

www.stat.gouv.qc.ca
Institut de la statistique du Québec

CONDITIONS DE VIE

L'inégalité de revenu au Québec 1979-2004

Les contributions
de composantes de revenu
selon le cycle économique

Stéphane Crespo

Québec 

Pour tout renseignement concernant l'ISQ et les données statistiques dont il dispose, s'adresser à :

Institut de la statistique du Québec
200, chemin Sainte-Foy, 3^e étage
Québec (Québec)
G1R 5T4

Téléphone : (418) 691-2401

ou 1 800 463-4090

(sans frais d'appel au Canada et aux États-Unis)

Site Web : www.stat.gouv.qc.ca

Ce rapport a été publié par
l'Institut de la statistique du Québec.

Dépôt légal
Bibliothèque nationale du Canada
Bibliothèque et Archives nationales du Québec
ISBN 978-2-551-23592-6 (version imprimée)
ISBN 978-2-550-50859-5 (PDF)

© Gouvernement du Québec

Toute reproduction est interdite sans l'autorisation
expresse de l'Institut de la statistique du Québec.

Septembre 2007

Avant-propos

Le Québec s'est doté, en 2002, de la Loi visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale et l'un des buts de la Stratégie nationale de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale, définie en vertu de cette loi, consiste à « réduire les inégalités qui peuvent nuire à la cohésion sociale » (2002, c. 61, a. 6.). Une dimension incontournable des inégalités est d'ordre socioéconomique et concerne le revenu des familles et des personnes.

L'inégalité de revenu constitue un concept fort utile pour cerner l'influence, sur une population, de deux constituants qui jouent un rôle crucial dans la distribution et la redistribution du revenu : le marché et l'État. Les composantes de revenu que sont le revenu de marché, l'impôt et les transferts gouvernementaux émanent respectivement de ces constituants. Or, on a trop peu examiné, au Québec, les tendances de l'inégalité à partir des contributions de ces composantes. À plus forte raison, on a trop peu examiné ces tendances et ces contributions au cours des 25 dernières années en prêtant une attention aux cycles économiques et aux phases de récession et d'expansion qui les composent. Voilà pourquoi nous analysons les tendances de l'inégalité du revenu des familles économiques et des personnes seules du Québec au cours de la période 1979-2004.

Ce rapport s'inscrit dans les travaux de l'Institut de la statistique du Québec sur les thèmes de l'inégalité de revenu et du faible revenu, dont les plus récents, réalisés en partenariat avec le ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, sont : *Recueil statistique sur la pauvreté et les inégalités socioéconomiques au Québec* (2006); *Inventaire des indicateurs de pauvreté et d'exclusion sociale* (2005). Nul doute que *L'inégalité de revenu au Québec (1979-2004). Les contributions de composantes de revenu selon le cycle économique* saura être apprécié par quiconque est à l'affût de données et d'analyses approfondies sur le thème particulier de l'inégalité.

Le directeur général,



Yvon Fortin

Produire une information statistique pertinente, fiable et objective, comparable, actuelle, intelligible et accessible, c'est là l'engagement « qualité » de l'Institut de la statistique du Québec.

Ce rapport a été réalisé par : Stéphane Crespo, Unité des conditions de vie,
Direction des statistiques économiques et sociales

Sous la coordination de : Hervé Gauthier et Sylvie Jean,
Unité des conditions de vie,
Direction des statistiques économiques et sociales

Sous la direction de : Camille Courchesne, Directeur des statistiques économiques et sociales

Ont réalisé l'édition, le montage et la révision linguistique : Jocelyne Tanguay, Claudette D'Anjou
et Geneviève Laplante,
Direction de l'édition et des communications

Pour tout renseignement concernant le contenu
de cette publication : Unité des conditions de vie
Direction des statistiques économiques et sociales
Institut de la statistique du Québec
200, chemin Sainte-Foy, 3^e étage
Québec (Québec)
G1R 5T4
Téléphone : (418) 691-2411, poste 3205
Télécopieur : (418) 643-4129
Courrier électronique : conomie@stat.gouv.qc.ca

Référence suggérée :

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

Table des matières

Introduction	11
Chapitre 1	Influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale de l'État sur l'inégalité : cadre descriptif	13
Chapitre 2	Données et méthodologies	17
	2.1 Les données : Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR)	17
	2.2 Unité d'analyse (la famille économique) et revenu de référence (le revenu ajusté)	17
	2.3 Indicateur d'inégalité : coefficient de Gini	19
	2.4 Méthodologies pour cerner l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale sur l'inégalité	19
	2.4.1 Influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale sur l'inégalité	19
	2.4.2 Variations de l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale, selon les cycles économiques et leurs phases	20
	2.5 Définition de sous-populations selon la composition de la famille et l'âge du principal soutien économique	24
Chapitre 3	Revue chronologique de l'inégalité au Québec (1979-2004) : les contributions de composantes de revenu selon le cycle économique	29
	3.1 Revue chronologique de l'inégalité de revenu	32
	3.2 Revue chronologique de l'inégalité de revenu, selon la composition de la famille économique	36
	3.3 Revue chronologique de l'inégalité de revenu, selon l'âge du principal soutien économique	40

Chapitre 4	Synthèse de la démarche, conclusions et limites.....	45
Annexe A	Coefficient de Gini, contributions des composantes de revenu, population et sous-populations de familles économiques, Québec, 1979-2004	51
Annexe B	Décomposition du coefficient de Gini selon des composantes de revenu : application et méthodologie	59
Bibliographie	63

Liste des tableaux

Tableau 3.1	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, toutes les familles, Québec, 1979-2004	32
Tableau 3.2	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, personnes seules, Québec, 1979-2004	36
Tableau 3.3	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, couples (avec ou sans enfants), Québec, 1979-2004	37
Tableau 3.4	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles monoparentales, Québec, 1979-2004	38
Tableau 3.5	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de moins de 30 ans, Québec, 1979-2004	41
Tableau 3.6	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 30 à 64 ans, Québec, 1979-2004,	42
Tableau 3.7	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 65 ans et plus, Québec, 1979-2004	43
Tableau A1	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, toutes les familles, Québec, 1979-2004.....	52
Tableau A2	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, personnes seules, Québec, 1979-2004	53
Tableau A3	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, couples (avec ou sans enfants), Québec, 1979-2004	54
Tableau A4	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles monoparentales, Québec, 1979-2004,	55
Tableau A5	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de moins de 30 ans, Québec, 1979-2004	56
Tableau A6	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 30 à 64 ans, Québec, 1979-2004	57
Tableau A7	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 65 ans et plus, Québec, 1979-2004	58

Liste des figures

Figure 2.1	
PIB réel selon les dépenses, données désaisonnalisées au taux annuel, base 1997, Québec, 1981-2004.....	21
Figure 2.2	
Taux de chômage, population active (15 ans et plus), Québec, 1976-2004.....	21
Figure 2.3	
Répartition des familles économiques selon la composition, Québec, 1979-2004.....	26
Figure 2.4	
Répartition des familles économiques selon l'âge du principal soutien, Québec, 1979-2004.....	26
Figure 3.1	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, toutes les familles, Québec, 1979-2004.....	32
Figure 3.2	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, personnes seules, Québec, 1979-2004.....	36
Figure 3.3	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, couples (avec ou sans enfants), Québec, 1979-2004.....	37
Figure 3.4	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles monoparentales, Québec, 1979-2004.....	38
Figure 3.5	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de moins de 30 ans, Québec, 1979-2004.....	41
Figure 3.6	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 30 à 64 ans, Québec, 1979-2004,	42
Figure 3.7	
Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 65 ans et plus, Québec, 1979-2004.....	43

Faits saillants

- L'inégalité, mesurée au moyen du coefficient de Gini sur une échelle variant de 0 % (égalité parfaite) à 100 % (inégalité parfaite), suit une tendance à la baisse entre le sommet conjoncturel de 1979 et l'année 2004. En 1979, ce coefficient s'élève à 31,4 %, et diminue de 1,3 point entre ces deux années. Cette tendance à la baisse se produit au cours du cycle économique qui s'étend entre les sommets conjoncturels de 1979 et de 1989. La tendance se renverse avec le cycle actuel, en cours depuis 1989. En effet, en 1989, le coefficient s'élève à 28,7 %, et il augmente de 1,4 point sur la période 1989-2004. Le renversement de cette tendance passe par une phase d'expansion de l'économie depuis 1993 qui est propice à l'augmentation de l'inégalité, contrairement à la phase d'expansion du cycle des années 1980 (1983-1989), qui était plutôt favorable à sa diminution.
- Chaque année, le revenu de marché contribue à l'inégalité, tandis que l'impôt et le revenu de transfert, conformément à leur fonction normale de redistribution du revenu, contribuent à l'égalité.
- L'impôt et le revenu de transfert contribuent exclusivement à la diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004. En d'autres termes, la diminution de l'inégalité est strictement redevable à ces deux composantes, étant donné que la composante du marché contribue plutôt à élever son niveau entre ces deux années.
- L'évolution notée de l'inégalité, qui consiste dans le renversement d'une tendance à la baisse avec le cycle économique actuel, est due à des évolutions particulières des composantes de revenu, dans leur influence sur l'inégalité. Le revenu de marché contribue exclusivement à ce renversement. En effet, la contribution de cette composante à l'inégalité augmente d'un cycle économique à l'autre (de la période 1979-1989 à la période 1989-2004), tandis que la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert demeure stable.
- La relation entre les phases du cycle économique (récession et expansion) et la variation (à la hausse ou à la baisse) de la contribution des composantes n'est pas uniforme d'un cycle économique à l'autre (cycle des années 1980 comparativement au cycle actuel). La contribution du revenu de marché à l'inégalité suit une tendance contracyclique au cours du cycle des années 1980 : cette contribution augmente en phase de récession (1979-1983) et diminue en phase d'expansion (1983-1989); or, ce n'est pas le cas du cycle actuel, car cette contribution continue d'augmenter en phase d'expansion (en cours depuis 1993). La relation entre les phases du cycle et la variation de la contribution de l'impôt et du revenu de transfert à l'inégalité ne présente pas une structure de type contracyclique ni cyclique.

Faits saillants de l'inégalité, selon la composition de la famille économique

- En moyenne, au cours de la période 1979-2004, l'inégalité présente les niveaux les moins élevés de toutes les formes de composition de famille économique parmi les couples avec ou sans enfants (26,9 %), et les plus élevés parmi les personnes seules (34,9 %).

- Peu importe la composition de la famille économique (personnes seules, couples avec ou sans enfants, familles monoparentales), l'inégalité suit une tendance à la baisse entre 1979 et 2004. Cette tendance est la plus accentuée parmi les personnes seules, tandis qu'elle est peu prononcée parmi les couples avec ou sans enfants et les familles monoparentales.
- Peu importe cette composition, la tendance à la baisse observée entre 1979 et 1989 se renverse avec le cycle économique actuel, observé entre 1989 et 2004.
- Le revenu de marché contribue majoritairement à la diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004 dans le cas des personnes seules, tandis que l'impôt et le revenu de transfert y contribuent exclusivement dans le cas des couples avec ou sans enfants et des familles monoparentales.
- Le revenu de marché contribue majoritairement au renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité avec le cycle économique actuel dans le cas des personnes seules et des couples avec ou sans enfants, et exclusivement dans le cas des familles monoparentales.

