9,6	10,1
Saskatchewan	29,6	14,4	15,2	28,6	12,5	13,2	26,3	11,8	12,6	26	10,2	10,7	27,1	10,8 ⁺	11,1 ⁺	26,7	12 ⁺	12,5 ⁺
Alberta	22,7 ⁻	12,4	13,2	21,3 ⁻	11,5	12	19,4 ⁻	9,5	10,1	18,1 ⁻	9,1	9,3	19,9 ⁻	10,3	10,8 ⁺	17,8 ⁻	8,7	8,8
C.-Britannique	29,9	18,2 ⁺	20 ⁺	29,3	16,4 ⁺	18,4 ⁺	28,8	17,3 ⁺	18,4 ⁺	27,2	15,6 ⁺	17,2 ⁺	25,7	14,3 ⁺	16,1 ⁺	24	13,6 ⁺	14,2 ⁺
Canada	28,4	14,2	15,3	26,6	12,8	13,7	23,8	11,6	12,2	23,1	10,7	11,3⁺	23,6	10,7⁺	11,3⁺	22,5	10⁺	10,4⁺

⁻ (°) Valeur statistiquement plus faible (élevée) que celle du Québec

⁴⁵ Les EDTR de 1996 à 1998 ne reportent pas la taille de la région de résidence du ménage. La moyenne provinciale des MPC est donc considérée. Les résultats de 1996 à 1998 (en bleu) n'ont pas d'équivalent dans les statistiques officielles publiées par Statistique Canada, l'Institut de la Statistique du Québec ou le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité Sociale.

Tableau 8 : Comparaisons spatiales de l'incidence de la pauvreté en utilisant la MPC appliquée à la distribution après impôts

Taux de faible revenu après impôts et transferts (revenu disponible : **ATINC27**) d'après les MPC après impôts dans les provinces canadiennes, 2002, (MPC calculé sur une base provinciale et régionale)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	TN	IPE	NE	NB	<i>QC</i>	ON	MN	SK	AB	CB	<i>CAN</i>
(1) Terre-Neuve (TN)	0	+	+	+	+	+	+	+	+	0	+
(2) Ile-Prince-Édouard (IPE)	-	0	-	-	<i>0</i>	0	0	0	0	-	<i>0</i>
(3) Nouvelle-Écosse (NE)	-	+	0	0	+	+	0	+	+	-	+
(4) Nouveau-Brunswick (NB)	-	+	0	0	+	+	0	+	+	-	+
(5) <i>Québec (QC)</i>	-	<i>0</i>	-	-	0	<i>0</i>	<i>0</i>	<i>0</i>	<i>0</i>	-	-
(6) Ontario (ON)	-	0	-	-	<i>0</i>	0	0	0	0	-	<i>0</i>
(7) Manitoba (MN)	-	0	0	0	<i>0</i>	0	0	0	0	-	<i>0</i>
(8) Saskatchewan (SK)	-	0	-	-	<i>0</i>	0	0	0	0	-	<i>0</i>
(9) Alberta (AB)	-	0	-	-	<i>0</i>	0	0	0	0	-	-
(10) Colombie-Britannique (CB)	0	+	+	+	+	+	+	+	+	0	+
<i>Canada (CAN)</i>	-	<i>0</i>	-	-	+	<i>0</i>	<i>0</i>	<i>0</i>	+	-	<i>0</i>

Le signe '-' ('+') indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et la province en colonne est négative (positive) et statistiquement significative. La valeur '0' indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et celle en colonne n'est pas statistiquement significative.

Tableau 9 : Comparaisons spatiales robustes de la pauvreté selon les critères éthiques de *premier ordre* en utilisant 75% à 125% de la MPC appliquée à la distribution après impôts

