

**Les déterminants macroéconomiques de la pauvreté :
Une étude de l'incidence de la pauvreté au sein des familles québécoises
sur la période 1976-2006**

Jean-Michel Cousineau¹

École de relations industrielles
Université de Montréal

Montréal, août 2009

¹ Nous remercions Frédéric Savard pour diverses analyses, compilations et recherches de données qui nous ont été fort utiles. Nous remercions également la direction, l'équipe de recherche ainsi que le comité de direction du Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion sociale pour le temps qu'ils nous ont consacré et les commentaires qu'ils nous ont adressés sur des versions antérieures de ce texte. Une partie importante de ce travail a été réalisée lors de mon séjour au Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale pendant mon année sabbatique 2008-2009. Je les remercie tous pour l'accueil chaleureux qu'ils m'ont réservé. Les commentaires de quatre arbitres anonymes ainsi que ceux de mes collègues François Vaillancourt et Brahim Boudarbat ont aussi été hautement appréciés.

Résumé

Un des phénomènes marquant de la dernière décennie au Québec et au Canada a été la baisse marquée des taux de pauvreté. Cette étude a pour objectif de situer les principaux déterminants macroéconomiques de l'évolution intertemporelle de la pauvreté au Québec des années 1996-2006 par rapport aux vingt années qui les ont précédées en concentrant nos analyses sur les familles de deux personnes ou plus puisque c'est à ce niveau que les baisses observées ont été les plus marquées.

La revue de littérature nous a appris que les principaux facteurs explicatifs susceptibles de déterminer la pauvreté sont la croissance économique, la création d'emplois, les paiements de transferts gouvernementaux, les inégalités de revenus et un ensemble de forces systémiques non aléatoires.

Nos résultats d'estimation pour le Canada (10 provinces, 30 années d'observation) et pour le Québec (30 années d'observation) ont corroboré cet ensemble d'hypothèses. Ils nous ont permis de trouver que, sur la période 1996-2006, le déclin rapide de la pauvreté dans les familles au Québec est à 60 % attribuable au fait que la baisse de la pauvreté a renoué ses liens avec la croissance économique et l'emploi, tandis que les inégalités dans les revenus de marchés se sont apaisées. Malgré tout, il reste à découvrir et à circonscrire parmi de nombreuses hypothèses, lesquelles complètent l'explication et s'avèrent les plus pertinentes du point de vue des politiques publiques.

Abstract

One of the most extraordinary change that affected Canada and Québec in the recent decenny is the dramatic decrease in their poverty rates. This paper estimates the contribution of the macroeconomic determinants of poverty for economic families in Québec and Canada. Such a study may help to understand year to year changes in poverty rates as well as the respective role of markets and governments over various sub-periods of our sample (1976-1989; 1989-1996 and lastly : 1996-2006).

Our review of the literature shows that the main macroeconomic determinants of poverty rates that might well explain its behaviour in Canada and Québec are: economic growth, employment creation, transfer payments, income disparities, and a large spectrum of systemic forces.

All these variables were tested against a sample of cross-sectional and longitudinal data for the ten provinces of Canada, and for the province of Québec from 1976 to 2006. All our estimated results were found conclusive. For instance, economic growth, employment opportunities and the stop in the growth of income inequalities that followed 1996 explain up to 60 % of the total decline in the poverty rates of economic families living in Québec over the period 1996-2006. Other systemic forces seem however at play and remain to be discovered in order to be helpful for further policy advances.

Introduction

Un des phénomènes majeurs qui a caractérisé la dernière décennie au Québec et au Canada a été la baisse marquée et quasi ininterrompue des taux de pauvreté. Dans un de ses « Commentaires », le C.D. Howe Institute publiait un article intitulé « The Welfare Enigma : Explaining the Dramatic Decline in Canadians'Use of Social Assistance, 1993–2005 » (Finnie et Irvine 2008) qui attribuait la baisse du nombre de bénéficiaires de l'aide sociale au Canada sur la période 1993-2003 à trois grands facteurs : 1) l'activité économique; 2) les coupures dans l'aide sociale et 3) le resserrement dans les conditions d'accès à l'assurance emploi. Dans le même esprit, John Richards (2007) associait la diminution du nombre d'assistés sociaux au durcissement des conditions d'accès à l'aide sociale (« tough love ») en Alberta plus particulièrement.

Dans un tout autre esprit, Pierre Fortin (2008) observait que, depuis 10 ans, les taux de pauvreté avaient baissé de 40 % au Québec et que les **familles** québécoises étaient les principales bénéficiaires de cette baisse. L'activité économique, les paiements de transferts et un train de mesures sociales figuraient comme source d'explication alternative de la tendance observée. En fait et à notre connaissance, il n'existe, à l'heure actuelle, aucune étude scientifique à même de rendre compte de la baisse extraordinaire observée des taux de pauvreté dans les familles québécoises ou canadiennes au cours des dix dernières années.

L'objectif de cette étude est de situer les principaux déterminants macroéconomiques de l'évolution intertemporelle de la pauvreté au Québec des années 1996-2006 par rapport aux vingt années qui les ont précédées en concentrant nos analyses sur les familles de deux personnes ou plus puisque c'est à ce niveau que les baisses observées ont été les plus marquées. Ce genre d'étude a de l'intérêt également dans la mesure où il nous aide à comprendre et à prévoir l'évolution de la pauvreté dans le temps pour un pays ou pour une région donnée.

La littérature scientifique sur la question a pu nous aider à la fois à trouver un cadre théorique pertinent, à préciser les variables empiriques appropriées ainsi qu'à élaborer une spécification économétrique nous permettant de vérifier puis d'estimer l'incidence et la contribution respective de chacune de ces différentes variables. Dans un premier temps, nous entendons donc procéder à cette revue de la littérature. Dans un second temps, nous exposerons le modèle théorique de même que les variables puis la spécification économétrique retenus. Dans un troisième temps, nous présenterons les résultats d'estimation puis nous terminerons par une brève conclusion. Les données qui ont servi à faire ces estimations sont celles des taux de faible revenu tels que définis et publiés par Statistique Canada pour les 10 provinces du Canada sur la période 1996-2006 et qui ont été rendues publiques en mai 2008.

1. Revue de la littérature

L'objectif de cette revue de la littérature était d'identifier le cadre théorique pertinent ainsi que les variables empiriques appropriées qu'il conviendrait de retenir pour expliquer l'évolution intertemporelle de la pauvreté au Québec au cours de la période désignée.

À la lecture des travaux scientifiques rédigés sur la question nous avons pu distinguer trois grandes étapes dans l'évolution de la pensée et le développement de la recherche. La première de ces étapes a été celle de l'association pauvreté croissance économique. En effet, au tout début, il fut un temps où le mot d'ordre était qu'il suffisait d'investir dans la croissance pour résoudre plusieurs problèmes à la fois. L'adage selon lequel tous les bateaux se soulèvent lorsque la marée est montante constituait la croyance de l'époque.

Le lien croissance pauvreté

Les premiers travaux empiriques sur la question s'employaient donc à soumettre à l'épreuve de l'observation la corrélation présumée entre un indicateur de revenu d'un côté et les taux de pauvreté de l'autre, après avoir pris en compte l'effet du chômage et, quelques fois, celui des paiements de transferts gouvernementaux versés aux particuliers ou aux familles. Ce fut le cas notamment de plusieurs travaux publiés aux États-Unis entre le début des années 1960 et le milieu des années 1980. La variable dépendante retenue était celle du taux de pauvreté officiel américain pour les familles ou pour les personnes. Tous ces travaux confirmaient, à des degrés variables et pour divers sous-groupes de la société, l'association inverse entre la croissance économique d'un côté et la pauvreté de l'autre².

Au Canada, une approche tout à fait similaire a été adoptée par Perron et Vaillancourt (1988) pour étudier l'évolution intertemporelle de la pauvreté sur la période

² Les travaux auxquels nous nous référons sont ceux de Anderson (1964), Gallaway (1965), Aaron (1967), Perl et Solnik (1971), Thornton, Agnello et Link (1978), Hirsh (1981, 1985) et Gottschalk et Danziger (1984).

1971-1984³. Les deux variables dépendantes considérées sont les taux de faible revenu tels que définis par le Seuil de faible revenu pour les familles économiques⁴, pour les personnes seules et pour l'ensemble des unités. Les principales variables indépendantes sont : 1) le PIB per capita; 2) le taux de chômage et 3) les transferts per capita. Les autres variables utilisées sont des variables régionales (variables dichotomiques se référant aux grandes régions du Canada) et des variables sociodémographiques (proportion de jeunes, âgés, divorcés). Dans tous les cas, l'association négative entre le PIB et la pauvreté était confirmée. Dans le cas du taux de chômage et des paiements de transferts cependant, l'association estimée ne s'avérait significative et conforme aux attentes que pour les familles de deux personnes ou plus⁵.

Aux États-Unis, ce type de recherche a atteint son point culminant avec les travaux de Blank et Blinder (1986) qui ont élaboré une spécification économétrique reprise par plusieurs autres travaux empiriques subséquents. Cette spécification liait les taux de pauvreté officiels américains à cinq grandes variables, soit : 1) le seuil de faible revenu divisé par **le revenu moyen**; 2) **le taux de chômage**; 3) **les transferts gouvernementaux** exprimés en pourcentage du PNB; 4) **le taux d'inflation** et 5) **la variable dépendante** (le taux de pauvreté) **retardée d'une période**. La période d'observation portait sur les années 1959 à 1983.

³ Dans le titre, il est fait référence à la période 1971-1985. L'étude économétrique à laquelle nous nous référons constitue un sous-ensemble du document de recherche composé de deux recherches distinctes menées sur des périodes différentes. La période d'observation de l'étude économétrique s'étend de 1971 à 1984.

⁴ Une famille économique est un groupe de personnes qui partagent le même logement et qui sont apparentées par le sang, par alliance (y compris les unions libres) ou par adoption.

⁵ Pour Statistique Canada, il peut exister des familles d'une personne. Ce sont alors des personnes seules.