Faits saillants de l'inégalité, selon l'âge du principal soutien économique

- En moyenne, au cours de la période 1979-2004, l'inégalité présente les niveaux les moins élevés parmi les familles dont le principal soutien a 65 ans et plus (25,6 %), et les plus élevés parmi celles où ce soutien a moins de 30 ans (31,6 %).
- Entre 1979 et 2004, l'inégalité suit une forte tendance à la baisse au sein des familles dont le principal soutien a 65 ans et plus, tandis qu'elle varie peu au sein des autres. Par exemple, dans le cas des familles dont le principal soutien a 65 ans et plus, le coefficient de Gini s'élève à 33,5 % en 1979, et diminue de 8,8 points entre 1979 et 2004.
- La tendance à la baisse de l'inégalité observée entre 1979 et 1989 se renverse avec le cycle actuel dans le cas des jeunes familles et de celles d'âge intermédiaire, et s'affaiblit dans le cas des familles dont le soutien économique a plus de 65 ans.
- La variation des niveaux d'inégalité est fortement conjoncturelle et de nature contracyclique dans le cas des jeunes familles : ces niveaux augmentent en phase de récession et diminuent en phase d'expansion.
- Le revenu de marché contribue majoritairement à la forte diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004 dans le cas des familles dont le principal soutien a 65 ans et plus, tandis que cette composante contribue dans une mesure similaire à celle de l'impôt et du revenu de transfert à sa plus faible diminution dans le cas des familles jeunes ou d'âge intermédiaire, ce qui explique que l'inégalité varie peu au sein de ces familles.
- Le revenu de marché contribue exclusivement à l'évolution de l'inégalité (qu'il s'agisse du renversement de sa tendance à la baisse avec le cycle actuel dans le cas des familles d'âge intermédiaire, ou de l'affaiblissement de cette tendance dans le cas des familles dont le soutien économique a plus de 65 ans), tandis que l'impôt et le revenu de transfert contribuent majoritairement à cette évolution dans le cas des jeunes familles (laquelle consiste dans le renversement d'une tendance à la baisse).

Introduction

L'*inégalité de revenu* constitue un concept fort utile pour jauger l'influence que comportent, sur le « bien-être » économique d'une population, deux constituants dont le rôle est crucial dans la distribution et la redistribution du revenu : le *marché* et l'*État*. L'inégalité de revenu se rapporte à l'équilibre relatif entre les parts du revenu d'une population attribuées aux « plus riches » et aux « plus pauvres » : l'inégalité s'aggrave à mesure que la part des plus riches s'accroît au détriment de celle des plus pauvres.

Au cours d'une période donnée, on peut s'attendre à ce que la *dynamique du marché* de même que la *politique fiscale et sociale de l'État* modifient l'inégalité. La dynamique du marché renvoie à l'ensemble des opérations sur le marché du travail et les marchés financiers, lesquelles influent sur la distribution du revenu d'une population, sous forme de gains du travail, d'intérêts sur le capital, etc. La politique fiscale et sociale recouvre l'ensemble des règles et des programmes de l'État ayant pour but de redistribuer le revenu engendré par le marché.

On peut concevoir que ces deux éléments exercent leur influence sur l'inégalité au moyen des composantes du revenu que sont le *revenu de marché*, d'une part, l'*impôt* et le *revenu de transfert*, d'autre part. Le revenu de marché, ou revenu *avant impôt et transferts*, comprend surtout le revenu de travail (gains), le revenu de placement et les prestations de retraite privées. La dynamique du marché varie dans le temps en fonction du cycle économique et suit, le cas échéant, une tendance structurelle à plus long terme, ce qui aboutit à une distribution plus ou moins égalitaire du revenu d'une population. Par ailleurs, on distingue l'impôt, de même que le revenu de transfert, lequel comprend surtout les prestations de retraite publiques (*Régime de rentes du Québec* et *Sécurité de la vieillesse*), les prestations d'assurance-emploi, de sécurité du revenu, etc. C'est par l'intermédiaire de l'impôt que la politique fiscale de l'État modifie l'inégalité et grâce au revenu de transfert que la politique sociale fait de même. La propension de cette politique à redistribuer le revenu des « plus riches » aux « plus pauvres », et donc à diminuer l'inégalité, varie aussi dans le temps, et elle est sensible au cycle économique, à l'instar de la dynamique de marché.

Le *revenu disponible*, ou revenu *après impôt et transferts*, se définit comme la somme du revenu de marché et du revenu de transfert, dont on soustrait l'impôt. On peut concevoir que l'inégalité selon le revenu disponible constitue le « résultat net » de l'influence de cette dynamique et de cette politique, lesquelles s'exercent respectivement par l'entremise du revenu de marché, de l'impôt et du revenu de transfert.

Dans des études basées sur des données du Canada et produites par Statistique Canada, on a passé en revue les niveaux d'inégalité, et l'évolution historique de ces niveaux relativement à des périodes débutant le plus souvent avec les années 1980 (Zyblock et Lin, 1997; Frenette, Green et Picot, 2004; Picot et Myles, 2005; Frenette, Green et Milligan, 2006; Heisz, 2007). Un axe parfois privilégié dans ces études consiste à cerner les contributions des diverses composantes de revenu aux niveaux, ainsi que l'évolution historique de ces contributions, modulée par les cycles économiques et les phases de ces cycles, c'est-à-dire les récessions et les expansions (Picot et Myles, 2005 : 15; Frenette, Green et Picot, 2004; Frenette, Green et Milligan, 2006; Heisz, 2007).

Or, en ce qui a trait au Québec en particulier – et à notre connaissance –, on n'a pas décrit l'inégalité (et son évolution) en cernant de telles contributions, tout en portant attention à ces cycles et phases. À plus forte raison, on n'a pas réalisé une telle description dans différentes sous-populations du Québec, définies selon des caractéristiques des familles ou des personnes qui les composent. Dans la présente étude, nous visons à combler en partie ce manque de connaissance, à partir d'un échantillon représentatif des familles économiques du Québec sur la période 1979-2004; cet échantillon est tiré d'enquêtes de Statistique Canada.

Ce document se divise en quatre chapitres. Dans le premier, nous explicitons notre cadre descriptif, à partir d'un survol de la littérature portant sur l'inégalité au Canada. Selon ce cadre, les niveaux d'inégalité résultent de l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale sur les composantes de revenu, chaque composante exerçant sa contribution aux niveaux observés; par ailleurs, cette influence évolue dans le temps, selon les cycles économiques et les phases de ces cycles.

Dans le deuxième chapitre, nous décrivons les données et les méthodologies utilisées pour opérationnaliser ce cadre. Au troisième, nous effectuons une revue chronologique de l'inégalité, revue articulée autour de questions clés que nous énonçons au préalable. Au quatrième chapitre, nous résumons notre démarche et les conclusions de la revue; enfin, nous énonçons quelques limites de nature méthodologique.

Influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale de l'État sur l'inégalité : cadre descriptif

Les principaux résultats qui ressortent de la littérature sur l'inégalité produite par Statistique Canada peuvent être formulés comme suit. Les séries chronologiques indiquent une légère hausse de l'inégalité selon le revenu disponible au Canada entre 1980 et 2000 (Frenette, Green et Picot, 2004 : 16-17). La dynamique du marché élève généralement les niveaux de l'indicateur par l'intermédiaire du revenu de marché, tandis que la politique fiscale et sociale les abaisse par l'impôt et le revenu de transfert, conformément à une fonction normale de redistribution du revenu. Or, la contribution relative de ces phénomènes varie conjoncturellement et structurellement, c'est-à-dire d'une phase à l'autre du cycle économique, et d'un cycle économique à l'autre.

Les séries montrent une variation conjoncturelle des niveaux d'inégalité, alors que la dynamique de marché fait augmenter ces niveaux durant les phases de récession 1980-1983 et 1989-1993 et les fait diminuer durant les phases d'expansion 1983-1989 et 1993-2000 (Frenette, Green et Picot, 2004 : 15). Le coefficient de Gini, calculé selon le revenu de marché par Frenette, Green et Picot (2004 : 15¹), passe au Canada respectivement de 0,37 à 0,40 et de 0,38 à 0,42 au cours des deux phases de récession. Inversement, il diminue de 0,40 à 0,38 et de 0,42 à 0,41 au cours des deux phases d'expansion.

Une explication possible à cette relation négative entre le cycle économique et le coefficient tient au fait que le taux d'emploi des travailleurs situés dans les segments inférieurs de la distribution du revenu varie plus fortement en fonction du cycle que celui des travailleurs situés dans les autres segments : ce taux diminue plus fortement durant les phases de récession, quand ces travailleurs sont les premiers menacés de perdre leur emploi, et augmente plus fortement par la suite durant les phases d'expansion, quand ils finissent par retrouver un emploi. Or, on sait que le taux d'emploi est lié positivement au niveau de revenu. Inversement, si l'on admet que ce niveau augmente plus fortement en phase d'expansion, il en résulte que l'inégalité risque de diminuer.

La contribution de la politique fiscale et sociale canadienne consiste surtout à limiter, grâce à l'impôt et au revenu de transfert et durant les phases de récession, l'augmentation engendrée par la dynamique de marché. C'est du moins ce qui peut expliquer que, durant les phases de récession observées, les augmentations calculées selon le revenu disponible – qui tient compte de l'impôt et du revenu de transfert – sont moins prononcées que celles qu'on ne calcule que selon le revenu de

1. Les auteurs précisent que le revenu est mesuré relativement à la famille économique, bien que l'unité d'analyse soit la personne. Le revenu est ajusté en fonction de la taille de la famille, c'est-à-dire qu'il est divisé par le nombre d'équivalents adultes; ce nombre est la racine carrée de la taille de la famille.

marché – qui n'en tient pas compte (Frenette, Green et Picot, 2004). Le coefficient (selon le revenu disponible) passe seulement de 0,28 à 0,29 (+ 0,01 point) au cours des récessions correspondant aux périodes 1980-1983 et 1989-1993, au lieu de passer (selon le revenu de marché) respectivement de 0,37 à 0,40 (+ 0,03 point) et de 0,38 à 0,42 (+ 0,04 point) (Frenette, Green et Picot, 2004 : 15).

On constate aussi une augmentation structurelle au Canada des niveaux d'inégalité, plus particulièrement au cours du cycle des années 1990, qui s'est déroulé entre les sommets de 1989 et de 2000². Encore une fois, les deux phénomènes y contribuent. La dynamique de marché provoque une augmentation de l'inégalité entre le début et la fin de chaque cycle. Cette augmentation est due à une hausse plus forte en phase de récession qu'à une baisse subséquente en phase d'expansion; tel est particulièrement le cas du cycle des années 1990. Le coefficient de Gini, calculé selon le revenu de marché, augmente d'un sommet de cycle à l'autre : de 0,37 à 0,38 sur la période 1980-1989, et de 0,38 à 0,41 sur la période 1989-2000 (Frenette, Green et Picot, 2004 : 15).

Certains phénomènes caractéristiques de la répartition des gains, et qui renvoient aux mutations économiques, peuvent expliquer cette tendance. Par exemple, Morissette, Myles et Picot (1994) montrent que l'inégalité des gains augmente au cours des années 1980, parce que l'écart se creuse quant à la distribution des heures annuelles travaillées. Dans le même ordre d'idées, Wolfson et Murphy (2000) montrent que l'inégalité des gains des familles s'intensifie au Canada de 1985 à 1997.