Taux de faible revenu après impôts et transferts (revenu disponible : **ATINC27**) d'après les MPC après impôts dans les provinces canadiennes, 2002, (MPC calculé sur une base provinciale et régionale)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	TN	IPE	NE	NB	<i>QC</i>	ON	MN	SK	AB	CB	<i>CAN</i>
(1) Terre-Neuve (TN)	0	+	0	0	+	+	+	+	+	0	+
(2) Ile-Prince-Édouard (IPE)	-	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(3) Nouvelle-Écosse (NE)	0	0	0	0	+	+	0	+	+	-	0
(4) Nouveau-Brunswick (NB)	0	0	0	0	+	+	0	0	+	-	0
(5) <i>Québec (QC)</i>	-	0	-	-	0	0	0	0	0	-	-
(6) Ontario (ON)	-	0	-	-	0	0	0	0	0	-	0
(7) Manitoba (MN)	-	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(8) Saskatchewan (SK)	-	0	-	0	0	0	0	0	0	-	0
(9) Alberta (AB)	-	0	-	-	0	0	0	0	0	-	0
(10) Colombie-Britannique (CB)	0	+	+	+	+	+	+	+	+	0	+
<i>Canada (CAN)</i>	-	0	0	0	+	0	0	0	0	-	0

Le signe '-' ('+') indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et la province en colonne est négative (positive) et statistiquement significative. La valeur '0' indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et celle en colonne n'est pas statistiquement significative.

Tableau 10 : Comparaisons spatiales robustes de la pauvreté selon les critères éthiques de *premier ordre* en utilisant 50% à 150% de la MPC appliquée à la distribution après impôts

Taux de faible revenu après impôts et transferts (revenu disponible : **ATINC27**) d'après les MPC après impôts dans les provinces canadiennes, 2002, (MPC calculé sur une base provinciale et régionale)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	TN	IPE	NE	NB	<i>QC</i>	ON	MN	SK	AB	CB	CAN
(1) Terre-Neuve (TN)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0
(2) Ile-Prince-Édouard (IPE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(3) Nouvelle-Écosse (NE)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0
(4) Nouveau-Brunswick (NB)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0
(5) <i>Québec (QC)</i>	-	0	-	-	0	0	0	0	0	-	-
(6) Ontario (ON)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(7) Manitoba (MN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(8) Saskatchewan (SK)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(9) Alberta (AB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(10) Colombie-Britannique (CB)	0	0	0	0	+	+	+	+	0	0	+
Canada (CAN)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	-	0

Le signe '-' ('+') indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et la province en colonne est négative (positive) et statistiquement significative. La valeur '0' indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et celle en colonne n'est pas statistiquement significative.

Tableau 11 : Comparaisons spatiales robustes de la pauvreté selon les critères éthiques de *premier* ordre en utilisant 0% à 200% de la MPC appliquée à la distribution après impôts

Taux de faible revenu après impôts et transferts (revenu disponible : **ATINC27**) d'après les MPC après impôts dans les provinces canadiennes, 2002, (MPC calculé sur une base provinciale et régionale)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	TN	IPE	NE	NB	<i>QC</i>	ON	MN	SK	AB	CB	CAN
(1) Terre-Neuve (TN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(2) Ile-Prince-Édouard (IPE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(3) Nouvelle-Écosse (NE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(4) Nouveau-Brunswick (NB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(5) <i>Québec (QC)</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(6) Ontario (ON)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(7) Manitoba (MN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(8) Saskatchewan (SK)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(9) Alberta (AB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(10) Colombie-Britannique (CB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Canada (CAN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Le signe '-' ('+') indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et la province en colonne est négative (positive) et statistiquement significative. La valeur '0' indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et celle en colonne n'est pas statistiquement significative.

Tableau 12 : Comparaisons spatiales robustes de la pauvreté selon les critères éthiques de *deuxième* ordre en utilisant 0% à 150% de la MPC appliquée à la distribution après impôts⁴⁶

Taux de faible revenu après impôts et transferts (revenu disponible : **ATINC27**) d'après les MPC après impôts dans les provinces canadiennes, 2002, (MPC calculé sur une base provinciale et régionale)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	TN	IPE	NE	NB	<i>QC</i>	ON	MN	SK	AB	CB	CAN
(1) Terre-Neuve (TN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(2) Ile-Prince-Édouard (IPE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(3) Nouvelle-Écosse (NE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(4) Nouveau-Brunswick (NB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(5) <i>Québec (QC)</i>	0	0	0	0	0	-	0	0	0	-	-
(6) Ontario (ON)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0
(7) Manitoba (MN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(8) Saskatchewan (SK)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(9) Alberta (AB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(10) Colombie-Britannique (CB)	0	+	+	0	+	0	0	0	0	0	0
Canada (CAN)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0

Le signe '-' ('+') indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et la province en colonne est négative (positive) et statistiquement significative. La valeur '0' indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et celle en colonne n'est pas statistiquement significative.