La justification de la première variable s'appuyait sur le raisonnement suivant : « ...if real incomes grow, shifting the distribution of income to the right without changing its shape, the percentage below the poverty line must shrink ». Ce qui signifie que le déplacement vers la droite de la distribution des revenus équivaut à un déplacement vers la gauche du seuil de faible revenu par rapport à une courbe de répartition du revenu inchangée. Cela revenait également à dire qu'ils s'attendaient à ce que des augmentations moyennes des revenus diminueraient la pauvreté en général. Autrement dit, leur variable du ratio du seuil de faible revenu (SFR) sur le revenu moyen revenait à une stricte variable de revenu moyen (inversée et exprimée en dollars constants) puisque le SFR n'avait pratiquement pas changé sur leur période d'observation autrement qu'en vertu de la hausse du coût de la vie, ce dont la variable de revenu tenait compte également. Dans leur modèle, cette première variable a le signe attendu par la théorie et s'avère largement significative sur le plan statistique. Elle confirmait l'idée que la croissance économique contribuait à réduire la pauvreté aux États-Unis⁶.

Par ailleurs, au moment même où ces auteurs écrivaient, on se demandait si c'était le chômage ou si c'était l'inflation qui pouvait causer le plus de pauvreté, d'où la présence d'une variable d'inflation aux côtés d'une variable de taux de chômage.

La réponse à cette question fut catégorique : le chômage constituait la principale cause de pauvreté aux États-Unis alors que l'inflation jouait un rôle plutôt mineur sinon inverse (taxe sur les riches). Dans l'équation qui retient le taux de pauvreté pour toutes

⁶ Aux États-Unis, le seuil de faible revenu a été défini en 1959 par un montant égal à 3 fois le budget familial (famille de quatre) consacré à l'alimentation, selon une liste définie par le Ministère de l'agriculture de l'époque. Ce seuil a été indexé au coût de la vie (IPC) sans connaître d'autres véritables changements par la suite.

les personnes comme variable dépendante, le coefficient de la variable de chômage apparaît manifestement plus important (0,7) que celui de l'inflation (0,09).

La variable de transfert avait le signe attendu, mais elle n'était pas significative : l'écart type du coefficient de cette variable est à peu près de la même taille que le coefficient lui-même.

La variable dépendante retardée d'une période affectait, comme prévu, les taux de pauvreté contemporains mais ce genre de formulation n'est plus tellement d'usage aujourd'hui et comporte des problèmes statistiques qu'il convient de considérer à moins qu'un fort support théorique s'avère contraignant, ce qui n'est pas le cas.

Ce modèle, comme nous l'avons dit antérieurement, a été mis à jour et repris par plusieurs travaux subséquents. Malheureusement toutefois, les résultats obtenus lors de ces mises à jour contredisaient les résultats d'origine: en fait, à partir du milieu des années 1980 aux États-Unis, il est apparu que, dans le modèle d'estimation retenu, la variable de taux de chômage n'exerçait plus d'influence statistique significative sur la pauvreté.

Rupture ou réfutation?

Les travaux américains subséquents auxquels nous nous référerons sont ceux de Cutler et Katz (1991), Blank (1993), Tobin (1994) et Powers (1995). Au Canada, nous pouvons signaler que le travail de Picot, Morissette et Myles (2003) s'inscrit dans la même veine pour les années 90.

Dans les travaux de Cutler et Katz (1991), qui procèdent à une mise-à-jour de l'échantillon de Blank et Binder (1986) et qui s'appuient, à la base, sur le même type de spécification économétrique, figurent deux constats : premièrement, le coefficient de la

variable de taux chômage s'affaisse; deuxièmement, ils observent, par l'intermédiaire d'un terme de tendance, que les taux de pauvreté augmentent de façon indépendante du chômage à partir de 1983 jusqu'en 1989 (fin de leur période échantillonnale). Un peu plus tard, Blank (1993) y voit une rupture dans la relation chômage-pauvreté : la variable du taux de chômage pour la période 1983-1989 est affectée d'un coefficient *négalif*, ce qui est complètement contraire aux attentes. Tobin (1994), par d'autres voies (modèle de variation des taux de pauvreté reliée à la variation du taux de chômage, à la variation des salaires et au seuil de pauvreté exprimé en pourcentage du revenu médian des familles de quatre personnes, retardé d'une période), découvre que son modèle a de grandes difficultés à prévoir la variation des taux de pauvreté à partir de 1983 jusqu'en 1990 (fin de son échantillon). Son modèle sous-estime systématiquement la montée de la pauvreté à partir de ce moment.

Finalement, Powers (1995) ferme la marche par une mise à jour des données jusqu'en 1992 et confirme l'hypothèse d'une rupture de la relation entre le chômage et la pauvreté aux États-Unis sur la période 1983-1992 : alors même que l'on assistait à une diminution des taux de chômage depuis la reprise économique qui a suivi la récession du début des années 80, les taux de pauvreté ont continué à monter au moins jusqu'en 1992.

Au Canada, les travaux de Picot et. al. (2003) nous font songer à ceux de Blank (2000). Ils font grand usage de variables dichotomiques visant à capter des changements de relations entre le chômage et la pauvreté pour des sous-périodes spécifiques de leur échantillon. Pour les années 1990 au Canada, ils corroborent l'hypothèse d'une atténuation marquée et significative de la relation entre le chômage et la pauvreté d'une part et d'un *renversement* de la relation entre la croissance (du PIB) et la réduction de la

pauvreté de l'autre. Ils ne cherchent pas cependant à en expliquer la cause. Cette recherche des causes de la rupture entre la performance économique et la pauvreté au Canada aussi bien qu'aux États-Unis a été menée par Blank et Card (1994), Ziblock et Lin (1997) puis par Freeman (2001).

Redécouverte ou explication?

Bien que Haverman et Schwabish (2000) nous fassent part, dans un modèle tout à fait conforme à la spécification de type Blank et Blinder (1986), du rétablissement aux États-Unis, de la relation chômage-pauvreté après 1992, il revient à Blank et Card (1994) d'avoir été les premiers à suggérer des éléments d'explication quant à la rupture de cette relation observée par le passé.

Le modèle de Blank et Card (1994) consiste à intégrer explicitement une variable d'inégalités des revenus dans l'analyse. En effet, le nouveau modèle développé par ces auteurs consiste à régresser, en données combinées dans le temps (1973-1991) et par région, les taux de pauvreté régionaux sur le taux de chômage régional aux États-Unis, le revenu médian par famille ou la médiane des salaires, et l'écart-type des salaires par région. Leurs résultats d'estimation confirment largement l'importance de leur variable d'inégalités de revenu (l'écart-type des salaires) comme variable explicative du comportement de la pauvreté aux États-Unis:

« A one percentage point rise in regional unemployment leads to a 0.2 percentage point increase in the regional poverty rate. A 0.05 increase in median wages leads to a 0.4 to 0.6 percentage point reduction in poverty. Most dramatically, a 0.05 increase in the regional dispersion of wages is associated with a 0.9 to 1.0 percentage point increase in poverty » (p. 317)

Au total, Blank et Card (1994) en concluent que l'effet à la baisse des taux de chômage après l'année 1983 a tout simplement été masqué par l'effet à la hausse dans la

dispersion des salaires d'un côté et par des salaires médians qui faisaient du surplace de l'autre (p.324). De même, on pourrait dire que le fait que les taux de pauvreté aient mal répondu à la croissance du PIB pendant les années 1980 leur paraît attribuable à la combinaison d'une faible croissance de la productivité jumelée à l'élargissement des inégalités de salaires qui ont accompagné l'expansion des années 1980 aux États-Unis (p.325).

Au Canada, les travaux de Zybblock et Lin (1997) mettent également à contribution une variable d'inégalités de revenu pour expliquer l'affaiblissement de la relation entre la performance économique et l'incidence du faible revenu après 1980 pour tous les types de familles, mais elle figure sous forme d'interaction avec les variables de performance économique et de paiements de transferts gouvernementaux et non en tant que variable indépendante. Leur modèle économétrique est très simple. Il consiste à relier les taux de faibles revenus de Statistique Canada à deux grandes variables, soit le taux d'emploi et les paiements de transferts par habitant puis à considérer que l'effet de chacune de ces variables dépend à son tour de l'ampleur des inégalités de revenus telle que mesurée par le coefficient de Gini. Les résultats d'estimation soutiennent l'hypothèse d'interaction, c'est-à-dire que la hausse des inégalités a pu contribuer, dans les années 1980 et au début des années 1990, à réduire l'impact des paiements de transferts et de la performance économique sur la pauvreté au Canada.

Les travaux de R. Freeman (2001) présentent un modèle théorique qui met en évidence le rôle de la croissance économique et des inégalités de revenus sur la pauvreté puis procède à l'estimation des effets distincts du revenu, du chômage et des inégalités de revenus sur la pauvreté aux États-Unis. Dans une de ses versions, le modèle empirique

estimé par Freeman relie les taux de pauvreté américains au logarithme du salaire horaire réel, au coefficient de Gini, au taux de chômage et à un terme de tendance. Dans une autre version, le ratio du logarithme du revenu médian sur le revenu du premier quintile remplace le coefficient de Gini en tant que mesure des inégalités de revenu.

Les résultats d'estimation pour chacune des versions confirment l'association entre la pauvreté d'un côté, les revenus d'emploi, les inégalités de revenus, et le chômage de l'autre. Tout se passe donc comme si le modèle théorique qu'il avait élaboré au point de départ recevait un fort support sur le plan empirique aux États-Unis.