Enfin, les données montrent un affaiblissement structurel de la politique fiscale et sociale canadienne dans sa propension à réduire les niveaux d'inégalité engendrés par une dynamique de marché désormais plus inégalitaire. Tandis qu'au cours du cycle des années 1980, l'impôt et le revenu de transfert réussissent à neutraliser l'accroissement causé par le revenu de marché, tel n'est plus le cas au cours du cycle des années 1990. Le coefficient de Gini, lorsque calculé selon le revenu disponible, demeure stationnaire à 0,28 au cours du premier cycle (1980-1989), tandis qu'à l'inverse, il augmente au cours du second (1989-2000), passant de 0,28 à 0,30. Cette augmentation survient en dépit de la phase d'expansion débutant en 1993, durant laquelle le revenu de marché fait diminuer l'inégalité, comme on l'a vu précédemment (Frenette, Green et Picot, 2004 : 15).

On explique cet affaiblissement structurel entre autres par la mise en œuvre de réformes de la politique sociale relative au soutien du revenu au cours des années 1990. Par exemple, en 1993, le programme de l'assurance-chômage est remplacé par l'« assurance-emploi », dont les règles d'admissibilité sont désormais plus restrictives. Aussi, les prestations de la sécurité du revenu sont abaissées et les règles d'admissibilité sont plus sévères.

Dans une étude plus récente, qui repose sur la période 1979-2004, on a aussi analysé la contribution de la composante du marché et des composantes de l'État à l'inégalité, de même que l'évolution de ces contributions au cours des cycles économiques récents. Les conclusions sont similaires quant à l'influence des deux cycles économiques, soit le cycle des années 1980 et le cycle subséquent (Heisz, 2007). Ainsi, l'auteur s'est demandé en quoi la redistribution opérée par l'impôt et les transferts gouvernementaux a eu une incidence sur les niveaux d'inégalité et sur la croissance de ces niveaux sur les périodes 1979-2004, 1979-1989 et 1989-2004. Au Canada, l'inégalité de revenu familial après impôt diminue d'abord entre 1979 et 1989, passant de 0,283 à 0,277, et remonte ensuite de 1989 à 2004, soit de 0,277 à 0,315. L'auteur rapporte que, bien que la redistribution ait permis de réduire l'inégalité d'une manière plus prononcée en 2004 qu'en 1979, les changements apportés à l'impôt et aux transferts ont contribué à une croissance plus accentuée de

2. Il arrive fréquemment que les analystes du marché du travail canadien considèrent l'année 2000 comme un sommet (Frenette, Green et Picot, 2004 : 14). Ce sommet n'aurait pas précédé officiellement une récession, contrairement à la définition courante d'un sommet. C'est plutôt un ralentissement économique auquel on a assisté à partir de cette année.

la redistribution entre 1979 et 1989 qu'entre 1989 et 2004. En effet, au cours des années 1990, et plus précisément de 1989 à 2004, ces changements ont été peu contributives et la redistribution est demeurée relativement stable. Au contraire, l'inégalité selon le revenu de marché a davantage augmenté, ce qui rend compte en définitive de l'augmentation de l'inégalité. La « redistribution aurait dû augmenter de façon à réduire le coefficient de Gini deux fois plus dans les années 1990 que dans les années 1980 pour empêcher l'augmentation de l'inégalité de revenu après impôt au cours de cette décennie » (Heisz, 2007 : 9).

Ces études mettent donc en évidence le jeu de l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale de l'État dans la distribution et la redistribution du revenu de la population, et l'évolution historique de ce jeu, selon les cycles économiques et leurs phases. Il en découle un cadre pour décrire, grâce aux composantes de revenu, les niveaux d'inégalité.

On peut formuler deux raisons pour procéder, dans la présente étude, à une autre revue chronologique de l'inégalité qui s'inscrit dans ce cadre descriptif. Premièrement, à notre connaissance, une telle revue n'a pas été réalisée pour le compte d'une province en particulier, en l'occurrence le Québec. Il est donc possible d'enrichir la statistique officielle sur l'inégalité dans cette province. Certes, l'inégalité est régulièrement estimée pour le compte du Québec (Jean, 2001; Morin, 2006³). Mais elle n'est pas décrite sur de longues séries quant aux composantes de revenu qui contribuent à ses niveaux, composantes qui, comme le stipule ce cadre, sont influencées par la dynamique de marché et la politique fiscale et sociale de l'État, selon les cycles et les phases.

Deuxièmement – toujours à notre connaissance –, une telle revue n'a pas été menée pour le compte de différentes sous-populations de familles dans cette province. Les niveaux d'inégalité, ainsi que les contributions de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale à ces niveaux, sont susceptibles de varier entre des sous-populations, définies par la composition de la famille (ex. : personnes seules, couples avec ou sans enfants, familles monoparentales) et par l'âge de son principal soutien économique⁴ (ex. : jeune, intermédiaire, âgé). En effet, la dynamique de marché et la politique fiscale et sociale n'exercent vraisemblablement pas la même influence sur toutes ces sous-populations. Chaque année, toutes ne « profitent » pas ou ne « subissent » pas également la dynamique de marché en vigueur. Par exemple, les bénéficiaires (sous forme de transfert) qu'elles peuvent attendre de la politique risquent de varier.

Il est probable que les couples, comparativement aux familles monoparentales et aux personnes seules, disposent d'un revenu moins inégal. En effet, le nombre de leurs pourvoyeurs économiques est potentiellement plus élevé. Ils échapperaient par le fait même plus souvent à la situation où aucun membre de la famille ne travaille, situation qui, particulièrement en phase de récession, accroît l'inégalité entre les familles en vertu du revenu de marché ou, en d'autres termes, selon la présence ou non de revenus d'emploi.

Il est également probable que les familles dont le principal soutien économique est d'âge intermédiaire, plutôt que jeune ou âgé, se trouvent dans une situation comparable à celle des couples. À l'âge intermédiaire en effet, l'emploi est plus systématiquement stable et pourvu, ce qui tend à réduire les inégalités. Ce serait moins souvent le cas des familles dont le soutien est jeune. Lorsque le soutien est âgé, la situation peut être d'un tout autre ordre. Bien que le niveau de revenu diminue parce que la retraite n'assure normalement qu'un remplacement partiel du revenu antérieur, l'effet de cette retraite sur l'inégalité dépend, quant au reste, de la politique, car la part du revenu de

3. Se référer notamment aux tableaux publiés sur le site Web de l'Institut de la statistique du Québec à l'adresse www.stat.gouv.qc.ca

4. Le concept de « principal soutien économique » est issu de l'EDTR, et remplace le concept de « chef » (de famille) de l'EFC. Un principal soutien économique est la personne d'une famille économique qui n'est pas un enfant et dont le revenu avant impôt est le plus élevé. L'attribution du chef dans l'EFC se fait uniquement à partir des liens qui existent entre les membres. En outre, le chef peut ne pas être le principal soutien, ni même retirer un revenu (Statistique Canada, 1998 : A-1).

transfert dans le revenu des personnes âgées est plus élevée. Au Canada, cette politique a accompli des progrès considérables au cours des dernières décennies : l'inégalité a substantiellement diminué dans les familles dont le soutien économique a 65 ans et plus (Myles, 2000), probablement de façon plus importante que parmi les plus jeunes.

Notre revue chronologique de l'inégalité sera donc réalisée concernant le Québec, et détaillée selon différentes sous-populations, outre la population d'ensemble. Toutefois, le cadre de cette revue est essentiellement descriptif. En d'autres termes, notre objectif consiste à *décrire* les tendances, et non à les *expliquer*⁵. En effet, pour expliquer ces tendances, il faudrait procéder à l'analyse historique d'une série exhaustive d'énoncés de politique sociale qui influencent le revenu (donc l'inégalité) de chaque sous-population comme de la population globale; une telle analyse dépasse le cadre de notre étude.

5. La discussion que nous venons d'effectuer sur la différenciation des niveaux d'inégalité selon les sous-populations (définies en vertu de la composition de la famille et l'âge du principal soutien économique) ne doit pas être interprétée comme un énoncé d'« hypothèses » à vérifier au cours de la présente étude, mais plutôt comme des « arguments » non formels, énoncés simplement pour justifier la pertinence d'une description nuancée (selon ces sous-populations). Par ailleurs, en cours de survol de la littérature sur les tendances de l'inégalité au Canada, nous avons proposé des explications concernant différents phénomènes. Nous ne reviendrons pas sur ces explications potentielles lors de notre propre revue chronologique.

Données et méthodologies

Le cadre descriptif de notre étude étant explicité, nous décrivons maintenant les données et les méthodologies utilisées pour opérationnaliser ce cadre. Les thèmes suivants sont traités : 1. les données; 2. l'unité d'analyse et le revenu de référence; 3. l'indicateur d'inégalité; 4. les méthodologies pour cerner l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale sur l'inégalité; 5. la définition des sous-populations selon la composition de la famille et l'âge du principal soutien économique.

2.1 Les données : *Enquête sur les finances des consommateurs* (EFC) et *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR)

Les microdonnées de deux enquêtes de Statistique Canada ont été utilisées. Il s'agit de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* (EFC) à partir des fichiers de microdonnées à grande diffusion et de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* (EDTR) à partir des fichiers maîtres de microdonnées. Les fichiers de microdonnées de l'EFC sont disponibles annuellement à partir de 1981 jusqu'en 1997, année où l'enquête a été menée pour la dernière fois. Avant 1981, seules les microdonnées pour les familles sont disponibles, mais à une fréquence de deux ans. En outre, bien que l'EDTR soit menée annuellement depuis son lancement en 1993, c'est à partir de 1996 qu'elle a remplacé l'EFC en tant que source officielle pour l'estimation des données relatives au revenu au Canada. Au moment où nous avons effectué le traitement des données, les microdonnées de l'EDTR étaient disponibles jusqu'en 2004 inclusivement.

2.2 Unité d'analyse (la famille économique) et revenu de référence (le revenu ajusté)

Il n'y a pas de consensus dans la littérature sur l'inégalité concernant une « unité d'analyse idéale », qu'il s'agisse de la personne ou de toute forme de regroupement à partir du ménage, dont la « famille ». Chaque unité présente des avantages et des inconvénients. L'avantage d'adopter la personne comme unité d'analyse réside dans une vision plus directe : en effet, l'inégalité est d'abord et avant tout un problème de répartition du revenu entre personnes. À cet égard, Atkinson *et al.* (2002 : 27) soutiennent que la position des citoyens d'un pays devrait être le point de départ de la construction de tout indicateur social dans ce pays. Les auteurs approuvent la recommandation de considérer la personne comme unité d'analyse, et donc comme base des calculs de proportion d'un indicateur donné; cette recommandation est issue du rapport du comité de travail Eurostat de 1998 sur les statistiques relatives à la pauvreté et à l'exclusion sociale. Le recours à la personne, en tant qu'unité, présenterait en outre l'avantage de tenir compte de la population totale, indépendamment des changements éventuels dans la composition des familles (ou des ménages) à travers le temps : « Si Alice épouse Robert, elle ne disparaît pas des statistiques » (Atkinson *et al.* : 94).