⁴⁶ Il y a dominance de deuxième ordre de la Nouvelle-Écosse par rapport au (reste du) Canada, de l'Île-Prince-Édouard par rapport à l'Ontario et l'Alberta, et du Québec par rapport à l'Alberta, si le seuil de pauvreté n'est jamais supérieur à 80 pour cent de la MPC (voir graphique 2 pour le cas du Québec et l'Alberta).

Tableau 13 : Comparaisons spatiales robustes de la pauvreté selon les critères éthiques de *troisième* ordre en utilisant 0% à 150% de la MPC appliquée à la distribution après impôts⁴⁷

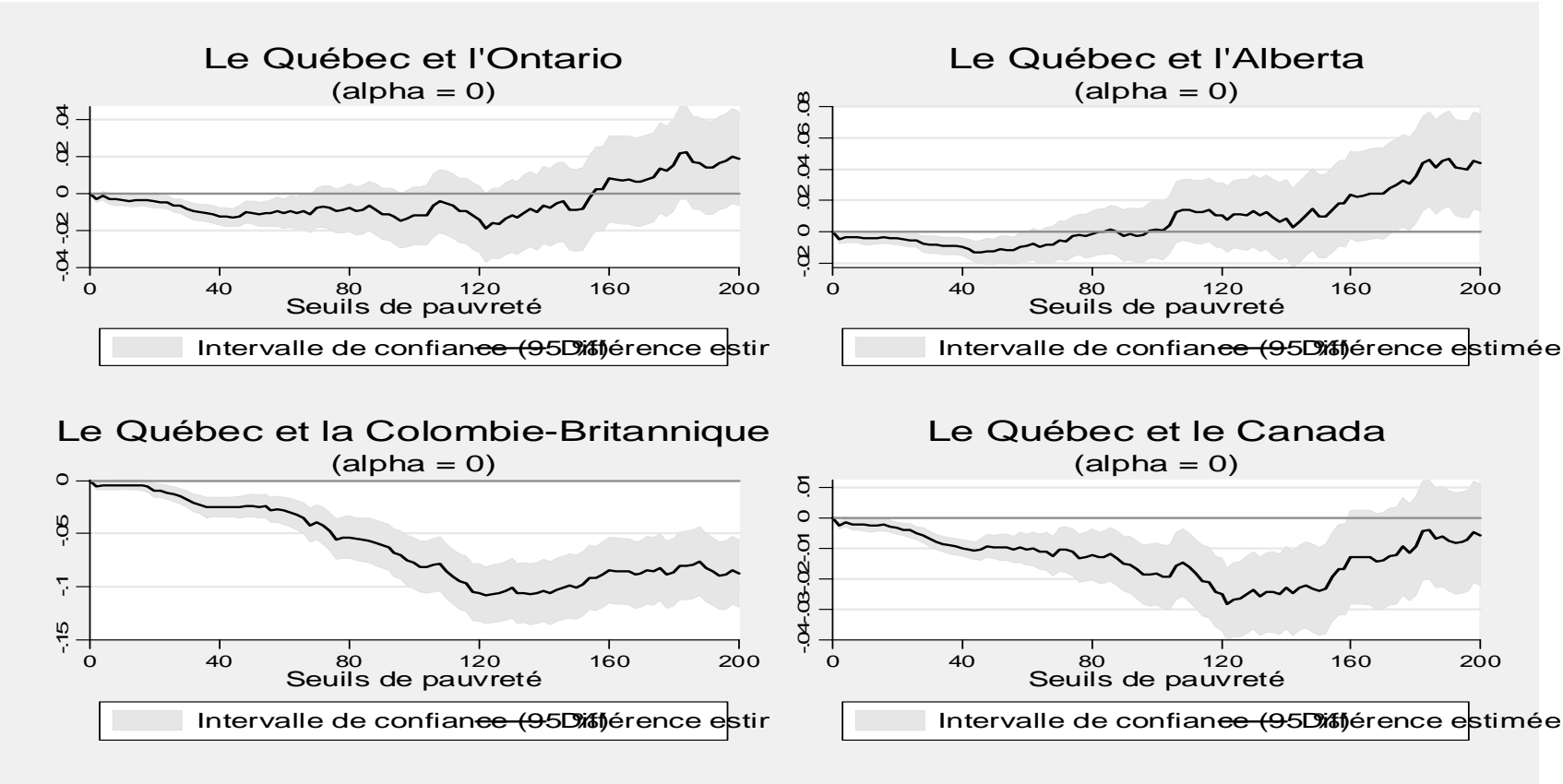
Taux de faible revenu après impôts et transferts (revenu disponible : **ATINC27**) d'après les MPC après impôts dans les provinces canadiennes, 2002, (MPC calculé sur une base provinciale et régionale)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
	TN	IPE	NE	NB	<i>QC</i>	ON	MN	SK	AB	CB	CAN
(1) Terre-Neuve (TN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(2) Ile-Prince-Édouard (IPE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(3) Nouvelle-Écosse (NE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-	0
(4) Nouveau-Brunswick (NB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(5) <i>Québec (QC)</i>	0	0	0	0	0	-	0	0	0	-	-
(6) Ontario (ON)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0
(7) Manitoba (MN)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(8) Saskatchewan (SK)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(9) Alberta (AB)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(10) Colombie-Britannique (CB)	0	+	+	0	+	0	0	0	0	0	0
Canada (CAN)	0	0	0	0	+	0	0	0	0	0	0