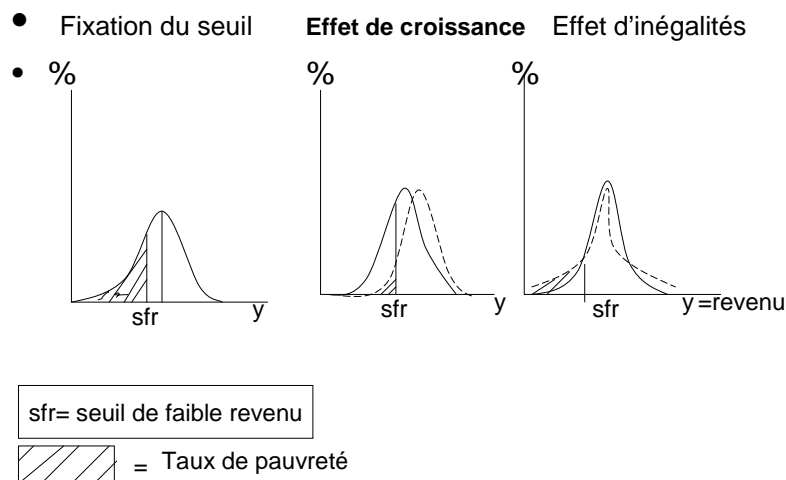
Théorie et modèle

Dans la présente section, nous rapportons ce modèle théorique puis nous l'adaptions et lui adjoignons les variables empiriques qui nous serviront à le tester pour le Canada et le Québec.

Le modèle théorique

Le modèle théorique auquel nous nous référons s'inspire largement du modèle présenté par Freeman (2001) qui lui-même s'inspirait des idées exprimées tout d'abord par Blank et Blinder (1986) à propos des déplacements de la distribution du revenu puis, par la suite, par Blank et Card (1994) à propos de la forme de cette distribution. Les trois principales figures de ce modèle sont rassemblées dans le graphique 1.

Graphique 1: Pauvreté, inégalités et croissance



Dans la figure de gauche, nous observons que le taux de pauvreté dépend tout d'abord de la définition du seuil de faible revenu (sfr) retenue. En effet, pour une distribution de revenu donnée, nous constatons que la proportion de personnes ou de familles pauvres dépend strictement de l'endroit où on place la barre. Si le SFR avait été un peu plus à gauche, la fréquence des personnes pauvres aurait diminué. Si nous avions déplacé le seuil un peu plus à droite, cette proportion aurait augmenté. Pour notre part, nous avons retenu le Seuil de faible revenu élaboré par Statistique Canada sur la base de leurs travaux effectués en 1992, et indexé au coût de la vie⁷. C'est la définition qui

⁷ La définition que retient Statistique Canada d'un faible revenu correspond à un revenu tel que la famille qui, en 1992, consacrait 63,6 % et plus de son revenu, soit 20 points de pourcentage de plus que la famille canadienne moyenne, aux vêtements, à l'alimentation et au logement était considérée comme une famille à faible revenu. Ces seuils de faibles revenus varient selon la taille de l'unité ainsi que la taille de l'agglomération. Pour plus de détails, voir Statistique Canada (2008). Pour une présentation comparative des trois différentes mesures de la pauvreté au Canada: le seuil de faible revenu ou SFR, la mesure du faible revenu ou MFR et la mesure du panier de consommation ou MPC, et leurs répercussions sur l'ampleur estimée de la pauvreté au Québec, voir Cousineau (2008).

permet de disposer des plus longues séries chronologiques sur les taux de pauvreté par province (1976-2006).

La figure du centre met en évidence ce qu'entendaient Blank et Blinder (1986) lorsqu'ils parlaient d'un déplacement vers la droite de la distribution des revenus. C'est ce qu'on peut observer en comparant la distribution en pointillés avec celle qui est en ligne continue. La prédiction théorique est claire : à dispersion ou inégalité des revenus donnés, on s'attend à ce que l'augmentation générale des revenus, c'est-à-dire la croissance économique entraîne une diminution de la pauvreté.

La figure de droite met en évidence une réalité qui avait été négligée dans les premiers travaux s'adressant à l'étude du lien croissance-pauvreté. Cette réalité s'en réfère à la forme de la distribution du revenu. En effet, s'il advient, comme indiqué dans cette figure, que la courbe de distribution s'élargisse de telle sorte que son extrémité gauche se relève, le nombre et le pourcentage de familles ou de personnes vivant sous le seuil de faible revenu augmentera. À nouveau la prédiction théorique est claire : l'incidence de la pauvreté augmentera avec l'inégalité des revenus. En somme et sur le plan purement théorique, il y aurait trois principaux facteurs de détermination de la pauvreté : le seuil lui-même, le revenu moyen ou médian de la population et, pour autant qu'elle s'applique à la portion gauche de la distribution, la dispersion ou l'inégalité des revenus.

Sur le plan empirique, nous avons vu que toutes les études se servaient d'un indicateur d'emploi ou de chômage pour tenir compte des effets des pertes d'emploi sur la pauvreté alors que d'autres inséraient, avec plus ou moins de succès, des variables de paiements de transferts. Finalement, la forme que pouvait prendre la variable de revenus

(PIB, revenu médian, salaire,..) ou d'inégalités de revenus (Gini ou écart-type des salaires) pouvait également varier selon les auteurs. Le tableau 1 rassemble ces diverses options et les auteurs qui leur correspondent.

Parmi les variables que nous n'avons pas incluses dans le tableau, notons tout d'abord qu'un terme de tendance ou diverses variables sociodémographiques sont utilisés quelques fois et que des variables régionales sont aussi utilisées lorsque l'estimation porte sur un ensemble de plusieurs régions.

Tableau 1. Liste des variables utilisées à titre de variables indépendantes dans les travaux empiriques antérieurs et références correspondantes.

PIB, équivalent ou variante	Anderson (1964); Perl et Solnik (1971); Thornton, Angello et Link (1978), Hirsh (1981, 1985); Gottschalk et Danziger (1984); Perron et Vaillancourt (1988); Picot et al. (2003); Iceland et al. (2005).
Revenu médian ou moyen (Y)	Gallaway (1965); Aaron (1967); Gottschalk et Danziger (1984); Blank et Blinder (1986) Blank et Card (1993), Blank et Blinder (1986); Tobin (1994); Haveman et Scwabish (2000); Blank (2000).
Salaire (W)	Blinder et Card (1993); Tobin (1994); Freeman (2000)
Taux de chômage (TC)	Gallaway (1965); Aaron (1967); Thornton et al. (1978), Hirsh (1981, 1985)); Gottschalk et Danziger (1984), Blank et Blinder (1986); Perron et Vaillancourt (1988); Cutler et Katz (1991); Blank et Card (1993) Tobin (1994); Powers (1995); Haveman et Schwabish (2000); Blank (2000); Freeman (2000); Picot et al. (2003); Iceland et al. (2005)
Ratio emploi/population (EP)	Zyblock et Lin (1997), Iceland et al. (2005)
Coefficient de GINI, ratio du revenu médian sur le 1 ^{er} quintile, écart-type des salaires.	Blank et Card (1994), Zyblock et Lin (1997), Freeman (2000), Iceland et al. (2005)

Inflation (P)	Blank et Blinder (1986), Cutler et Katz (1991), Blank (2000);
Transferts gvtaux (TR)	Thornton et. al. (1978); Hirsh (1981-1985); Gottschalk et Danziger (1984); Blank et Blinder (1986); Blank (1993); Perron et Vaillancourt (1988); Ziblock et Lin (1997); Haveman et Schwabish (2000), Picot et al. (2003)

Pour notre part, nous avons choisi de retenir le modèle empirique suivant:

A) La variable dépendante est le taux de pauvreté des *familles* économiques de deux personnes ou plus, c'est-à-dire le pourcentage des familles québécoises dont le revenu *total* avant impôt s'avère inférieur au seuil de faible revenu tel que déterminé par Statistique Canada⁸. Dans le « jargon » statistique, le revenu *total* inclut *les revenus de marché* (emploi, entreprise personnelle, intérêts, placements) *et les revenus de transferts* gouvernementaux.

B) Les variables indépendantes sont :

1) le logarithme naturel des revenus médians de *marché* avant impôt par famille économique de deux personnes ou plus (**lnY**) comme indicateur de revenu familial médian⁹;

2) le coefficient de **Gini** des revenus de *marché* avant impôt pour les familles de deux personnes ou plus comme variable d'inégalités des revenus de marché;

3) le logarithme naturel du montant moyen des *paiements de transferts*, c'est-à-dire par famille économique de deux personnes ou plus du 1^{er} quintile (**lnTR**), pour estimer l'effet des paiements de transferts.

⁸ Rappelons qu'une famille qui consacrait 20 points de pourcentage ou plus que ce que consacrait la famille canadienne moyenne (2 adultes, 2 enfants) en 1992 pour trois postes de dépenses : alimentation, vêtement et logement était considérée une famille à faible revenu et que le revenu correspondant à ce seuil a été indexé au coût de la vie rétrospectivement et prospectivement.

⁹ L'utilisation des logarithmes permet de calculer la variation en points de pourcentage des taux de pauvreté liée à des variations en pourcentage du revenu ou des dépenses de transferts.

4) le ratio emploi/population retardé d'une période (**EPr**) pour mesurer les effets du marché de l'emploi sur la pauvreté;

5) un terme de tendance (**t**) pour tenir compte, à l'instar de Freeman (2001), de l'implantation de programmes gouvernementaux de lutte à la pauvreté, mais aussi des changements tendanciels dans la structure de l'emploi, des professions, des industries, de la composition des familles, ou encore des investissements sociaux en éducation et en santé qui pourraient contribuer à affecter, année après année, les taux de pauvreté.

Tel qu'énoncé dans l'introduction, le choix de notre variable dépendante résulte de l'observation à l'effet que c'est chez les **familles** de deux personnes ou plus que la baisse observée dans les taux de pauvreté au cours des années 1996 à 2006 a été la plus marquée et la plus remarquée. Ce choix des taux de pauvreté fondé sur le revenu total incluant les paiements de transferts permet d'étudier explicitement et de façon distincte l'effet des transferts gouvernementaux (paiements moyens accordés aux familles) d'un côté et celui des revenus et des inégalités de marché de l'autre. En effet, nous nous attendons à ce que les variables de revenus et d'inégalités de *marché* captent l'effet de la croissance et des inégalités de revenus sur la portion *marché* du revenu de référence, tandis que nous nous attendons à ce que la variable de *transferts* capte, de façon distincte, l'effet des transferts gouvernementaux sur la portion *transferts* de ce même revenu¹⁰.