Cependant, ce recours présente un inconvénient : l'analyse de l'inégalité doit être restreinte à la population des personnes en âge de percevoir un revenu, ce qui exclut d'emblée certaines sous-populations comme les enfants. Cette restriction présuppose que l'analyse ne peut pas fournir un portrait « exhaustif » du phénomène, c'est-à-dire qui s'applique à l'ensemble de la population québécoise, y compris les enfants. Cependant, il est possible de contourner ce problème en mesurant le revenu de chaque personne (incluant donc les enfants) en le rapportant au revenu familial. Mais, par le fait même, cette mesure force l'analyste à énoncer un postulat quant à la répartition du revenu familial entre les personnes d'une même famille. La solution usuelle consiste à imputer à chaque personne d'une famille *le même revenu* (après ajustement sur lequel nous reviendrons plus loin). Or, en réalité, toutes les personnes d'une famille n'ont pas les mêmes goûts ni préférences, si bien qu'ils n'atteignent pas le même niveau de vie (Phipps et Burton, 1995, cité dans Chauvette, 2004 : 19) et, à plus forte raison, le même revenu. On peut ajouter qu'évidemment, tous ne tiennent pas de même façon les « cordons de la bourse », c'est-à-dire que le contrôle du revenu peut varier en fonction, par exemple, de l'autorité familiale.

Par conséquent, en recourant à la personne comme unité d'analyse basée sur le revenu familial, nous ne pourrions pas échapper au postulat en question ni à l'inconvénient qui en résulte sur le plan interprétatif. C'est pourquoi, afin d'y échapper, nous avons choisi la famille comme unité d'analyse, en l'absence d'un véritable consensus dans la littérature quant à une unité qui serait plus valable.

Plus précisément, l'unité d'analyse retenue pour la présente étude est la *famille économique*. Celle-ci comprend les personnes d'un même ménage (c.-à-d. d'un même logement), mais qui sont unies par des liens de sang, d'alliance, d'union libre ou d'adoption. La famille économique est moins inclusive que le *ménage*, mais plus inclusive que la *famille de recensement*⁶. En outre, la famille économique comprend les ménages formés d'une personne seule. Nous avons choisi la famille économique plutôt que le ménage ou la famille de recensement parce qu'il s'agit de l'unité d'analyse la plus fréquemment retenue au Canada et au Québec pour les estimations relatives à l'inégalité. La famille économique s'impose comme le concept le plus réaliste de regroupement de personnes dans un même ménage, dès lors qu'il s'agit du revenu en général, et de l'inégalité en particulier. Le fait de choisir la famille économique comme unité d'analyse signifie concrètement que notre revue reposera sur des estimations calculées selon cette famille.

Le revenu de référence est le revenu ajusté de la famille économique. En lui-même, le revenu (non ajusté) de la famille économique constitue un mauvais indicateur de revenu, puisqu'il ne tient pas compte de la taille de chaque famille ni des économies d'échelle relatives à la consommation. Pour calculer le revenu d'une famille économique, une solution courante consiste à ajuster ce revenu en fonction d'une « échelle d'équivalence », ce qui permet d'obtenir le revenu équivalent par personne, communément appelé le « revenu ajusté ».

Nous utilisons ici l'échelle d'équivalence de Statistique Canada. Selon cette échelle, le calcul du revenu ajusté repose sur le calcul de la « taille ajustée » de la famille, que l'on calcule ainsi : on attribue à la première personne la plus âgée de la famille économique, sinon à l'unique personne, un poids de 1. Dans le cas des familles de deux personnes et plus, on attribue un poids de 0,4 à la deuxième personne la plus âgée. À partir de la troisième, le poids attribué est de 0,4 pour celles de 16 ans et plus et de 0,3 pour les autres. Le revenu ajusté est donc synonyme du revenu familial (de la famille économique) divisé par la taille ajustée⁷. La taille ajustée consiste dans la somme des poids.

6. La famille de recensement peut comprendre un couple, avec ou sans enfants, ou un parent seul avec au moins un enfant.

7. L'application d'une échelle d'équivalence n'est pas exempte de postulats : l'attribution des poids des personnes additionnelles d'une famille économique (0,4 et 0,3) relève de règles d'usage.

2.3 Indicateur d'inégalité : coefficient de Gini

L'indicateur d'inégalité retenu est le coefficient de Gini, sans conteste l'indicateur le plus fréquemment utilisé dans la littérature. En pourcentage, celui-ci varie entre 0, qui représente la situation d'égalité parfaite (comme si toutes les familles économiques d'une population avaient le même revenu) et 1 ou 100 %, soit la situation d'inégalité parfaite (c'est-à-dire que la totalité du revenu de cette population est l'apanage d'une seule famille économique). Entre ces deux valeurs extrêmes, théoriques parce qu'inobservables dans les faits, l'inégalité empirique s'accroît à mesure que les segments d'une population de familles économiques (déciles ou centiles) situés à l'extrémité supérieure de la distribution du revenu, détiennent une part de plus en plus grande de l'ensemble du revenu de cette population.

Le coefficient correspond à une surface définie à partir de la courbe de Lorenz, qui résulte du croisement de deux variables, soit la proportion cumulative d'une population et la proportion cumulative du revenu agrégé détenu par cette population. Le coefficient de Gini s'inscrit dans un ensemble d'indicateurs d'inégalité de revenu⁸. Outre le fait qu'il constitue l'indicateur d'inégalité le plus fréquemment utilisé, nous l'avons retenu parce que des méthodologies formelles ont été inventées pour le partager en composantes de revenu.

Nous avons construit une série chronologique de base : celle du coefficient de Gini. Les estimations qui composent cette série ont été calculées selon le revenu disponible, soit la somme du revenu de marché et du revenu de transfert, moins l'impôt.

2.4 Méthodologies pour cerner l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale sur l'inégalité

Comme nous l'avons vu au premier chapitre, notre cadre descriptif rend nécessaire de cerner, chaque année, l'influence, sur l'inégalité, de la dynamique de marché par l'entremise du revenu de marché, et de la politique fiscale et sociale, traduite par l'impôt et le revenu de transfert. Ce cadre rend également nécessaire de cerner les variations de cette influence selon les cycles économiques et leurs phases. Il s'agit de deux étapes cruciales de notre démarche, dont nous explicitons les méthodologies dans les prochaines sections.

2.4.1 Influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale sur l'inégalité

Pour cerner chaque année cette influence, une stratégie est d'estimer les « contributions » des composantes de revenu aux niveaux d'inégalité. Pour estimer ces contributions, nous avons recouru à une méthodologie qui permet de décomposer le niveau de l'indicateur (chaque année) comme une somme de contributions, celle du revenu de marché, de l'impôt et du revenu de transfert. Le revenu de marché comprend les revenus du travail (gains, revenus du travail autonome et autres revenus du travail), les revenus tirés de régimes de retraite professionnels (qu'ils émanent du secteur privé ou du secteur public, ou encore de *régimes enregistrés d'épargne-retraite* (REER) convertis en rentes ou en fonds de retraite), les revenus de placement et les autres revenus privés. L'impôt comprend l'impôt fédéral et l'impôt provincial. Le revenu de transfert comprend les revenus provenant des gouvernements : prestations du *Régime de rentes du Québec* (RRQ), prestations de la sécurité du revenu, de l'assurance-emploi, prestations de la *Sécurité de la vieillesse* (SV) et du *Supplément de revenu garanti* (SRG), prestations en vertu des programmes provinciaux de supplément de revenu, etc.

8. Parmi les indicateurs alternatifs, on compte la « mesure exponentielle » et le « carré du coefficient de variation ». La première serait sensible à l'extrémité inférieure de la distribution, et la seconde, à l'extrémité supérieure. Le coefficient de Gini, quant à lui, serait sensible à la portion intermédiaire (Heisz, 2007 : 18).

Nous avons utilisé la méthodologie formelle de décomposition du coefficient de Gini proposée par Yao (1999)⁹. Le résultat d'une telle décomposition consiste en une série de nombres dont la somme est égale à ce coefficient. Cette propriété est commode pour l'interprétation puisqu'on peut saisir dans quelles proportions exactes un niveau d'inégalité donné selon le revenu disponible est dû à l'une ou l'autre des composantes de revenu en question. Par le fait même, cette méthodologie présente un avantage comparatif sur celle, non formelle, couramment utilisée dans les études précitées de Statistique Canada, où l'on traite pourtant des contributions à l'inégalité de composantes de revenu¹⁰.

Plus précisément, une contribution, pour une composante de revenu, est synonyme de sa *concentration*, pondérée par la proportion que cette composante représente dans le revenu disponible agrégé de la population. La concentration d'une composante constitue une mesure intermédiaire de l'inégalité, qui n'est pas formellement assimilable au coefficient de Gini de cette composante, même si elle lui est apparentée. À l'annexe B, nous présentons le principe général et le formalisme de la méthodologie. Mentionnons aussi que l'interprétation des estimations de concentration et de proportion de chaque composante ne nous sera pas utile ici, justement parce que celles-ci n'ont qu'une fonction intermédiaire. C'est pourquoi nous nous intéressons seulement aux estimations des contributions. En définitive, cette méthodologie permet, pour chaque année, de décrire le coefficient de Gini du revenu disponible comme la somme de trois contributions, soit celle du revenu de marché, de l'impôt et du revenu de transfert.

2.4.2 Variations de l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale, selon les cycles économiques et leurs phases

Rappelons que notre cadre descriptif rend également nécessaire de cerner les variations de l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale selon les cycles économiques et leurs phases (récession et expansion). Pour ce faire, une stratégie est d'estimer les variations des contributions de chaque composante de revenu entre des années qui balisent des cycles et des phases de cycle.

Il s'agit de définir une période globale de manière à ce qu'elle comprenne des cycles économiques qui, en vertu des données disponibles, se trouvent le moins possible tronqués. Il importe également de déterminer, à l'intérieur de cette période globale, des sous-périodes qui se rapportent à des cycles uniques et, encore, à des phases de ces cycles, récessions et expansions. Mais, tout d'abord, il faut déterminer des années de *sommet* et de *creux* économiques. L'économie comprend des phases de récession (ou de croissance négative du PIB) qui s'étendent entre un sommet et un creux de cycle; à l'inverse, elle comporte aussi des phases d'expansion (ou de croissance positive) qui prennent place entre un creux et un sommet. Un cycle complet peut être défini comme la période qui s'étend entre deux sommets. À l'échelle du Canada, les analystes de l'inégalité considèrent habituellement les années 1980 et 1989 comme des sommets, et 1983 et 1993 comme des creux. Il arrive aussi que l'année 2000 soit considérée comme un sommet (Frenette, Green et Picot, 2004 : 14)¹¹.

Afin de cerner les sommets et les creux des derniers cycles économiques, particulièrement au Québec, deux indicateurs peuvent être utilisés : le PIB réel et le taux de chômage de la population

9. Contrairement à d'autres méthodes de décomposition, celle-ci ne s'appuie pas sur le concept statistique de covariance. Par exemple, Myles (2000) a utilisé une méthode fondée sur la covariance pour analyser les contributions d'un ensemble de composantes de revenu à l'inégalité de revenu des familles d'ânés au Canada.