Le signe '-' ('+') indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et la province en colonne est négative (positive) et statistiquement significative. La valeur '0' indique que la différence de pauvreté entre la province en ligne et celle en colonne n'est pas statistiquement significative.

⁴⁷ Si nous ne tenons pas compte des seuils de pauvreté inférieur à 10 pourcent de la MPC, il y a dominance de *troisième* ordre de l'Île-Prince-Édouard par rapport à la Nouvelle-Écosse et au Québec. Notons aussi l'existence d'une dominance de *troisième* ordre du Québec par rapport à l'Alberta, de l'Île-Prince-Édouard par rapport à l'Ontario, l'Alberta et au (reste du) Canada si nous n'admettons que des seuils de pauvreté inférieurs à 120 pour cent de la MPC. Si nous réduisons la borne supérieure du seuil de pauvreté à 90 pour cent de la MPC, l'Île-Prince-Édouard dominera également le Manitoba et la Saskatchewan.

Graphique 3 : Comparaisons robustes de la pauvreté absolue selon les critères étiques de *premier* ordre entre le Québec, d'autres provinces et le Canada en 2002



Graphique 4 : Comparaisons robustes de la pauvreté absolue selon les critères étiques de deuxième ordre entre le Québec, d'autres provinces et le Canada en 2002