Un des problèmes évidents relié à la variable de transfert est qu'elle peut dépendre du taux de pauvreté lui-même. Ce pourrait être le cas par exemple des nombreux travaux antérieurs qui ont retenu des variables de dépenses totales ou le pourcentage du PIB

¹⁰ Il existe des données sur les taux de pauvreté calculés à partir des revenus après impôt. C'est un indicateur différent, utile pour évaluer le niveau de pauvreté mais non pertinent pour évaluer l'impact des revenus et des inégalités de marché distinctement de celui des paiements de transferts gouvernementaux.

consacré à ce type de dépenses. Il est possible, à cet égard, que notre variable de paiements de transferts souffre d'un problème d'endogénéité puisque le nombre de bénéficiaires de ces paiements est appelé à varier avec la conjoncture économique alors que Statistique Canada mesure les paiements de transferts par famille et non par bénéficiaire. Néanmoins si, à première vue, il peut paraître à conseiller d'user de variables statutaires, cela ne va pas sans poser d'importants problèmes d'agrégation au niveau macroéconomique (voir Scruggs et Allen 2006). D'autre part, il est clair que l'abandon de cette variable aurait signifié l'omission d'un facteur potentiel important de réduction de la pauvreté et aurait donc entraîné un biais de spécification. Troisièmement, nous avons préféré garder cette variable dans notre spécification parce que, dans les faits, Statistique Canada n'offre pas d'alternative.

Les critères de choix pour les variables indépendantes ont été quant à eux : 1) la proximité avec le concept théorique (par exemple, le revenu médian des familles de deux personnes ou plus; revenu total avant impôt); 2) la pertinence, soit une préférence pour une variable indépendante de revenus plutôt que pour une variable de salaire, compte tenu de la façon dont est définie la variable dépendante (basée sur les revenus totaux pour la même catégorie familiale); 3) les « leçons » des travaux antérieurs, ce qui est le cas du choix de EPr (taux d'emploi retardé d'une année) plutôt que du taux de chômage, en vertu des travaux de Iceland et al. (2005); 4) la disponibilité, la qualité et l'homogénéité des données : les données de revenu, de pauvreté, d'inégalité (Gini) et de transferts proviennent tous et toutes des mêmes enquêtes et compilations effectuées par Statistique Canada, soit l'Enquête sur les finances des consommateurs pour les données antérieures à

1996 puis l'Enquête sur la dynamique du travail et des revenus pour les données postérieures à 1995.

Les données et les variables

Dans cette section, nous décrivons, pour le Québec, le comportement de la variable dépendante et des variables indépendantes au cours de notre période d'observation.

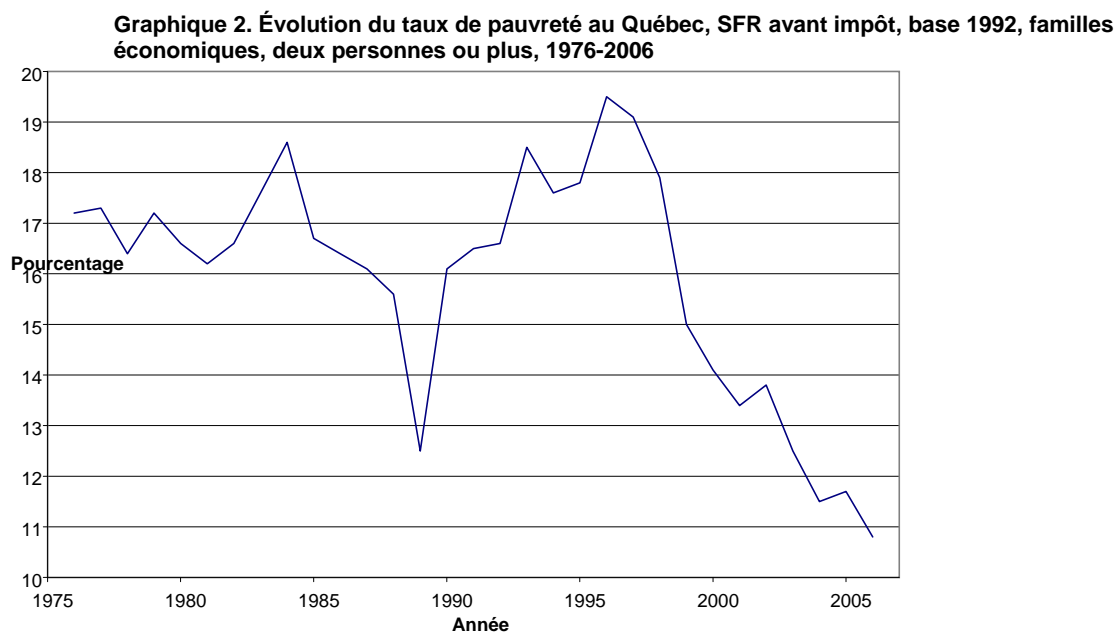
La variable dépendante

Les données québécoises sur les taux de pauvreté pour les familles de deux personnes et plus dont le revenu total avant impôt s'avère inférieur au seuil de faible revenu tel que déterminé par Statistique Canada pour la période 1976-2006 sont présentées au tableau 2 et au graphique 2 qui l'accompagne.

Tableau 2. Taux de pauvreté des familles (TPF), Québec, 1976-2006.

Année	TPF	Année	TPF	Année	TPF
				1996	19,5
1976	17,2	1986	16,4	1997	19,1
1977	17,3	1987	16,1	1998	17,9
1978	16,4	1988	15,6	1999	15
1979	17,2	1989	12,5	2000	14,1
1980	16,6	1990	16,1	2001	13,4
1981	16,2	1991	16,5	2002	13,8
1982	16,6	1992	16,6	2003	12,5
1983	17,6	1993	18,5	2004	11,5
1984	18,6	1994	17,6	2005	11,7
1985	16,7	1995	17,8	2006	10,8

Source : Statistique Canada, (CANSIM), Tableau modifié 202-0804.



Source : Statistique Canada (CANSIM), Tableau modifié 202-0804..

Le tracé du graphique 2 nous suggère que l'ensemble des observations peut être scindé en trois périodes soit, pour commencer, les années 1976 à 1989. En 1976, le taux de pauvreté pour les familles québécoises était de 17,2 %. En 1989, il s'établissait à 12,5 %¹¹. Cette sous-période couvre un peu plus qu'un cycle économique complet¹².

La deuxième période est caractérisée par une montée pratiquement ininterrompue des taux de pauvreté. Il s'agit ici des années 1989 à 1996. Du creux observé en 1989, le taux de pauvreté des familles québécoises a pu atteindre un sommet de 19,5 % en 1996. C'est la phase ascendante.

La troisième période est celle de la baisse marquée et pratiquement ininterrompue des taux de pauvreté à laquelle nous nous référons en introduction. Le taux de pauvreté

¹¹ Pour certains, cette donnée peut paraître aberrante. Nous sommes tentés d'être de cet avis, mais il se peut que sur le plan technique, la différence soit très mince entre être ou ne pas être pauvre (quelques dollars suffisent) ou encore que plusieurs familles se concentrent très près autour du seuil de faible revenu.

¹² Le cycle économique complet est celui de 1979 à 1989. Un lecteur y a vu, à juste titre, 2 sous-périodes à l'intérieur de cette période. La sous-période 1976-1985 et la sous-période 1985-89. La sous-période 1985-89 est très claire, mais elle correspond à une phase d'un cycle économique et non à une tendance structurelle. Les autres périodes ou épisodes ont un caractère structurel (tendances) plutôt que cyclique.

était de 19,5 % en 1996. Il avait baissé à 10,8 % en 2006. Il s'agit ici d'une baisse de 45 % dans l'incidence de la pauvreté parmi l'ensemble des familles de deux personnes ou plus au Québec. C'est la phase descendante.

Les variables indépendantes

Les trois premières variables dont nous commenterons brièvement le comportement sont le revenu médian, le coefficient de Gini et les transferts gouvernementaux¹³.

Le comportement de la variable de revenu médian est étonnant. En effet, comme nous pouvons l'observer au tableau 3 et au graphique 3 qui l'accompagne, le niveau du revenu médian des familles québécoises en 2006, soit celui du revenu total avant impôt des familles de deux personnes ou plus, c'est-à-dire le revenu privé plus les transferts mais avant les impôts, n'avait pas encore rejoint celui qui avait été atteint en 1976. En dollars constants de 2006, ce revenu était de 52 800 \$ en 1976 contre 51 800 \$ en 2006. Ce revenu s'est enfoncé coup sur coup au cours de la récession du début des années 1980 tout d'abord puis, avec encore plus de profondeur, au passage de la récession du début des années 1990 par la suite. Au creux de la vague, le revenu annuel médian n'était plus que de 44 200 \$ en 1993. Entre 1996 et 2006 il est toutefois passé de 44 300 \$ à 51 800 \$ soit une croissance réelle de 16,9 % en l'espace de dix ans.

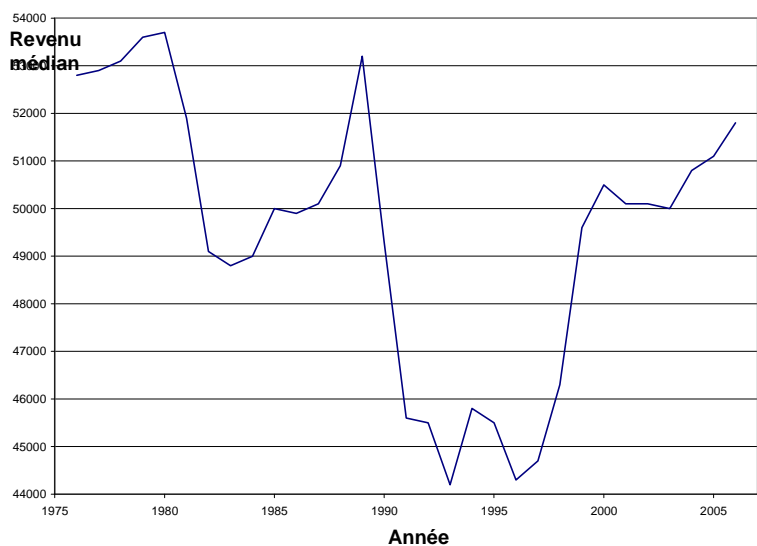
¹³ À plusieurs occasions, nous utilisons des dénominations abrégées afin de ne pas alourdir le texte. Lorsque l'information détaillée apparaît nécessaire toutefois nous revenons sur le détail de la définition. Le lecteur désireux de vérifier la compatibilité interne des indicateurs retenus peut toujours se référer aux informations précisées lors de la définition opérationnelle des variables.