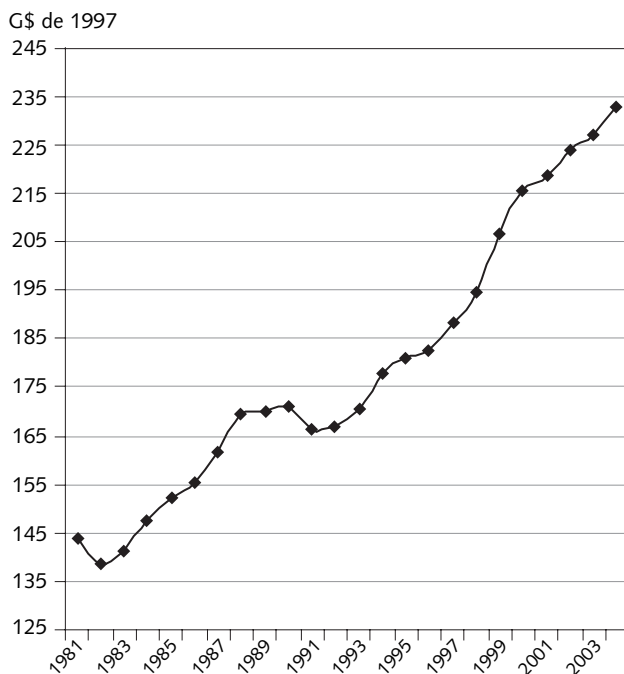
10. En effet, ces études infèrent les contributions des composantes que sont l'impôt et le revenu de transfert, simplement en comparant les niveaux d'inégalité de revenu de marché, qui les exclut, aux niveaux d'inégalité de revenu disponible, qui les inclut. Ces contributions ne sont pas calculées comme telles au moyen d'une méthodologie dont la propriété est d'assurer que la somme de ces contributions soit égale au coefficient de Gini selon le revenu disponible, au même titre que la somme des composantes est égale à ce revenu disponible.

11. Ce sommet n'aurait pas précédé officiellement une récession, contrairement à la définition courante d'un sommet. C'est plutôt un ralentissement économique qui s'est produit en 2000.

active (population active de 15 ans et plus, sexes réunis). Le premier traduit les variations de la production, et le deuxième, les variations de l'emploi. Or, on peut s'attendre à ce que les variations de l'emploi accusent un retard par rapport à celles de la production. Cet « effet de délai » peut se manifester particulièrement au début d'une nouvelle phase d'expansion, quand le niveau de l'emploi tarde à remonter, voire continue à diminuer, ce qui peut s'expliquer en partie par les réticences des entreprises à l'embauche. Pour illustrer ce phénomène, nous avons présenté, aux figures 2.1 et 2.2 respectivement, l'évolution du PIB réel pour la période 1981-2004 et du taux de chômage annuel de la population active pour la période 1976-2004. Tant en ce qui concerne la récession du début des années 1980 que celle du début des années 1990, on constate que le creux selon l'emploi survient lors d'une année suivant un creux selon la production, soit 1983 par rapport à 1982 dans le premier cas, et 1993 par rapport à 1991 dans le second. Toutefois, le phénomène est davantage marqué dans le second cas, non seulement parce que les creux de la production et de l'emploi diffèrent de deux années au lieu d'une, mais parce que la diminution de l'emploi par rapport au sommet antérieur au début de la reprise est plus importante : en effet, le taux de chômage continue d'augmenter substantiellement entre 1991 et 1993, et passe de 12,1 à 13,2 entre 1991 à 1993 (+ 1,1 point de pourcentage), alors que la production reprend et passe d'environ 166 G\$ à 170 G\$ (en moyenne sur les quatre trimestres). Par contraste, le taux de chômage n'augmente que de 0,2 point entre 1982 et 1983, tandis que la production passe quand même d'environ 139 G\$ à 141 G\$ en moyenne.

Notre étude s'attache à l'inégalité de familles économiques. Or, les niveaux d'inégalité sont directement tributaires des niveaux de l'emploi et, beaucoup plus indirectement, des niveaux de la production. C'est pourquoi il s'avère préférable de déterminer les sommets et les creux du cycle économique à partir du taux de chômage. Ainsi, à l'instar de ce qu'on observe au Canada, les

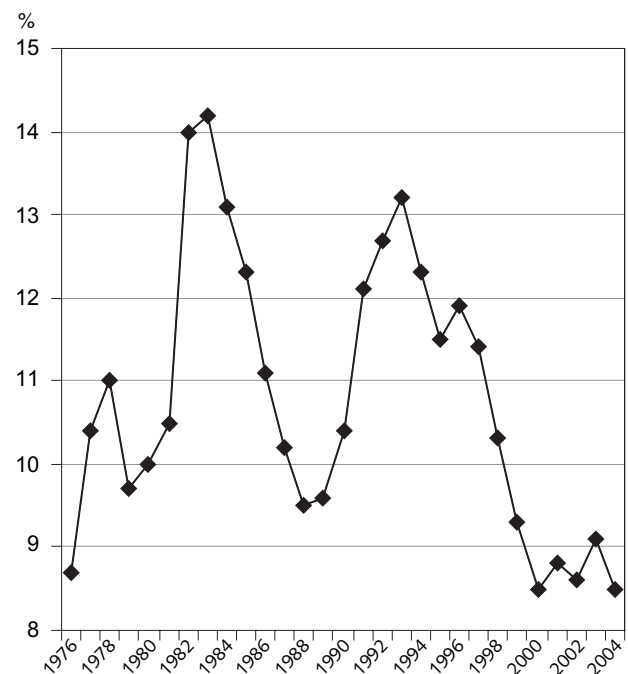
Figure 2.1
PIB réel selon les dépenses, données désaisonnalisées au taux annuel, base 1997, Québec, 1981-2004



Note : Les dépenses personnelles en biens et services de consommation sont estimées sur une base nationale.

Source : Institut de la statistique du Québec, Direction des statistiques économiques et sociales.

Figure 2.2
Taux de chômage, population active (15 ans et plus), Québec, 1976-2004



Source : Statistique Canada, *Enquête sur la population active*.

Compilation : Statistique Canada, CANSIM.

années 1979 et 1989¹² constituent au Québec des sommets de cycle, tandis que les années 1983 et 1993 constituent des creux de cycle. Il est par ailleurs pratique courante, dans les revues chronologiques de l'inégalité, de recourir au taux de chômage pour définir les sommets et les creux (Frenette, Green et Picot, 2004 : 14).

À partir de ces quatre années (1979, 1983, 1989 et 1993), il devient d'abord possible de définir une période globale. Nous ferons débuter cette période en 1979, qui représente l'année de commencement du cycle économique qu'on appellera ici par convention le « cycle des années 1980 » ; ce cycle s'est déroulé entre les sommets de 1979 et de 1989. L'année 1989 représente l'année de commencement du cycle économique qu'on appellera le « cycle actuel ». Ce cycle est « actuel » puisqu'il n'est pas encore officiellement terminé, faute d'une nouvelle récession¹³.

Nous ferons terminer cette période globale en 2004, puisque les données de l'EDTR n'étaient pas disponibles pour les années subséquentes au moment où nous avons effectué le traitement. On constate que la période globale 1979-2004 diminue la troncature du point de vue du cycle économique, bien qu'elle ne la supprime pas. En effet, si la troncature de gauche est complètement supprimée – puisque le début de la période coïncide avec le début d'un cycle (en l'occurrence le cycle des années 1980) –, la troncature de droite ne l'est pas, puisque sa fin ne coïncide pas avec la fin d'un cycle (en l'occurrence le cycle actuel).

Il devient aussi possible, à partir de ces quatre années – et durant la période globale – de définir des sous-périodes, telles qu'elles balisent des phases de récession et d'expansion d'un même cycle, de même que des cycles complets. Ainsi, les sous-périodes 1979-1983 et 1989-1993 (sommets – creux) correspondent à des phases de récession, 1983-1989 et 1993-2004 (creux – sommet et creux – fin de période) à des phases de reprise et d'expansion, quoique la plus récente ne soit pas encore complétée. Par ailleurs, les sous-périodes 1979-1989 et 1989-2004 se rapportent respectivement à deux cycles économiques distincts.

Nous disposons donc potentiellement d'une période globale et de six sous-périodes, soit quatre correspondant à des phases de cycle, et deux à des cycles, qu'ils soient terminés ou non. Par ailleurs, nous voulons quantifier dans quelle mesure le jeu de l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale varie en fonction des cycles économiques et des phases de ces cycles. Pour ce faire, une méthodologie simple consiste à calculer les variations dans les niveaux du coefficient de Gini et de ses contributions au cours de cette période et de ces sous-périodes.

Or, toute variation de ces niveaux peut être considérée d'un point de vue *absolu*, c'est-à-dire en points de pourcentage de variation entre l'année initiale et l'année terminale (variation = niveau terminal – niveau initial), ou d'un point de vue *relatif*, c'est-à-dire en pourcentage de croissance entre ces années (variation = [niveau terminal – niveau initial] / niveau initial × 100). Il n'y a pas de consensus quant à une mesure de variation qui serait analytiquement « supérieure » dans

12. C'est formellement en 1988 que le taux de chômage atteint un minimum relatif et son taux se fixe alors à 9,5 %. En 1989, il avait très légèrement remonté et s'était établi à 9,6 %. Nous préférons considérer l'année 1989 comme un sommet de cycle. Le taux de chômage n'a pour ainsi dire pas varié entre 1988 et 1989. En l'absence d'une variation importante, il est préférable de choisir l'année 1989, qui correspond au sommet à l'échelle de l'économie canadienne.

13. Notre décision de considérer que le cycle ayant débuté en 1989 n'est pas encore terminé entre en contradiction avec la décision de certains analystes de Statistique Canada. En effet, Frenette, Green et Picot (2004 : 14) délimitent un cycle complet entre 1989 et 2000, étant donné qu'en 2000, un creux du taux de chômage (ou sommet de l'emploi) est survenu dans la population canadienne des hommes de 25 à 54 ans. Cependant, le ralentissement économique qui a suivi n'a pas été précurseur d'une récession officielle. Or, les estimations du taux de chômage que nous avons rapportées ici, qui concernent la population québécoise des hommes et des femmes de 15 ans et plus, n'indiquent pas clairement que 2000 constitue un creux (soit un sommet selon l'emploi). En effet, le taux de chômage semble « nager sur place » entre 2000 et 2004, plutôt que de suivre une tendance à la hausse à partir de 2000. Si l'année 2000 avait bel et bien constitué un creux du taux de chômage, on aurait pu décider, à l'instar de Frenette, Green et Picot (2004), de clore le cycle en 2000. Mais les données du chômage pour le Québec ne permettent pas de le justifier. Et même si tel avait été le cas, cette clôture nous aurait obligés à adopter une définition moins commune d'un cycle économique. En effet, un cycle constitue communément une période de l'histoire qui se déroule soit entre deux sommets, soit entre deux creux, la chronologie des récessions officielles servant à les baliser.

la littérature. Ainsi, tantôt on utilise la variation absolue (Frenette, Green et Picot, 2004 : 15-22), tantôt la variation relative (Frenette, Green et Milligan, 2006 : 21), tantôt les deux (Economic Policy Institute, 2006 : 23). D'ailleurs, le choix de l'une ou de l'autre mesure n'est généralement pas justifié dans ces études.

Dans cette optique, nous avons choisi la mesure absolue, qui est arithmétiquement la plus simple. Cependant, il faut rappeler que cette mesure n'est pas parfaitement adaptée à toutes les tendances analysées. Par exemple, la prudence sera de mise pour ne pas distordre l'interprétation lorsque le niveau du coefficient de Gini se rapproche de son plancher, dont la valeur est 0. Ainsi, il est normal que la variation absolue devienne de plus en plus petite en points de pourcentage lorsque l'indicateur suit une tendance à la baisse qui le rapproche forcément du plancher.