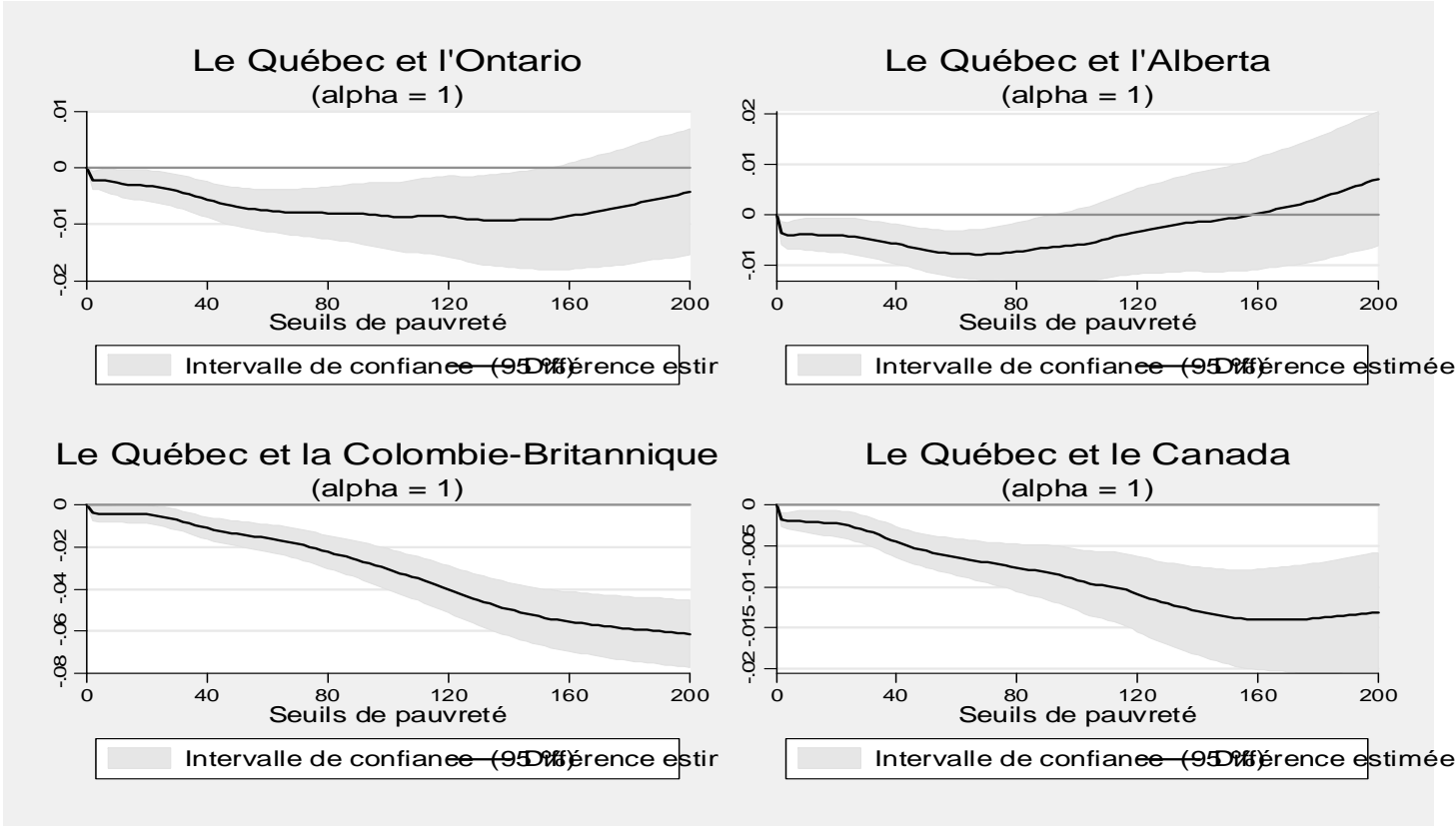


Tableau 14 : Taux de pauvreté selon le genre d'après les mesures MPC⁴⁸

Taux de pauvreté selon le revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**) et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MPC selon le genre du principal soutien de la famille, 1996 – 2002, calculé sur une base provinciale et régionale.

	1996				1999				2002				2005			
	Homme		Femme		Homme		Femme		Homme		Femme		Homme		Femme	
	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD
Terre Neuve	39,1	18,6	53,7	34,3	35,6	13,3	54,8	39,2	32,3	9,6	52,7	33	31.5	8.1	49.2	29.6
Ile-P-Édouard	25,4	8,9	45,3	25	28,5	9,9	46,2	26,4	24,6	6,4	41,7	16,1	23.3	6.1	32.5	11.1
N.-Écosse	27,9	12,9	49	33,6	22,8	9,6	43,4	27,5	20,6	8,1	42,2	24,2	19.9	6.8	36.4	20.0
N.-Brunswick	26,7	10	48,8	29,5	20,4	6,4	46,9	27,4	22,3	6,3	46,3	27,9	23.6	6.7	41.3	24.0
Québec	23,1	9,8	44,3	24,8	18,2	5,4	42,8	22,5	17,2	4,8	37,6	18,1	18.0	5.1	34.5	13.3
Ontario	19,1	9,2	41,4	23,9	14,9	6,6	36	20,1	14	6,1	34,1	19,6	14.9	6.3	32.1	18.4
Manitoba	22,1	9,8	41,4	21,2	16	6,8	38,1	21,9	18,6	7,4	33,8	17,8	13.4	5.8	34.9	18.1
Saskatchewan	19,4	8,8	48,5	27,3	16,2	7,5	40,9	18,8	18,1	6,4	40,9	18,8	17.9	7.7	41.6	20.7
Alberta	16,7	8,7	37	24	13,8	7,1	34,4	20	11,1	4,9	34,9	20	11.2	4.5	31.8	18.0
C.-Britannique	20,3	12	48,2	35,2	20,1	12,6	45,8	33,3	19	11,3	42	27,9	19.5	10.7	32.5	20.7
Canada	21	10	43,6	26,4	17,1	7,3	39,8	23,2	15,9	6,4	37	20,7	16.5	6.5	33.7	17.8