Tableau 3. Évolution du revenu médian du marché, dollars constants 2006, familles économiques, deux personnes ou plus, Québec, 1976-2006.

Année	Rev. Méd.	Année	Rev. Méd.	Année	Rev. Méd.
1976	52800	1987	50100	1998	46300
1977	52900	1988	50900	1999	49600
1978	53100	1989	53200	2000	50500
1979	53600	1990	49300	2001	50100
1980	53700	1991	45600	2002	50100
1981	51900	1992	45500	2003	50000
1982	49100	1993	44200	2004	50800
1983	48800	1994	45800	2005	51100
1984	49000	1995	45500	2006	51800
1985	50000	1996	44300		
1986	49900	1997	44700		

Source : Statistique Canada, (CANSIM), Tableau modifié 202-0203.

Graphique 3. Évolution du revenu médian du marché, dollars constants 2006, Familles économiques deux personnes ou plus, Québec, 1976-2006.



Source : Statistique Canada, (CANSIM), Tableau modifié 202-0203.

Le graphique A-1 présenté à l'annexe A complète cette information et dépeint la relation qui s'est rompue entre le PIB per capita d'un côté et le revenu médian des familles québécoises de l'autre. En effet, contrairement à ce qui a pu exister et à ce qu'on nous a rapporté pour les années d'après-guerre jusqu'au début des années 1970, le revenu médian des familles n'a plus suivi celui de la croissance économique telle que mesurée

par le PIB per capita. On peut longuement s'attarder sur les causes de cette rupture, dont des changements dans la répartition des revenus ou encore dans la réduction marquée de la taille des familles (réduction du nombre personnes qui contribuent au revenu familial)¹⁴, mais il demeure que l'on ne peut s'attendre à une contribution importante de la hausse du PIB sur la baisse de la pauvreté au cours des années 1976 à 1996. Par contre, les mouvements du taux de pauvreté apparaissent beaucoup plus compatibles avec ceux du revenu médian par famille au cours de cette période et même au-delà.

La deuxième variable indépendante figurant dans notre modèle est celle du taux d'emploi¹⁵. Comme indiqué au tableau 4 et au graphique 4 qui l'accompagne, le comportement des taux d'emploi (emploi exprimé en pourcentage de la population de 15 ans et plus) reflète de très près le cycle économique. D'un côté, nous pouvons observer que ces taux baissent en récession (1981-1982 et 1990-1993). D'un autre côté toutefois, nous observons qu'ils ont monté plus fortement pendant les périodes d'expansion économique. Au total, le taux d'emploi au Québec était de 6,5 points de pourcentage supérieur en 2006 à ce qu'il était en 1976. De fait, le plateau de 2006 était plus élevé que celui atteint en 1989, de même que celui de 1989 l'était comparativement à celui de 1981.

¹⁴ L'examen des gains médians *par individu* ne donne pas un portrait très différent du revenu annuel médian en dollars constants *pour les familles* de deux personnes ou plus. Les deux cas signalent une baisse tendancielle du revenu de 1976 à 1996 suivie d'une *remontée* par la suite entre 1996 et 2006. Le changement dans la taille des familles peut aussi techniquement engendrer une hausse du revenu familial si cela signifie une hausse du nombre de familles ou le couple est à l'emploi.

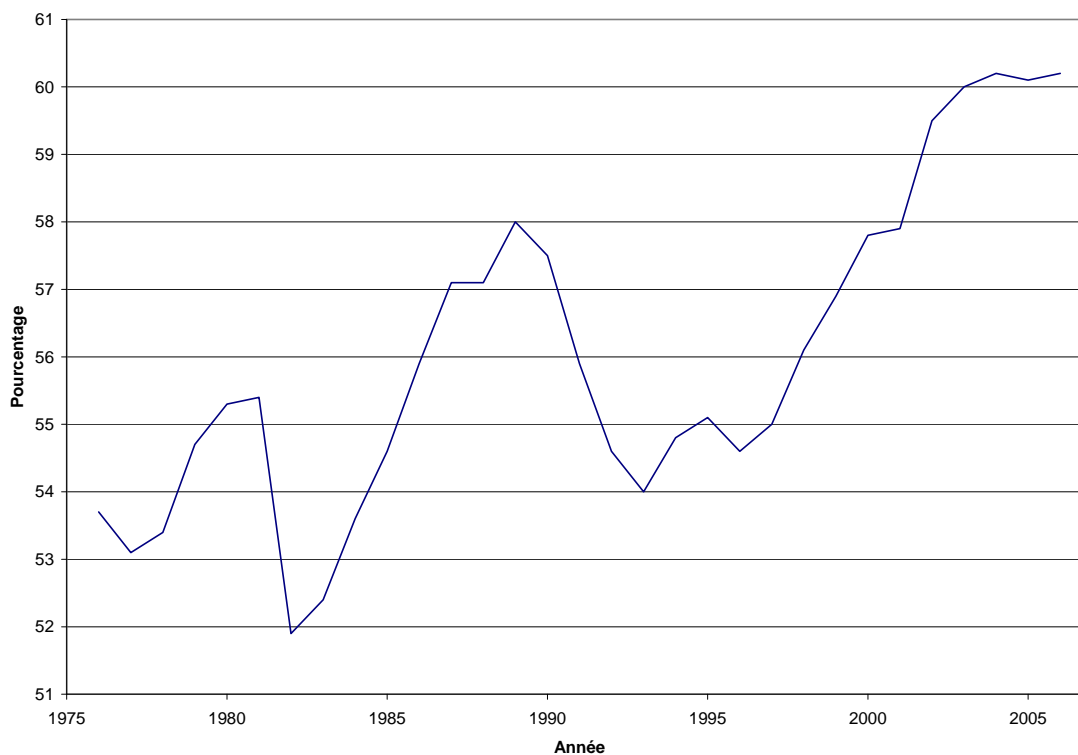
¹⁵ Lors des estimations économétriques, un retard d'un an a été appliqué à cette variable pour tenir compte du fait que l'assurance emploi protège le niveau de revenu sur une période qui peut s'étendre sur un an, mais qu'après un an, les risques de pauvreté deviennent plus manifestes.

Tableau 4. Évolution du ratio emploi population (EP), Québec, 1976-2006.

Année	EP	Année	EP	Année	EP
1976	53,7	1986	55,9	1997	55
1977	53,1	1987	57,1	1998	56,1
1978	53,4	1988	57,1	1999	56,9
1979	54,7	1989	58	2000	57,8
1980	55,3	1990	57,5	2001	57,9
1981	55,4	1991	55,9	2002	59,5
1982	51,9	1992	54,6	2003	60
1983	52,4	1993	54	2004	60,2
1984	53,6	1994	54,8	2005	60,1
1985	54,6	1995	55,1	2006	60,2
1986	55,9	1996	54,6		

Source : Statistique Canada, (CANSIM), Tableau 282-002. Statistique Canada, Ottawa.

Graphique 4. Évolution du ratio emploi population, Québec, 1976-2006.



Source : Statistique Canada, (CANSIM), Tableau 282-002.

La troisième variable qui a retenu notre attention est celle du coefficient de Gini pour les revenus de marché. Sa valeur, comprise entre 0 et 1, témoigne d'inégalités élevées si elle est près de l'unité tandis qu'on parlerait de faibles inégalités si elle était

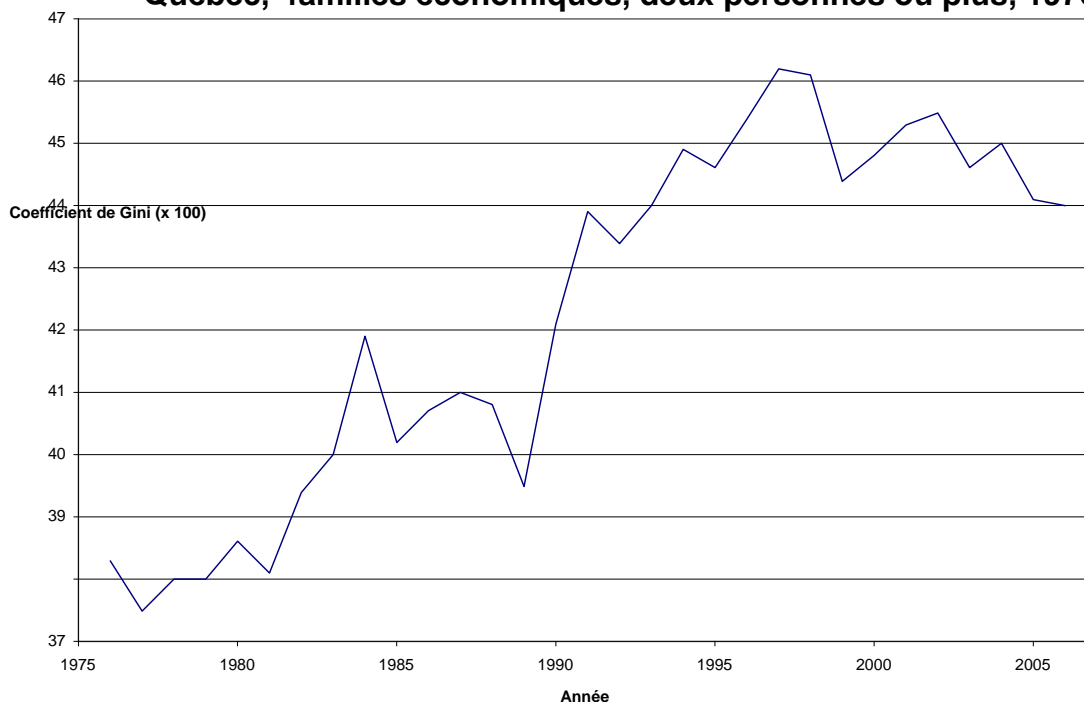
près de 0. Le coefficient de Gini est une variable qui offre un potentiel élevé pour expliquer la rupture observée entre la croissance économique et la pauvreté¹⁶. Sa hausse intertemporelle observée au graphique 5 reflèterait principalement les effets des changements technologiques qui ont marqué les années 1980 et 1990 et qui ont été qualifiés à l'époque de nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC). En effet, la littérature scientifique sur la question (Ehrenberg et Smith 2006), a pu avancer que la progression des salaires a été beaucoup plus marquée pour la main-d'œuvre hautement qualifiée que pour la main-d'œuvre peu qualifiée en raison principalement de ce type de changements technologiques qui auraient favorisé le premier groupe au détriment du second¹⁷.