Dans le calcul de la variation au cours de la période globale comme de certaines sous-périodes, nous avons fait face au problème méthodologique des bris de série EFC-EDTR. Ces bris découlent du recours à deux enquêtes distinctes, et ils se manifestent par le déplacement, vers le haut ou le bas, des courbes à partir des années couvertes par l'EDTR. Les estimations de l'inégalité calculées selon l'EFC et l'EDTR diffèrent non seulement pour des raisons liées à l'évolution historique, mais aussi et surtout pour des raisons qui tiennent strictement aux méthodologies d'enquête. L'une des différences méthodologiques les plus importantes au chapitre du revenu consiste dans le fait que les données de l'EDTR s'alimentent aux données fiscales, soit les déclarations de revenus, contrairement à celles de l'EFC, qui reposent sur des déclarations formulées en entrevue. Statistique Canada a établi que les données fiscales permettent une représentativité plus fiable du revenu, notamment à l'extrémité inférieure de sa distribution (Frenette, Green et Picot, 2004). Autrement dit, les « très pauvres » sont sous-représentés dans les données d'enquêtes déclaratoires, ce qui n'est pas le cas des données fiscales.

À Statistique Canada, des équipes chargées de ces deux enquêtes se sont efforcées de recenser leurs différences et de les réduire le plus possible. Un résultat de ces efforts est que les estimations des principales données sur le revenu concorderaient bien d'une enquête à l'autre, y compris les données liées à l'inégalité de revenu (Cotton *et al.*, 1999). À partir des échantillons de familles économiques du Canada en 1997, les estimations du revenu moyen des quintiles ont été jugées très concordantes d'une enquête à l'autre, et les coefficients de Gini, similaires (Cotton *et al.* : 7).

Cela étant dit, à partir de l'échantillon du Québec, nous avons constaté des différences plus importantes – et sans doute statistiquement significatives – dans les estimations du coefficient de Gini. En outre, les différences sont encore plus importantes lorsqu'on désagrège la population des familles économiques du Québec en sous-populations, délimitées selon la composition de la famille économique et l'âge de son principal soutien économique. Le bris de série est exacerbé par des définitions différentes, entre l'EFC et l'EDTR, des catégories de cette composition et des concepts de principal soutien économique¹⁴. Quoi qu'il en soit, dès qu'il s'agit de la population ou de sous-populations de familles économiques du Québec, les différences dans les estimations du coefficient d'une enquête à l'autre sont en général peu documentées par Statistique Canada ni – à plus forte raison – expliquées; dans ces circonstances, nous sommes livrés à la spéculation.

La conséquence la plus indésirable de ces bris de série se manifeste dès lors qu'il s'agit de décrire la variation du coefficient au cours d'une période où l'année initiale relève de l'EFC, et l'année terminale, de l'EDTR. Par exemple, si le coefficient a la valeur 0,31 dans le premier cas et la valeur 0,37 dans le second, l'estimation selon laquelle ce coefficient augmente de + 0,06 point sur la période comprise entre ces deux années est potentiellement biaisée à cause du bris de série.

14. Par exemple, la variable qui permet de différencier le type ou la composition de la famille (personnes seules, couples, familles monoparentales, autres types de familles) n'est pas identique entre l'EFC et l'EDTR. Nous y reviendrons à la section 2.5.

Il existe toutefois une méthodologie pour calculer une telle variation tout en la débarrassant de ce biais. Il s'agit de considérer la variation entre les deux années comme une somme de deux variations intermédiaires, la première entre l'année initiale et l'année de « raccord » EFC-EDTR, et la seconde, entre l'année de raccord et l'année terminale. Dans nos séries, l'année 1996 permet ce raccord : il s'agit de l'année où l'EDTR a officiellement remplacé l'EFC, bien que les deux enquêtes aient été menées au cours de cette dernière. La première variation intermédiaire repose sur les estimations de l'EFC uniquement, et la seconde, sur celles de l'EDTR uniquement. On se trouve alors à neutraliser la part de la variation entre l'année initiale et l'année terminale qui résulte de la différence d'estimation, du moins celle qui avait cours lors de l'année de raccord¹⁵. Cette méthodologie a été notamment utilisée par Frenette, Green et Picot (2004). Nous l'avons donc employée pour corriger les estimations des variations dans les niveaux de l'indicateur et de ses contributions au cours de la période globale (1979-2004) et des deux sous-périodes (1989-2004 et 1993-2004) qui chevauchent les deux enquêtes.

2.5

Définition de sous-populations selon la composition de la famille et l'âge du principal soutien économique

Avant d'aborder la revue chronologique, il nous reste une précision méthodologique à effectuer. Nous nous concentrons sur des sous-populations de familles économiques définies selon la composition de la famille économique et l'âge de son principal soutien. Pour décrire la composition de la famille, nous avons défini trois sous-populations : les « personnes seules », les « couples (avec ou sans enfants) »¹⁶ et les « familles monoparentales »¹⁷.

Quant à l'âge du principal soutien, nous avons aussi déterminé trois sous-populations : les familles où ce soutien est « jeune » (moins de 30 ans), celles où il est d'âge « intermédiaire » (30-64 ans) et celles où il est « âgé » (65 ans et plus). Au Canada comme au Québec, l'âge de 65 ans constitue un seuil significatif en regard du revenu et des composantes de revenu. C'est à cet âge en effet que les prestations de composantes comme la *Sécurité de la vieillesse* (SV) et le *Supplément de revenu garanti* (SRG) entrent dans la composition du revenu. Il s'agit en définitive d'un âge charnière pour analyser la contribution du revenu de transfert versé à la population. Par ailleurs, il est difficile de définir aussi nettement un « âge normal » de la jeunesse. La plupart du temps, on considère que les jeunes ont moins de 30 ans ou moins de 25 ans. Il y a toutefois deux avantages à considérer un seuil fixé à 30 ans : l'un est d'ordre sociologique, l'autre, d'ordre méthodologique. Sociologiquement, on a montré que des phénomènes comme l'allongement des transitions professionnelles et la prolongation du temps des expériences contribuent à retarder sans cesse l'accès au plein statut d'adulte (Galland, 2001). Dans cette optique, mieux vaut choisir un seuil plus élevé, en l'occurrence celui de 30 ans, pour tenir compte du fait que la jeunesse dure désormais plus longtemps. Méthodologiquement, il est préférable de choisir ce seuil afin d'éviter que l'échantillon des familles économiques soutenues par des jeunes ne soit de trop faible taille.

Les variables utilisées pour définir les sous-populations exercent une influence sur l'ampleur du bris de

15. En supposant que cette différence d'estimation soit constante dans le temps, la méthode permet donc de neutraliser complètement le biais.

16. Notre catégorie « couples (avec ou sans enfants) » renvoie exclusivement aux catégories suivantes de l'EFC (variable « genre de famille ») : « famille époux-épouse » et « famille époux-épouse avec un ou des enfants célibataires ». Cette même catégorie renvoie exclusivement aux catégories suivantes de l'EDTR (variable « composition de la famille ») : « couple marié ou vivant en union libre, sans enfants », « couple marié ou vivant en union libre, avec des enfants (les enfants ont moins de 25 ans) ».

17. Les autres types de familles, qui renvoient aux catégories suivantes de l'EFC, ne sont pas inclus : « famille époux-épouse avec enfants mariés et leur famille immédiate, le cas échéant », « famille époux-épouse avec enfants célibataires et mariés et leurs familles immédiates, le cas échéant », « famille époux-épouse avec enfants célibataires et (ou) mariés et leurs familles immédiates ainsi que d'autres parents », « toutes autres familles ». Par ailleurs, la catégorie « autres types de familles économiques », issue de la variable sur la composition de la famille dans l'EDTR, n'est pas considérée. Par contre, toutes ces catégories sont comprises dans l'échantillon de la population complète du Québec. (En d'autres termes, nous n'excluons ces catégories que de nos analyses de sous-populations délimitées selon la composition de la famille économique.)

série EFC-EDTR. On a donc intérêt à ce que les catégories de ces variables renvoient le plus possible aux mêmes situations afin de minimiser un tel bris. Les deux enquêtes comportent des variables de la composition de la famille économique dont les catégories ne se recoupent pas parfaitement. L'unique variable « genre de ménage » dans l'EFC ne tient pas compte de l'âge des enfants, contrairement au « type de famille » ou à la « composition de la famille » dans l'EDTR, qui limitent respectivement cet âge aux moins de 18 ans et aux moins de 25 ans en ce qui concerne les catégories relatives aux couples avec enfants. Pour assurer un recoupement maximal, nous avons recouru à la variable « composition de la famille » de l'EDTR. L'utilisation de cette variable a pour effet d'exclure moins souvent de notre catégorie « couples (avec ou sans enfants) » des familles économiques en fonction de l'âge des enfants. Il en résulte une compatibilité plus élevée avec l'EFC, où la variable « genre de ménage » ne conduit pas à cette exclusion; en effet, dans l'EFC, l'âge des enfants n'est pas pris en compte pour définir les catégories relatives aux couples avec enfants.

De plus, le fait de définir des sous-populations à partir du concept de « principal soutien économique » – comme nous le faisons avec l'âge – introduit un bris de série, puisque la définition opérationnelle de ce concept diffère d'une enquête à l'autre. Le concept de « chef » dans l'EFC est remplacé, dans l'EDTR, par l'idée de « principal soutien économique » qui, dans une famille économique, représente la « personne dont le revenu total avant impôt est le plus élevé, et qui n'est pas un enfant ». Dans l'EFC, le chef est identifié sur simple déclaration du répondant; c'est seulement lorsque celui-ci refuse de le faire ou en est incapable que l'intervieweur recourt au critère du principal soutien, mais en utilisant l'expression « principal gagne-pain »¹⁸ (Statistique Canada, 1998 : C-67). Il aurait été possible d'éliminer ce bris de série si l'on avait pu appliquer la définition du principal soutien économique de l'EDTR aux données de l'EFC; or, cette opération n'aurait pas été possible pour toutes les familles¹⁹. Quant à la démarche inverse – appliquer la définition de chef de l'EFC à l'EDTR –, elle est impossible, et de toute manière non souhaitable, puisqu'elle se fonde principalement sur la subjectivité du répondant.

Les figures suivantes présentent les estimations, pour toutes les années de la période, de la répartition des familles économiques du Québec selon ces deux variables, soit la composition (figure 2.3) et l'âge du principal soutien (figure 2.4).

L'évolution de la composition sur la période 1979-2004 montre une forte augmentation du pourcentage des personnes seules au détriment des familles de couples dans l'ensemble des familles économiques. Ainsi, en 1979, les personnes seules formaient 26,8 % de l'ensemble de ces familles; ce pourcentage augmente de 11,7 points sur la période 1979-2004. À l'inverse, les couples (avec ou sans enfants) formaient 60,2 % de ces familles, et leur pourcentage diminue de 11,8 points²⁰.

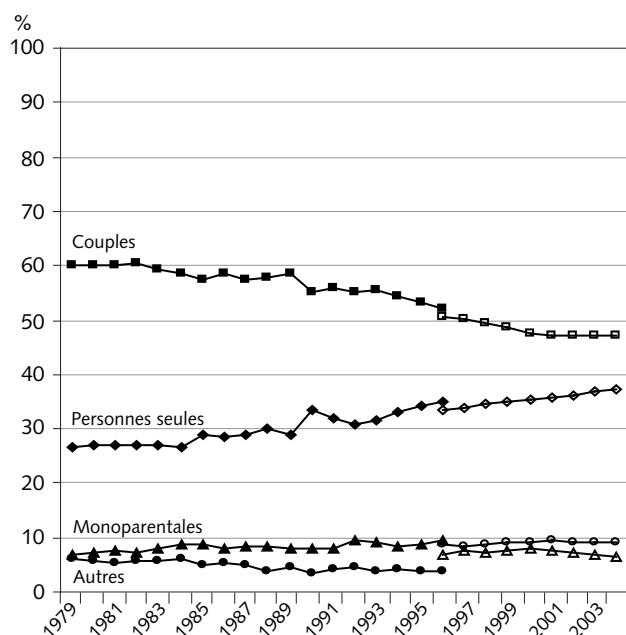
L'évolution de l'âge du principal soutien reflète, quant à elle, le vieillissement de la population. Le pourcentage des familles dont le principal soutien a moins de 30 ans diminue sur la période au profit de celles où il a de 30 à 64 ans, ou encore 65 ans et plus. Par exemple, en 1979, 20,8 % de ces

18. Toutefois, selon la documentation de l'EFC, le principal soutien peut être, en principe, un enfant, contrairement à l'EDTR.