⁴⁸ Les résultats de 1996 (en bleu) n'ont pas d'équivalent dans les statistiques officielles les mesures MPC débutent à partir de l'année 2000. Ceux de 2005 ne sont pas encore publiés par Statistique Canada. Ils sont obtenus en multipliant les MPC de 2002 par les indices de prix à la consommation provinciaux de Statistique Canada de 2005 base 2002.

Tableau 15 : Taux de pauvreté selon le groupe d'âge d'après les mesures MPC⁴⁹

Taux de pauvreté selon le revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**) et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MPC selon le groupe d'âge du principal soutien de la famille, 1996 – 1999, calculé sur une base provinciale.

	1996						1999					
	Moins de 25 ans		25 à 64 ans		Plus de 65		Moins de 25 ans		25 à 64 ans		Plus de 65	
	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD
Terre-Neuve	77,3	59,1	36,4	22,2	81,7	13	78,1	59,1	35,1	21,6	78,3	13,8
Ile-P-Édouard	49,4	38,7	25,4	13,5	69,7	12,4	44,5	39,2	28,2	16	71,8	11,2
Nouvelle-Écosse	84,4	61,4	26,3	18,4	68,2	12,8	55,3	48,2	22	14,1	65	12,9
Nouveau-Brunswick	67,4	51,8	25,9	15,1	67,7	8,4	57	48,3	22,8	12,6	60,6	7,8
Québec	55,7	46,8	23,2	14,4	67,1	5,5	40,9	28,2	19,8	11,6	64,5	2,5
Ontario	61	52,3	20,6	13,5	57	4,8	44	37,5	16,2	10,9	55,6	4,7
Manitoba	44,1	30,1	20,5	14,3	66,6	3,8	43,9	36,6	16,8	12,1	56,1	3,3
Saskatchewan	63,3	61,2	20,4	13,4	60	4,6	61,4	35,1	16,7	11,5	58,6	3,7
Alberta	44,2	42,1	17	12,1	56,5	48,7	40,4	38,2	14,5	10,3	55	1,3
Colombie-Britannique	61,8	55,3	23,7	18,6	59,1	14,9	53,2	50,8	23,6	19,1	56,9	14,1
Canada	58,4	50,1	22	14,6	61,5	6,8	46,2	38,1	18,5	12,4	59	5,6

⁴⁹ Les résultats de 1996 (en bleu) n'ont pas d'équivalent dans les statistiques officielles les mesures MPC débutent à partir de l'année 2000.

Tableau 15 : Taux de pauvreté selon le groupe d'âge d'après les mesures MPC, suite

Taux de pauvreté selon le revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**) et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MPC selon le groupe d'âge du principal soutien de la famille, 2002 – 2005, calculé sur une base provinciale.