Depuis une dizaine d'années par ailleurs, nous observons une légère réduction dans les inégalités de marché. Cette observation est compatible avec une hypothèse de diffusion des bénéfices de la croissance vers les classes moyennes et plus pauvres après une phase initiale d'augmentation des inégalités.

¹⁶ Pour une étude québécoise de l'impact du marché, des paiements de transferts et des impôts sur les inégalités de revenu, voir Crespo (2007).

¹⁷ Pour le Québec, on trouve quelques faits corroborant cette hypothèse dans Cousineau (à paraître en janvier 2010). Pour une contestation de cette perspective, voir T. Lemieux (2007). On y oppose une analyse qui associe l'augmentation des inégalités de salaires aux États-Unis au déclin du salaire minimum et au syndicalisme. L'étude de Card, Lemieux et Riddell (2004) confirme le rôle égalisateur des syndicats pour les hommes au Canada, au Royaume-Uni et aux États-Unis mais non pour les femmes.

Graphique 5. Évolution des inégalités (coefficient de Gini) de marché au Québec, familles économiques, deux personnes ou plus, 1976-2006



Source : Statistique Canada, Ottawa, (CANSIM), Tableau modifié 202-0705.

Notre quatrième variable d'intérêt est celle des paiements de transferts. Cette variable est importante parce que retenue dans plusieurs études ayant les mêmes préoccupations que les nôtres. Les paiements de transferts gouvernementaux incluent principalement les pensions de vieillesse ainsi que celles du régime des rentes du Québec (pensions du Canada dans l'échantillon canadien), le supplément de revenu garanti, les prestations pour enfants, l'aide sociale et l'assurance emploi. Ces paiements versés aux individus et aux familles visent à les protéger contre certains risques, pertes de revenus ou événements entraînant des dépenses supplémentaires incompressibles. À ce titre, on peut s'attendre à ce que les paiements de transferts moyens versés aux familles québécoises appartenant aux familles du premier quintile des revenus réduisent la pauvreté parce qu'elle peut empêcher que leurs revenus baissent en dessous du seuil de

faible revenu. Le tableau 5 et le graphique 6 qui l'accompagne témoignent d'augmentations irrégulières qui marquent un arrêt au début des années 1990, baissent par la suite pendant trois années consécutives (1995-1997), puis qui augmentent à nouveau de façon toute aussi irrégulière jusqu'en fin de période. Dans l'ensemble de la période toutefois, les paiements de transferts gouvernementaux moyens versés aux familles québécoises ont augmenté de 41,9 % en dollars constants entre 1976 et 2006. La sous-période où cette progression a été la plus forte (33,3 %) a été celle des années 1976 à 1989. Nous y reviendrons.

Tableau 5. Évolution des paiements de transferts versés aux familles économiques de deux personnes et plus du 1^{er} quintile des revenus, dollars de 2006, Québec, 1976-2006.

Année	Dollars	Année	Dollars	Année	Dollars
1976	9300	1987	11100	1997	11800
1977	9800	1988	12400	1998	12700
1978	10400	1989	12400	1999	12300
1979	9600	1990	12400	2000	12100
1980	11100	1991	12600	2001	13100
1981	10700	1992	12700	2002	12700
1982	11100	1993	12600	2003	12600
1983	11300	1994	12700	2004	12700
1984	11600	1995	12400	2005	12900
1985	11900	1996	12000	2006	13200

Source : Statistique Canada, (CANSIM), Tableau modifié 202-0301.

Graphique 6. Évolution des paiements de transferts moyens versés aux familles du premier quintile des revenus au Québec, 1976-2006.



Source : Statistique Canada, (CANSIM), Tableau modifié 202-0301.

La dernière variable examinée est celle d'un terme de tendance (t). Elle prend la valeur 1 en 1976, 2 en 1977, 3 en 1978 et ainsi de suite jusqu'à la valeur 31 en 2006¹⁸. Cette variable est une variable tendancielle qui reflète l'ensemble des facteurs non aléatoires autres que ceux déjà retenus et qui évoluent de façon systématique à travers le temps. Elle peut donc refléter un grand ensemble de facteurs ou variables qui évoluent en ce sens et dont la liste peut être relativement longue et possiblement incomplète : l'effet à long terme des dépenses gouvernementales qui ont une incidence directe (programmes de lutte à la pauvreté), ou indirecte (élévation du niveau général de scolarité, garderies subventionnées, congés parentaux, prime au travail, équité salariale) sur la pauvreté, de même que des grandes tendances sur le marché du travail telles le développement de l'emploi dans le secteur des services et l'emploi des femmes. Toutefois, il convient de

¹⁸ Différentes formes de tendance ont été mises à l'essai. La forme linéaire simple s'est avérée la plus performante sur le plan statistique.

mentionner qu'elle peut tout aussi bien renfermer des tendances sociodémographiques pouvant augmenter la pauvreté (divorces, monoparentalité, immigration)¹⁹. Ce sont les résultats d'estimation, c'est-à-dire le signe et la significativité statistique du coefficient de cette variable qui nous indiquera lesquels de tous ces effets, positifs comme négatifs, l'emportent sur les autres.

Les résultats d'estimation

Afin de maximiser le nombre d'observations sur lesquelles nous pouvons compter pour vérifier la théorie, nous avons commencé par estimer une fonction de détermination des taux de pauvreté pour les différentes provinces du Canada en combinant l'information sur les taux de pauvreté dans le temps et par province. Cela nous a donné un échantillon de 300 observations. L'estimateur retenu est celui des moindres carrés généralisés avec correction pour la corrélation des résidus dans le temps et entre les provinces (Greene 2006). Les résultats de cette estimation sont présentés dans la première ligne du tableau 6.

¹⁹ Les effets apportés à l'accessibilité aux programmes d'assurance emploi ou à l'assistance sociale ont des effets ambigus a priori.

Tableau 6. Résultats d'estimation du modèle de base*.

	lnY	Gini	EPr	lnTr	t	R2	DW
Canada	-7,77 (-6,3)	,506 (12,0)	-,39 (-7,4)	-5,06 (-6,4)	-,12 (-5,7)	,98	nsp
Québec	-16,8 (-4,3)	,597 (3,2)	-,27 (-2,8)	-7,04 (-2,8)	-,25 (-3,9)	,94	2,00

*Les statistiques « t » figurent entre parenthèses sous les coefficients
 Nombre d'observations Québec : 30; Nombre d'observations Canada : 300

Dans le cas du Canada dans son ensemble, nous observons que tous les coefficients des variables indépendantes pour lesquelles nous avons une attente de signe, ont le signe attendu et sont significatifs au seuil de 5 %. Le R^2 (Buse) est de 0,98. Autrement dit, les résultats sont conformes aux attentes et la théorie de base est supportée:

- 1) Le revenu médian (**ln Y**), lorsqu'il augmente, contribue à réduire la pauvreté.
- 2) L'augmentation de l'activité économique à travers la création d'emplois (**EPr**) contribue à réduire la pauvreté
- 3) Les inégalités de revenus (**Gini**) augmentent la pauvreté
- 4) Les paiements de transferts aux familles à bas revenu (**ln Tr**) réduisent la pauvreté
- 5) Le terme de tendance « t » est négatif et hautement significatif sur le plan statistique. Les taux de pauvreté au Canada ont eu tendance à diminuer linéairement à travers le temps, toutes choses égales par ailleurs.

Comme nous l'avons mentionné lors de la définition et de la présentation de cette dernière variable, il est possible que plusieurs facteurs soient en cause, sans qu'il soit possible à cette étape, d'en démêler les responsabilités respectives. Les investissements sociaux en éducation, santé, soutien à l'activité sur le marché du travail pourraient

contribuer à expliquer la réduction de la pauvreté au Québec, mais d'autres hypothèses concurrentes sont toutes aussi valides. Nous pensons par exemple aux changements dans la structure professionnelle ou industrielle et à la part croissante de l'emploi des femmes dans l'emploi total.

Dans la deuxième ligne de ce même tableau, figurent les résultats d'estimation pour le Québec²⁰. Bien que le nombre d'observations soit beaucoup plus limité (30 observations), les mêmes forces entrent en jeu au Québec comme pour l'ensemble des autres provinces canadiennes, mais avec des impacts ou des processus qui sont, en apparence tout au moins²¹, différents de ceux estimés pour l'ensemble canadien. Nous mentionnons, au passage, quelques hypothèses pour expliquer ces différences.

Par exemple, l'impact d'une augmentation de 10 % dans le revenu médian des familles québécoises est deux fois plus élevé au Québec que pour l'ensemble des autres provinces du Canada. Au Québec, cette augmentation contribuerait à réduire la pauvreté de 1,7 points de pourcentage contre seulement 0,8 point de pourcentage pour l'ensemble des provinces canadiennes. Ceci pourrait refléter le fait que la répartition du revenu est moins inégalitaire au Québec qu'ailleurs au Canada.

Par contre, l'augmentation des inégalités de revenus a plus de conséquences sur l'augmentation de la pauvreté au Québec. Le coefficient de cette variable est de 0,597 pour le Québec contre une valeur de 0,506 pour l'ensemble des provinces canadiennes. Ce résultat pourrait signifier que les « changements technologiques » ou autres sources de création d'inégalités ont davantage affecté la main-d'œuvre québécoise. Par ailleurs, le

²⁰ L'estimateur utilisé est celui des moindres carrés corrigés pour l'auto-corrélation des résidus (Cochrane et Orcutt). Ici encore, les coefficients ont tous le signe attendu. Ils sont significatifs au seuil de 5 % et le R^2 s'établit à 94 %.