19. Pour le compte des familles de couples, l'EFC permet de déterminer le revenu total (avant impôt) du conjoint. Dans la plupart des familles qui disposent d'un revenu, le revenu total le plus élevé est détenu par un conjoint (dans les familles de couples) ou par le parent monoparental (dans le cas des familles monoparentales). Dans ces cas, l'identification du principal soutien dans l'EFC est possible selon le critère de l'EDTR : on connaît le revenu total des deux conjoints, ou celui du parent monoparental. Or, dans un certain nombre de familles, il est possible qu'une autre personne adulte qu'un conjoint ou qu'un parent monoparental gagne le revenu total le plus élevé. Dans ces cas, l'identification du principal soutien peut poser problème. On ne pourrait pas toujours le confirmer par déduction à partir des renseignements de l'EFC, en l'occurrence la taille de la famille, le revenu total de cette famille, les revenus totaux respectifs des conjoints ou le revenu total du parent seul. Pour être en mesure d'identifier le principal soutien dans la totalité des familles économiques selon ce même critère, il aurait fallu que, dans l'EFC, les fichiers de personnes puissent être appariés aux fichiers de familles économiques, grâce à un identificateur de famille économique. Si cela avait été possible, nous aurions pu identifier, pour chaque famille, et à même les fichiers des particuliers, l'âge de la personne dont le revenu total avant impôt est le plus élevé (en excluant les enfants comme la définition du concept dans l'EDTR le stipule). Nous aurions ensuite incorporé cette information aux fichiers de familles économiques de l'EFC et achevé l'harmonisation des catégories.

20. Les estimations de ces variations (+ 11,7 points, – 11,8 points) ont été calculées en neutralisant le bris de série EFC-EDTR.

Figure 2.3
Répartition des familles économiques selon la composition, Québec, 1979-2004

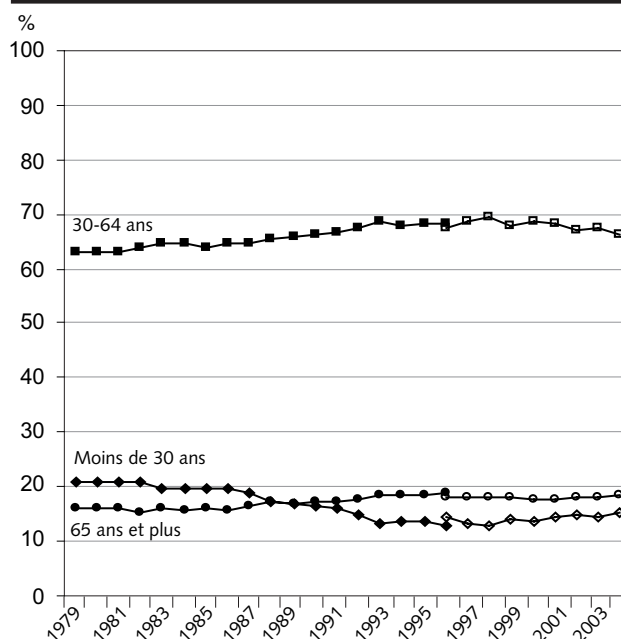


Note : Les estimations de l'année 1983 consistent dans les moyennes des estimations de 1982 et de 1984, puisque les données de 1983 ne permettent pas d'identifier les familles monoparentales.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 2.4
Répartition des familles économiques selon l'âge du principal soutien, Québec, 1979-2004



Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

familles étaient principalement soutenues par des jeunes; ce pourcentage diminue de 6,9 points²¹ sur la période 1979-2004. Cette diminution est compensée par des augmentations à peu près également réparties entre les deux autres catégories d'âge : on note en effet une augmentation respective de 3,6 points et de 3,3 points des familles principalement soutenues par des personnes de 30 à 64 ans et de 65 ans et plus.

L'inégalité est susceptible de varier d'une sous-population à l'autre, définie par ces variables. C'est pourquoi il faudra garder à l'esprit que l'évolution de la répartition des différentes sous-populations (personnes seules, couples, familles monoparentales, familles principalement soutenues par des personnes de moins de 30 ans, de 30 à 64 ans ou de 65 ans et plus) pourrait influencer l'évolution de l'indicateur, du moins lorsqu'il est mesuré dans l'ensemble de la population des familles économiques.

Par ailleurs, il faut se rappeler que toute analyse des tendances de dispersion au moyen de l'inégalité n'épuise évidemment pas toutes les formes d'analyse pertinente envisageables. Par exemple, on pourrait mener cette analyse en parallèle avec une analyse des tendances centrales, au moyen d'indicateurs comme la moyenne ou la médiane. Cette remarque vaut à plus forte raison lorsqu'on compare des sous-populations, comme c'est le cas ici. Par exemple, imaginons qu'une sous-population quelconque observe des niveaux plus élevés d'inégalité que les autres; imaginons en même temps qu'en contrepartie, elle observe des niveaux moyens ou médians de revenu plus élevés que les autres. Par conséquent, ce qui paraîtrait un « désavantage » pour cette sous-population – niveaux élevés d'inégalité – serait nuancé par un « avantage » – niveaux moyens ou médians de revenu plus élevés.

21. Voir la note précédente.

Même si l'analyse de ces tendances centrales dépasse le cadre descriptif de la présente étude, mentionnons à titre informatif que les données indiquent que le revenu médian est chaque année plus élevé dans les couples et dans les unités d'âge intermédiaire que dans la majorité des autres catégories de familles économiques. Il est également très comparable entre les familles monoparentales et les personnes seules (Institut de la statistique du Québec, compilations non publiées); ce dernier résultat ne surprend guère, puisque ces familles ne comptent vraisemblablement que sur un seul revenu.

Revue chronologique de l'inégalité au Québec (1979-2004) : les contributions de composantes de revenu selon le cycle économique

Dans ce chapitre, nous procédons à la revue chronologique de l'inégalité décrite plus haut. Pour chaque population (toute la population des familles économiques, puis les différentes sous-populations de familles définies selon la composition de la famille économique et selon l'âge du principal soutien économique), il s'agit d'abord de décrire l'évolution historique du coefficient de Gini et, ensuite, de décrire l'évolution des contributions de composantes de revenu (revenu de marché, impôt, revenu de transfert) à ce coefficient. (Ces contributions représentent pour ainsi dire l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale de l'État.) Par ailleurs, rappelons que nous considérons ces évolutions à partir d'une période globale (1979-2004) et de sous-périodes balisant des cycles économiques et des phases de cycle.

Nous effectuerons ces descriptions à l'aide d'une grille qui progresse du général au particulier; ces descriptions apportent des réponses aux questions suivantes, compte tenu des rubriques que nous énonçons maintenant.

Rubrique 1 : Revue chronologique de l'inégalité (coefficient de Gini) dans toute la population des familles économiques

- *Quelle tendance suit l'indicateur entre 1979 et 2004? Autrement dit, quels sont le sens (diminution ou augmentation) et l'intensité (en nombre de points) de la variation de l'indicateur entre ces deux années? La tendance est « à la baisse » dans le cas d'une variation de sens négatif entre 1979 et 2004, « à la hausse » dans le cas d'une variation de sens positif entre ces deux années.*
- *Quelle est l'évolution de la tendance d'un cycle économique à l'autre, soit du cycle des années 1980 (1979-1989) au cycle actuel (1989-2004)? Autrement dit, cette tendance change-t-elle de sens et, si le sens demeure le même, cette tendance s'affaiblit-elle ou s'accroît-elle? Si une tendance change de sens, on affirmera qu'elle « se renverse » avec le cycle actuel. Par exemple, une tendance se renverse si l'indicateur augmente en points de pourcentage entre le début et la fin du cycle des années 1980 et diminue par la suite entre le début du cycle actuel*

et 2004. Si une tendance conserve le même sens, son intensité peut cependant s'affaiblir ou s'accroître d'un cycle à l'autre. Une tendance (à la hausse ou à la baisse) s'affaiblit si, en valeur absolue du nombre de points de pourcentage, la variation entre 1989 et 2004 est moins élevée que la variation entre 1979 et 1989 (ex. : – 2 points contre – 4 points); elle s'accroît si la variation entre 1989 et 2004 est plus élevée qu'entre 1979 et 1989 (ex. : – 12,4 points contre – 7,7 points).

- *En quoi les phases du cycle économique (récession et expansion) contribuent-elles à cette évolution?* Par exemple, est-ce que la relation entre les phases du cycle et la variation de l'indicateur est de nature contracyclique (l'indicateur augmente en phase de récession et diminue en phase d'expansion) ou cyclique (l'indicateur diminue en phase de récession et augmente en phase d'expansion)? Jusqu'à quel point la variation enregistrée au cours d'un cycle est-elle due à une phase particulière de ce cycle? Par ailleurs, d'un cycle à l'autre, une phase particulière entraîne-t-elle une variation (toujours en points de pourcentage) plus forte de l'indicateur?
- *Dans quel sens les composantes que sont le revenu de marché, l'impôt et le revenu de transfert contribuent-elles au niveau observé de l'indicateur?* Lors d'une année donnée, une contribution de sens positif favorise l'inégalité, tandis qu'une contribution de sens négatif favorise l'égalité.
- *Quelles sont les contributions des composantes de revenu à la tendance de l'indicateur entre 1979 et 2004?* On distinguera trois types de contributions d'une composante : « exclusive », « majoritaire » ou « similaire » (c.-à-d. similaire à celle des autres).
 - o Une composante contribue exclusivement à la tendance (c.-à-d. à l'évolution en points de pourcentage) de l'indicateur lorsque les autres, considérées conjointement, évoluent dans le sens contraire. Supposons arbitrairement que le coefficient de Gini suive une tendance à la baisse entre 1979 et 2004, et qu'il varie de – 10 points entre ces deux années. Supposons que la contribution du revenu de marché suive une tendance à la hausse et que sa variation s'élève à + 5 points. Enfin, supposons que la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert (c.-à-d. la contribution de l'impôt, additionnée de celle du revenu de transfert) suive une tendance à la hausse négative qui se fixe à – 15 points. En vertu de la propriété de notre méthodologie de calcul des contributions des composantes selon laquelle, chaque année, la somme des contributions de chaque composante est égale au niveau de l'indicateur, on vérifiera que la variation de – 10 points de l'indicateur est égale à la somme des variations des composantes : $-10 = (+5) + (-15)$. On affirmera ici que l'impôt et le revenu de transfert, considérés ensemble, contribuent exclusivement à la tendance à la baisse de l'indicateur, puisque l'autre composante (le revenu de marché) aurait plutôt contribué à sa hausse.
 - o Une composante contribue majoritairement à la tendance (c.-à-d. à l'évolution en points de pourcentage) de l'indicateur si les autres, combinées, varient dans le même sens, bien que l'intensité de leur variation soit inférieure en points. Par exemple, si la variation de – 10 points de l'indicateur résulte d'une variation de – 7 points de la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert, et d'une variation de – 3 points de la contribution du revenu de marché, alors on affirmera que l'impôt et le revenu de transfert contribuent majoritairement à l'évolution de l'indicateur.
 - o Enfin, plus les contributions qui varient dans le même sens ont des intensités comparables, plus on dira que ces contributions sont similaires.
- *Quelles sont les contributions de ces composantes de revenu à l'évolution de la tendance de l'indicateur d'un cycle à l'autre?* On distinguera les mêmes types de contributions d'une composante : exclusive, majoritaire ou similaire. Supposons tout aussi arbitrairement que l'indicateur suive une tendance à la baisse et que cette tendance s'affaiblisse avec le cycle économique actuel; supposons alors que la variation passe de – 4,8 points entre 1979 et 1989