	2002						2005					
	Moins de 25 ans		25 à 64 ans		Plus de 65 ans		Moins de 25 ans		25 à 64 ans		Plus de 65 ans	
	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD
Terre-Neuve	69,2	62,8	32,8	16,7	74,1	10,3	63,7	48,5	29,0	13,5	75,2	12,9
Ile-P-Édouard	36,1	21,7	24,1	8,8	66,7	11,7	39,4	22,8	20,4	6,3	62,8	14,1
Nouvelle-Écosse	50	42,4	20,7	12,8	63,5	9,7	43,9	30,9	18,4	10,8	59,0	8,5
Nouveau-Brunswick	49,7	38,1	23,9	13,3	65,9	8,4	45,9	34,9	23,2	12,4	64,3	8,6
Québec	40,6	30,1	17,4	9	61,9	3,7	43,9	34,0	17,0	7,6	61,8	3,4
Ontario	45,1	37,3	15,8	10,2	46,9	3,9	54,8	45,5	16,1	10,2	44,4	3,1
Manitoba	44,7	38,7	18	11,1	55	3,5	40,3	34,2	14,9	9,7	51,1	5,3
Saskatchewan	49,4	39,4	18,1	9,8	55,3	3,8	49,1	41,8	18,8	12,0	58,4	3,2
Alberta	35,7	30,3	12,7	8,6	52,6	3,2	41,5	37,7	11,5	7,6	53,6	0,8
Colombie-Britannique	63	50,9	20,7	15,9	55,8	13,1	47,6	38,7	18,5	13,7	48,6	7,4
Canada	45,7	36,8	17,1	10,7	54,3	5,4	47,9	39,2	16,6	9,9	52,4	4,2

Tableau 16 : Taux de pauvreté selon le type de famille d'après les mesures MPC⁵⁰

Taux de pauvreté selon le revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**) et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MPC selon le type de famille (personne seule, couple sans enfants, couple avec enfants, famille monoparentale), 1996 – 1999, calculé sur une base provinciale et régionale.

	1996								1999							
	Pers. seule		Cple. sans enf.		Cple & enf.		Fam. Monop.		Pers. seule		Cple. sans enf.		Cple & enf.		Fam. Monop.	
	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD
Terre-Neuve	69	39,3	36,2	12,6	35	22,2	74,9	63,5	72,5	47,2	36,5	10,1	34,4	22,8	78,5	55,7
Ile-P-Édouard	63,8	34,9	22,3	4,6	23,5	12,6	66,4	45,6	61,1	38,3	25,9	6,4	28,9	13,8	63,7	43,3
Nouvelle-Écosse	63,5	37,4	30,5	9,6	18,8	12,2	76,6	67,9	58	37,7	23,1	7,6	15,2	8,3	69,4	42,7
Nouveau-Brunswick	57,6	31,4	28,8	6,5	21	11,2	73,1	65,1	53,9	32,3	21,9	5	19,1	8,3	66,9	51,2
Québec	53,5	30,5	24,4	6,3	19,6	10,6	51,6	41,2	47,5	25,1	20,6	5,6	16,6	7,3	49,2	31,5
Ontario	51,5	28,4	20,2	5	17,4	11,3	64,7	49,5	46,1	25,7	17,6	4,4	13	7,6	50,2	36,4
Manitoba	53,9	23,3	22,7	5,2	19,9	12,5	60,3	45,4	47,9	20,1	19,1	4	14,5	10,4	61,5	41,9
Saskatchewan	52,6	29,6	23	4,9	18,1	10,2	70,4	57,7	52,9	27,3	20,3	4,7	13,5	7,7	64,3	35,6
Alberta	46,7	30,2	17,4	5,8	14,6	9,6	53,3	40,6	43,6	27,4	15,8	4,7	11,9	8,9	36,3	17,7
Colombie-Britannique	54,5	39,7	21,4	7,6	20,2	15	71,1	58,9	48	35,8	23,7	10,9	18,3	15,4	68,5	47,2
Canada	52,9	31,2	22,2	6,1	18,7	11,7	61,8	49	47,6	27,8	19,7	5,8	15	9,1	53,2	35,8

⁵⁰ Les résultats de 1996 (en bleu) n'ont pas d'équivalent dans les statistiques officielles les mesures MPC débutent à partir de l'année 2000.

Tableau 16 : Taux de pauvreté selon le type de famille d'après les mesures MPC, suite

Taux de pauvreté selon le revenu avant impôts et transferts (Revenu du Marché RM : **MTINC27**) et revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MPC selon le type de famille (personne seule, couple sans enfants, couple avec enfants, famille monoparentale), 2002 – 2005, calculé sur une base provinciale et régionale.