²¹ Compte tenu de la taille des écarts observés entre les coefficients obtenus pour le Canada et le Québec.

coefficient de la variable d'emploi est plus modeste (0,27) pour le Québec que pour les autres provinces (0,39). Une proportion plus petite des nouveaux emplois créés au Québec se serait adressée à la main-d'œuvre moins qualifiée.

Finalement, la sensibilité des taux de pauvreté aux paiements de transferts gouvernementaux moyens par famille bénéficiaire est plus grande au Québec qu'ailleurs. Le coefficient de cette variable est de -7,04 pour le Québec contre une valeur de -5,06 pour l'ensemble des provinces. Autrement dit, une augmentation de ces prestations de 10 % versé aux familles du 1^{er} quintile réduit la pauvreté de 0,7 point de pourcentage au Québec contre une réduction de 0,5 point de pourcentage pour l'ensemble des provinces canadiennes. Mais la différence est encore plus notable pour la variable de tendance. Elle est plus que du simple au double : le coefficient de cette variable est de -0,12 pour l'ensemble des provinces contre -0,25 pour le Québec. À chaque année, toutes choses égales par ailleurs, la pauvreté a tendance à diminuer de 0,12 point de pourcentage dans l'ensemble des provinces canadiennes contre 0,25 point de pourcentage au Québec. Après 10 ans, cela fait une réduction de 1,2 point de pourcentage pour l'ensemble des provinces contre une réduction de 2,5 points de pourcentage pour le Québec.

En somme, il ressort de cette première analyse que le Québec pourrait se distinguer des autres provinces par le fait que chacun des déterminants macroéconomiques de la pauvreté, sauf l'emploi, a plus d'impact sur la pauvreté qu'ailleurs. Dans le tableau qui suit, nous chiffrons spécifiquement, pour chacune des périodes définies préalablement, l'impact ou, mieux encore, la contribution relative de chacun de ces déterminants à l'explication des changements observés dans le taux de pauvreté des familles au Québec. Ces parts sont calculées en prenant le produit du

changement dans la valeur de la variable indépendante par son coefficient, exprimé en pourcentage de la somme de ces produits en valeur absolue. L'annexe B donne un exemple du calcul de ces parts pour la période 1996-2006. Le tableau 7 rapporte les résultats des calculs pour les trois périodes faisant l'objet de notre analyse.

Tableau 7. Importance relative des facteurs selon la sous-période.

● Période	Δ	lnY	EPr	Gini	lnTr	t
● 1976-89	-4,7	2%	12%	10%	32%	44%
● 1989-96	+7,0	34%	6%	39%	2%	19%
● 1996-06	-8,7	35%	16%	10%	9%	30%

Source : Estimations de l'auteur à partir des résultats d'estimation du Tableau 6.

La première colonne de ce tableau indique la période considérée. La seconde colonne indique la variation totale du taux de pauvreté entre la fin et le début de chacune de ces périodes. Par exemple, la pauvreté a diminué de 4,7 points de pourcentage entre 1976 et 1989, mais elle a augmenté de 7 points de pourcentage entre 1989 et 1996 pour finalement baisser à nouveau de 8,7 points de pourcentage au cours des années 1996 à 2006.

Les colonnes suivantes donnent la part (sur 100 %) qui revient à chacun des facteurs dans l'explication du changement total estimé par le modèle. Bien qu'une part importante (44 %) de la baisse observée dans les taux de pauvreté des familles au Québec semble relever de facteurs structurels divers dont le contenu est difficile à identifier avec précision, il convient de souligner qu'une autre part importante et significative (28 %) de cette baisse estimée relève de la hausse des paiements de transferts accordée aux familles québécoises à faible revenu (1^{er} quintile). Trois types de prestations ont pu augmenter de façon significative soit les prestations provenant du Régime des rentes du Québec, la sécurité de la vieillesse ainsi que celles du programme canadien d'assurance chômage (Statistique Canada, *Tendance du revenu au Canada*).

Tableau 8. Variation dans la valeur des déterminants macroéconomiques.

●	Variable	1976-89	1989-96	1996-06
●	Y	400\$ (0,8%)	-8900\$(-16,7%)	7500\$(16,9%)
●	EPr	3,4	-2,0	5,0
●	Gini	0,012(3,1%)	0,056(14,2%)	-0,014(-3,1%)
●	Tr	3100\$(33,3%)	-400\$(-3,2%)	1200\$(10,0%)

Comme indiqué dans le tableau 8 d'ailleurs, les paiements de transferts ont augmenté de façon substantielle au cours de cette période : 3 100 \$ en dollars constants de 2006 ou 33,3 % (dernière rangée, 2^{ième} colonne), alors que les revenus médians ont

peu progressé : 400 \$ ou 0,8 % (2^{ième} rangée, 2^{ième} colonne) au cours de la même période. Par contre, même si cela n'est pas très apparent dans les tableaux 7 et 8, l'augmentation de l'emploi et des revenus en fin de période ont pu contribuer significativement au brusque déclin des taux de pauvreté constaté en 1989.

En ce qui a trait aux années 1989-1996, il apparaît que ce sont la baisse des revenus réels (-16,7%) accompagnée d'une forte progression dans les inégalités de revenus (+14,2 %) figurant au tableau 8 qui s'avère responsable de la plus grande part (34 % + 39 % = 73 %) de l'augmentation estimée dans le taux de pauvreté des familles québécoises au cours de cette période.

La plus récente décennie renoue avec la croissance économique et ses répercussions sur les revenus et l'emploi : 51 % (35 % + 16 %) de la réduction des taux de pauvreté est attribuée à ces deux facteurs. Il reste toutefois qu'une part significative est attribuable aux facteurs structurels et tendanciels d'une part (30 %) puis aux paiements de transferts (19 %) d'autre part. L'État n'a donc pas été absent du processus et de son résultat au cours de cette période²².

Conclusion

Au Québec, les taux de pauvreté et, tout particulièrement celui des familles économiques de deux personnes et plus, ont diminué de façon marquée et quasi ininterrompue au cours des années 1996 à 2006.

L'objectif de cette étude était de trouver la cause de cette baisse et de la situer par rapport aux décennies précédentes.

²² Le volume de Luc Godbout et Suzie St-Cerny (2008) met clairement en évidence le support financier accordé par l'État aux familles québécoises en général et aux familles monoparentales en particulier.

Notre revue de la littérature empirique nous a aidés à identifier un modèle comportant cinq grandes variables explicatives : le revenu médian des familles, l'emploi, les paiements de transferts, les inégalités de revenu et un terme de tendance reflétant des forces systémiques non aléatoires.

L'application de ce modèle aux données canadiennes et québécoises a été un succès. Chacune de ces variables joue un rôle statistiquement significatif dans l'explication de l'évolution des taux de pauvreté à travers le temps bien que ce rôle soit très variable selon la période considérée. Les résultats d'estimation nous ont permis de découvrir à cet égard que les années 1980 ont été caractérisées par une avancée marquée des programmes de transferts gouvernementaux (régime des rentes, sécurité de la vieillesse et assurance chômage), alors que les années 90 l'ont plutôt été par un accroissement significatif des inégalités de revenus. Finalement, il apparaît que la dernière décennie marque un retour en force de l'incidence de la croissance économique et de la création d'emplois sur la réduction de la pauvreté.

Malgré tout, il apparaît, en arrière plan, qu'un ensemble de forces systémiques non aléatoires ont eu pour effet de réduire graduellement et régulièrement les taux de pauvreté des familles québécoises, tels que mesurés par Statistique Canada au cours des années 1976 à 2006. Il reste à découvrir et à circonscrire, parmi un grand ensemble d'hypothèses plausibles, lesquelles complètent l'explication et s'avèrent les plus importantes et les plus pertinentes du point de vue des politiques publiques.

Bibliographie

Aaron, Henry (1967), « The Foundations of the ‘War on Poverty’ Reexamined », *American Economic Review*, vol. 57, décembre, pp. 1229 à 1240.

Anderson, W. H. Locke (1964), « Trickle Down : The Relationship Between Economic Growth and the Extent of Poverty Among American Families », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 78, novembre, pp. 511 à 524.

Blank, Rebecca M. (2000), « Fighting Poverty : Lessons from Recent U.S. History », Distinguished Lecture on Economics in Government, *Journal of Economic Perspectives*, Volume 14, no. 2, Printemps, pp. 3 à 19.

Blank, Rebecca M. et Alan S. Blinder (1986), « Macroeconomics, Income Distribution and Poverty », ch. 8 dans *Fighting Poverty; What Works and What Doesn't*, Sheldon Danziger and Daniel Weinberg (éds), Harvard University Press, Cambridge, MA, pp.180 à 208.

Blank, Rebecca M. et David Card (1993), « Poverty, Income Distribution and Growth : Are They Still Connected? », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 285 à 339.

Boudarbat, Brahim, Thomas Lemieux et W. Craig Riddell (2003), « Recent Trends in Wage Inequality and the Wage Structure in Canada », University of British Columbia, Department of Economics, TARGET Working Paper 006, septembre.

Card, David, Thomas Lemieux et Craig Riddell (2004), « Unions and Wage Inequality », *Journal of Labor Research*, automne (25), pp.519-62.

Cousineau, Jean-Michel (2008), “Comment mesure-t-on la pauvreté au Canada?”, *Lettres économiques*, association des économistes du Québec, Document CPP 2008-01, Montréal, 19 août, 14 pages. <http://www.asdeq.org/publications/lettres-economiques/liste.html>

Cousineau, Jean-Michel (2010), *Emploi et salaire*, Les Presses de l'Université de Montréal, Montréal, étude de cas du chapitre 17 (à paraître).

Crespo, Stéphane (2007), *L'inégalité de revenu au Québec, 1979-2004, Les contributions de composantes de revenu selon le cycle économique*, Institut de la statistique du Québec, 64 p.

Cutler, David M. et Lawrence F. Katz (1991), « Macroeconomic Performance and the Disadvantaged », *Brookings Paper on Economic Activity*, 2.