	2002								2005							
	Pers. seule		Cple. sans enf.		Cple & enf.		Fam. Monop.		Pers. seule		Cple. sans enf.		Cple & enf.		Fam. Monop.	
	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD	RM	RD
Terre-Neuve	64,6	44,9	31,7	9,6	33,2	16,1	71,7	46,1	61,2	36,2	30,7	8,0	25,9	9,1	71,1	51,4
Ile-P-Édouard	61,3	29,3	24,6	4,1	20,1	6,2	57	19,2	52,1	31,3	20,5	2,0	18,6	3,7	60,7	25,3
Nouvelle-Écosse	50,6	28,7	20,2	4,5	16,1	8,3	71,8	51,1	49,4	31,9	18,9	3,6	14,7	7,8	52,4	28,0
Nouveau-Brunswick	60,2	31,6	24,7	6,6	18,8	8,8	63,8	45,1	54,8	34,3	23,3	6,0	18,0	7,1	61,2	36,8
Québec	43,9	21,2	19,4	5,3	13,1	4,8	45,3	26	44,8	23,2	18,5	4,0	13,4	3,4	43,9	15,9
Ontario	42,8	22,9	17,7	5,7	11,8	7,1	52,7	35,1	42,4	24,7	15,5	3,9	11,9	7,5	52,0	31,2
Manitoba	41,7	19,9	18	4,1	18,6	10	46,9	33,3	45,8	20,5	15,4	4,5	13,8	8,9	39,0	25,5
Saskatchewan	46,3	21,2	20,4	4,5	14,1	6,3	65	38,1	48,9	22,4	18,3	5,6	16,4	9,0	62,6	39,4
Alberta	41,2	24,5	14,3	4,6	10,6	6,5	37,5	24	35,1	21,2	14,2	3,0	10,6	5,5	34,5	28,1
Colombie-Britannique	45,7	29,9	18,4	9	18,8	12,5	62,7	47	43,6	29	15,9	6,2	18,3	12,9	41,5	29,8
Canada	44,1	24	18,4	5,9	13,7	7,4	51,9	34,1	43,5	24,9	16,9	4,4	13,5	7,1	47,7	27,6

Tableau 17 : Taux de pauvreté selon le type de famille, le genre, et le groupe d'âge d'après les mesures MPC

Taux de pauvreté selon le revenu disponible (RD : **ATINC27**) d'après les MPC selon le type de famille (personne seule, couple sans enfants, couple avec enfants, famille monoparentale), 2002, calculé sur une base provinciale et régionale.

Québec		Type de famille					Total
Genre	Groupe d'âge	Personne seule	Couple sans enfants	Couple & enfants	Famille monoparentale	Autres	
Homme	Moins de 25 ans	40,4	10,5	19,7	0	5,2	17,4
	25 à 64 ans	19,1	3,7	1,2	9,9	4,5	4,3
	65 ans et plus	9,3	0,7	-	-	5,8	3,2
	Total	19,9	3,3	1,4	9,9	5	4,8
Femme	Moins de 25 ans	52,8	14,2	14,9	77,6	59,6	46,9
	25 à 64 ans	29,1	14	14,6	27,9	4,2	18,5
	65 ans et plus	3,6	0	-	-	9,6	4,4
	Total	22,3	12	14,6	30,8	11,3	18,1
Total		21,2	5,3	4,8	26	7,5	9,4

Canada		Type de famille					Total
Genre	Groupe d'âge	Personne seule	Couple sans enfants	Couple & enfants	Famille monoparentale	Autres	
Homme	Moins de 25 ans	48	11,4	16,3	0	10,7	25,3
	25 à 64 ans	21,4	4,7	3,6	14,5	5,8	5,9
	65 ans et plus	10,3	1,6	-	-	8,8	4,2
	Total	23,3	4,1	3,8	14,3	7,4	6,4
Femme	Moins de 25 ans	64,1	11,6	54,1	66,8	40,7	50,6
	25 à 64 ans	29,5	12,1	17,8	36,9	9,2	20,7
	65 ans et plus	7,6	5,5	-	-	9,7	7,6
	Total	24,6	11,2	18,7	38,7	13,4	20,7
Total		24	5,9	7,4	34,1	10	11,3