Ehrenbert, Ronald G. et Robert S. Smith (2006), *Modern Labor Economics, Theory and Public Policy*, 9ième édition, Pearson Addison Wesley, Montréal, ch. 14.

Finnie, Ross et Ian Irvine (2008), *The Welfare Enigma : Explaining the Dramatic Decline in Canadians' Use of Social Assistance, 1993-2005*, C.D. Howe Institute Commentary, no. 267, juin, Toronto.

Fortin, Pierre (2008), « 40 % moins de pauvres », *La Presse*, 20 décembre 2008, p. A35.

Fréchet, Guy (1998), « La présence de l'État au Québec, Tendances observables de 1971 à 1996 », dans *Québec 1998*, Roch Côté (éd.), Le Devoir et Fides, Montréal, pp. 51 à 65.

Freeman, Richard B. (2001), « The Rising Tide Lifts...? », ch. 3 dans *Understanding Poverty*, Sheldon Danziger et Robert Haveman (éds), Russell Sage Foundation et Harvard University Press, New York et Cambridge, MA, pp.97 à 126.

Gallaway, Lowell E. (1965), « The Foundations of the 'War of Poverty' », *American Economic Review*, vol. 55, mars, pp. 122 à 131.

Godbout, Luc et Suzie St-Cerny (2008), *Le Québec, un paradis pour les familles? Regards sur la famille et la fiscalité*, Les Presses de l'Université Laval, Québec, 264 pages.

Greene, William (2006), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.

Gottschalk, Peter et Sheldon Danziger (1985), « A Framework for Evaluating the Effects of Economic Growth and Transfers on Poverty », *American Economic Review*, vol. 75(1), mars.

Haveman, Robert et Jonathan Schwabish (2000), « Has Macroeconomic Performance Regained its Antipoverty Bite? », *Contemporary Economic Policy*, 18, 4, octobre, pp. 415 à 427.

Hirsh, Barry T. (1980), « Poverty and Economic Growth : Has Trickle Down Petered Out? », *Economic Inquiry*, janvier, pp. 151 à 198.

Hirsh, Barry T. (1985), « Poverty Transfers and Economic Growth », *Public Finance Quarterly*, vol. 13, no.1, janvier, pp. 81 à 98.

Iceland, John, Lane Kenworthy et Melissa Scopilliti (2005), « Macroeconomic Performance and Poverty in the 1980s and 1990s : A State-Level Analysis », Institute for Research on Poverty, Discussion Paper no. 1299-05, mai.

Lemieux, Thomas (2007), « The Changing Nature of Wage Inequality », Département d'économique, Université de Colombie-Britannique.

Perl, Lewis J. et Loren M. Solnick (1971), « A Note on 'Trickling Down', *Quarterly Journal of Economics*, vol. 85, février, pp. 171 à 178.

Perron, Pierre et François Vaillancourt (1988), « The Evolution of Poverty in Canada, 1970-1985 », Discussion Paper no. 343, Conseil économique du Canada, février.

Powers, E. T. (1995), « Growth and Poverty Revisited », *Economic Commentary*, Federal Reserve of Cleveland, 15 avril.

Richards, John (2007) *Reducing Poverty: What has Worked, and What Should Come Next*. C.D. Howe Institute Commentary, Toronto: C.D. Howe Institute.

Scruggs, Lyle et James P. Allan (2006), « The Material Consequences of Welfare States, Benefit Generosity and Absolute Poverty in 16 OECD Countries », *Comparative Political Studies*, volume 39, no. 7, septembre, pp. 880 à 904.

Statistique Canada (2008), « Les seuils de faible revenu de 2007 et les mesures de faible revenu de 2006 », Document de recherche, Division de la statistique du revenu, Ottawa, juin 2008.

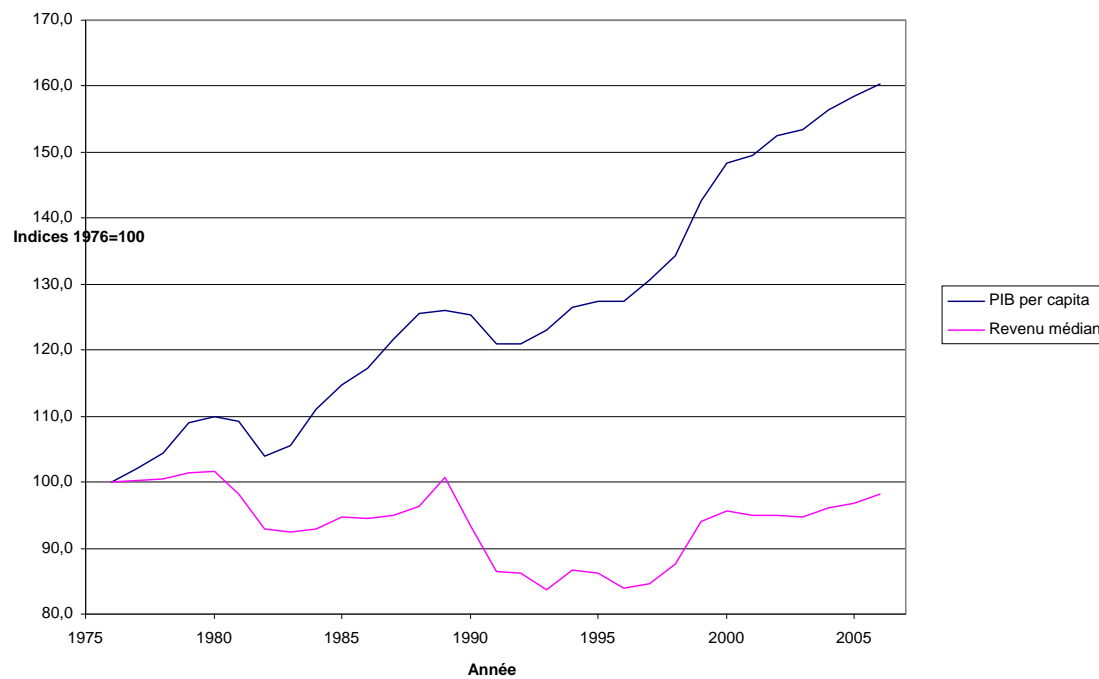
Thornton, James R., Richard J. Agnello et Charles R. Link (1978), « Poverty and Economic Growth : Trickle Down Peters Out », *Economic Inquiry*, vol. 16, juillet, pp. 385 à 393.

Tobin, James (1994), « Poverty in Relation to Macroeconomic Trends, Cycles, and Policies », ch. 6 dans *Confronting Poverty*, Sheldon Danziger, Gary Sandefur et Daniel Weinberg, Russel Sage Foundation et Harvard University Press, New York et Cambridge, MA, pp. 147 à 167.

Zyblock Myles et Zhengi Lin (1997), « Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu? », Document de recherche no. 110, Statistique Canada, décembre, 18 pages.

Annexe A

Graphique A-1: Indices comparatifs du PIB per capita et du revenu médian des familles, Québec, 1976-2006



Source : Estimations de l'auteur, Conference Board du Canada et Statistique Canada, (CANSIM), Tableau modifié 202-0203.

Annexe B. Exemple de calcul de la part des facteurs explicatifs de l'évolution des taux de pauvreté au Québec. Période 1996-2006.

Calcul des effets individuels tel qu'indiqué dans le texte :

I. L'effet de la variable du revenu médian (Y)

- 1) le coefficient de la première variable est -16,8 (réf. Tableau 6)
- 2) la variation de cette variable au cours de cette période est de 16,9 % (réf. Tableau 8)
- 3) le taux de pauvreté devrait diminuer pour cette raison de $0,169 * 16,8 = 2,84$ points de pourcentage.

II. L'effet des inégalités de revenu (Gini)

- 1) le coefficient de cette variable est de 0,597 (Tableau 6)
- 2) la variation de cette variable au cours de cette période est de -1,4 (variation du coefficient de Gini multiplié par 100)- réf. Tableau 8
- 3) le taux de pauvreté devrait diminuer pour cette raison de $1,4 + 0,597 = 0,84$ point de pourcentage.

III. L'effet de la variable d'emploi

- 1) le coefficient de cette variable est de -0,27 (réf. Tableau 6)
- 2) la variation de cette variable au cours de cette période est de 5 points de pourcentage (réf. Tableau 8)
- 3) le taux de pauvreté devrait diminuer pour cette raison de $5 * 0,27 = 1,35$ point de pourcentage.

IV. L'effet de la variable de transferts gouvernementaux.

- 1) le coefficient de cette variable est de -7,04 (réf. Tableau 6)
- 2) la variation de cette variable est de 10,0 % (réf. Tableau 8)
- 3) le taux de pauvreté devrait diminuer pour cette raison de $0,10 * 7,04 = 0,70$ point de pourcentage

V. L'effet de la variable de tendance

- 1) le coefficient de cette variable est de -0,25 (réf. Tableau 6)
- 2) la variation de la valeur de cette variable au cours de cette période est de 10 (réf. définition de la variable t).
- 3) le taux de pauvreté devrait diminuer pour cette raison de $10 * 0,25 = 2,5$ points de pourcentage.

Total des effets individuels

Si on additionne tous les effets de chaque variable, cela donne un total de :

$2,84 + 0,84 + 1,35 + 0,7 + 2,5 = 8,23$ points de pourcentage de baisse estimée par le modèle alors que dans les faits, cette baisse a été de 8,7 points de pourcentage, soit un ratio de 94,6 % de la valeur prévue par rapport à la valeur observée. La différence entre ces deux valeurs n'est donc pas très grande.

Répartition des effets individuels (Tableau 7) en fonction de la valeur estimée.

La répartition est $2,84 / 8,23 = 34,5$ % pour la variable Y (revenu)

$0,84 / 8,23 = 10,2$ % pour la variable d'inégalités

$1,35 / 8,23 = 16,4$ % pour la variable d'emploi

$0,70 / 8,23 = 8,5$ % pour la variable de transferts

$2,50 / 8,23 = 30,4$ % pour la variable de tendance

Le tout faisant bien 100 % et correspondant point par point au tableau 7.