à -0,8 point entre 1989 et 2004. Le « rythme » de cette tendance s'affaiblit donc de + 4 points. Par ailleurs, supposons que la variation de la contribution du revenu de marché passe de + 1,5 point à -0,2 point, et, enfin, que celle, combinée, de l'impôt et du revenu de transfert, passe de -6,3 points à -0,6 point. La tendance de la contribution du revenu de marché se renverse avec une variation de -1,7 point, tandis que celle de la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert s'affaiblit avec une variation de + 5,7 points. En vertu de la même propriété de notre méthodologie, on vérifie que la somme des « modifications » de tendance des contributions est égale à la « modification » de la tendance de l'indicateur (+ 4 = (-1,7) + (+ 5,7)). On dira ici que l'impôt et le revenu de transfert contribuent exclusivement à l'affaiblissement de la tendance à la baisse de l'indicateur. Dans le cas où les modifications ont le même sens, celle dont l'intensité est la plus élevée est majoritaire. Enfin, plus les intensités tendent vers une même valeur, plus on sera porté à affirmer que les contributions sont similaires.

- *Comment les contributions des composantes de revenu varient-elles selon les phases du cycle économique (récession et expansion)? Par exemple, est-ce que la relation entre les phases du cycle et la variation de la contribution d'une composante ou d'une autre est de nature contracyclique (une contribution augmente en phase de récession et diminue en phase d'expansion) ou cyclique (une contribution diminue en phase de récession et augmente en phase d'expansion)?*

Rubrique 2 : Revue chronologique de l'inégalité, selon la composition de la famille économique. Rappelons que trois sous-populations sont définies : personnes seules, couples, familles monoparentales.

Rubrique 3 : Revue chronologique de l'inégalité, selon l'âge du principal soutien économique. Rappelons enfin que trois autres sous-populations sont définies : « familles jeunes » (dont le principal soutien a moins de 30 ans), familles d'âge intermédiaire (où il a de 30 à 64 ans), « familles dont le soutien économique a 65 ans et plus ».

Concernant ces deux rubriques, on pose les questions suivantes :

- *Dans quelle sous-population, en moyenne, le niveau de l'indicateur est-il le plus élevé, et le moins élevé? Il s'agit ici de comparer les moyennes, d'une sous-population à l'autre, de l'indicateur sur toutes les années de la période 1979-2004.*

Les autres questions reprennent la majorité de celles qui étaient énoncées à la rubrique 1, hormis le fait que la comparaison entre sous-populations est ajoutée au questionnement.

- *Quelle tendance (à la baisse, à la hausse, stabilité) suit l'indicateur entre 1979 et 2004 dans chaque sous-population et dans laquelle cette tendance est-elle, le cas échéant, la plus accentuée?*
- *Quelle est l'évolution (renversement, affaiblissement, accentuation) de la tendance d'un cycle économique à l'autre (soit du cycle des années 1980 au cycle actuel), dans chaque sous-population?*
- *Quelles sont les contributions des composantes de revenu à la tendance de l'indicateur entre 1979 et 2004, dans chaque sous-population?*
- *Quelles sont les contributions de ces composantes de revenu à l'évolution de la tendance de l'indicateur d'un cycle à l'autre, dans chaque sous-population?*

3.1 Revue chronologique de l'inégalité de revenu

La figure 3.1 présente les séries chronologiques du coefficient de Gini, accompagnées des séries des contributions de chacune des trois composantes de revenu à ce coefficient. Le coefficient et ses contributions sont exprimés en points sur une échelle allant de 0 (égalité parfaite) à 100 (inégalité parfaite). Le tableau 3.1 présente les variations, en points de pourcentage, du coefficient et des contributions selon la période globale 1979-2004, et notre ensemble de sous-périodes qui se rapportent à des cycles (« cycle des années 1980 » pour la période 1979-1989, « cycle actuel » pour la période 1989-2004) ou à des phases à l'intérieur d'un cycle (récession pour les périodes 1979-1983 et 1989-1993, et expansion pour les périodes 1983-1989 et 1993-2004). Les estimations du coefficient de Gini et des contributions des composantes de revenu pour les années 1979, 1983, 1989, 1993 et 2004, de même que les estimations de la moyenne de toutes les années de la période 1979-2004, sont aussi présentées.

L'inégalité suit une tendance à la baisse entre 1979 et 2004...

Tableau 3.1

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, toutes les familles, Québec, 1979-2004

	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	Points de pourcentage			
1979 (sommet)	45,3	-3,2	-10,8	31,4
1983 (creux)	45,7	-3,8	-11,2	30,7
1989 (sommet)	44,8	-4,0	-12,1	28,7
1993 (creux)	45,7	-3,8	-12,9	28,9
2004 (fin de période)	48,3	-3,2	-13,5	31,6
Moyenne de 1979 à 2004	47,0	-3,6	-12,8	30,7
1996 (fin de série – EFC)	49,2	-4,0	-15,1	30,1
1996 (début de série – EDTR)	49,0	-3,3	-14,1	31,7
Variation absolue				
Toute la période (1979-2004)	3,2	-0,7	-3,7	-1,3
Cycle des années 1980 (1979-1989)	-0,5	-0,9	-1,3	-2,7
Récession (1979-1983)	0,4	-0,7	-0,4	-0,7
Expansion (1983-1989)	-0,9	-0,2	-0,9	-2,0
Cycle actuel (1989-2004)	3,7	0,2	-2,4	1,4
Récession (1989-1993)	0,9	0,2	-0,9	0,2
Expansion (1993-2004)	2,8	-0,1	-1,6	1,2

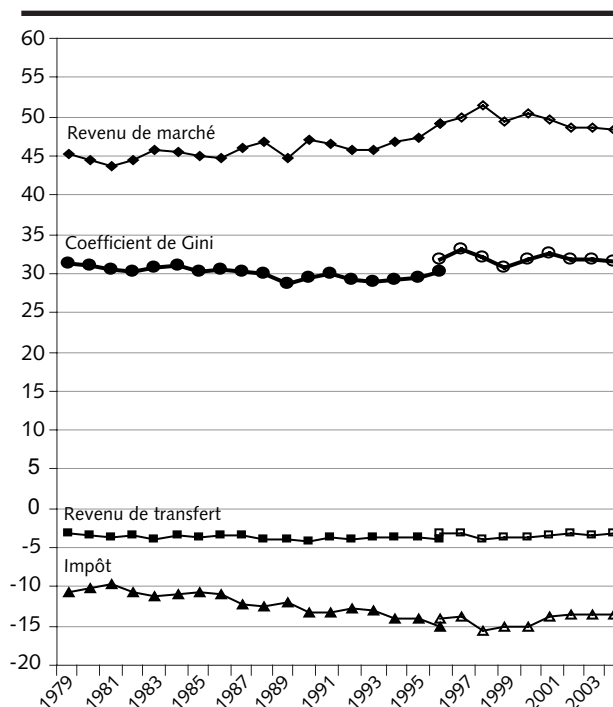
Notes : Les totaux peuvent différer en raison de l'arrondissement. Pour neutraliser le bris de série EFC-EDTR, la variation pour une période qui recouvre les deux enquêtes (1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) est la somme de la variation entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC, et de la variation entre l'année 1996 et l'année terminale selon l'EDTR.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 3.1

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, toutes les familles, Québec, 1979-2004



Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Au Québec, dans la population de toutes les familles économiques, y compris les personnes seules, le niveau d'inégalité selon le coefficient de Gini s'élève à 30,7 en moyenne entre 1979 et 2004. En 1979, ce coefficient est de 31,4, et il diminue légèrement entre 1979 et 2004, soit de 1,3 point²².

L'inégalité suit une tendance à la baisse au cours du cycle des années 1980 entre 1979 et 1989, laquelle se renverse depuis le cycle actuel entre 1989 et 2004...

La diminution enregistrée entre 1979 et 2004 est le résultat net de deux tendances opposées, qui caractérisent chacun des cycles économiques de la période globale : l'inégalité diminue au cours du cycle des années 1980 (soit entre 1979 et 1989), mais augmente au cours du cycle subséquent, qui n'est pas officiellement terminé faute d'une nouvelle récession, mais qu'on observe dans la présente étude sur la période 1989-2004. Ainsi, entre 1979 et 1989, le coefficient de Gini passe de 31,4 à 28,7, ce qui correspond à une diminution de 2,7 points. Par contraste, il manifeste ensuite une tendance à la hausse, avec une augmentation sur la période 1989-2004 qui s'élève à 1,4 point. On assiste donc à un renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité.

...par une expansion propice à l'augmentation de l'inégalité, contrairement à celle du cycle précédent

Les phases d'expansion de ces deux cycles n'ont pas les mêmes effets dans l'évolution du niveau d'inégalité, d'abord à la baisse, ensuite à la hausse. Celle du cycle des années 1980 entraîne une diminution de ce niveau, alors qu'au contraire, celle du cycle actuel entraîne désormais son augmentation. Tout se passe comme si la reprise de la croissance économique n'entraîne plus, à partir de la décennie des années 1990, la diminution de l'inégalité comme c'était le cas au cours de la décennie antérieure. Pendant l'expansion de 1983-1989, le coefficient passe de 30,7 à 28,7, ce qui correspond à une diminution exacte de 2 points. Par contraste, partant de 28,9, il augmente de 1,2 point entre 1993 – l'année du début de l'expansion du cycle actuel – et 2004.

On doit par ailleurs à la phase d'expansion du cycle des années 1980 l'essentiel de la diminution enregistrée au cours de tout ce cycle; inversement, on doit à la phase d'expansion du cycle actuel l'essentiel de l'augmentation enregistrée au cours de celui-ci. Pendant la récession de 1979-1983, le coefficient passe de 31,4 à 30,7, soit une diminution de 0,7 point. Cette baisse est minime, comparativement à celle de 2 points qui correspond à la phase d'expansion 1983-1989. Par ailleurs, même au cours de la récession correspondant à la période 1989-1993, l'augmentation de l'inégalité demeure modeste comparativement à celle qui survient par la suite lors de l'expansion. Pendant cette récession, l'augmentation s'élève à moins de un quart de point (+ 0,2 point), soit de 28,7 à 28,9 entre 1989 et 1993, tandis que, pendant l'expansion, cette augmentation s'élève plutôt à 1,2 point entre 1993 et 2004.

Ces données montrent que la relation entre la phase du cycle économique (récession et expansion) et la variation du niveau d'inégalité (positive ou négative) n'est pas uniforme. En d'autres termes, elle ne suit pas nécessairement le même sens d'un cycle à l'autre. Une phase de récession ne signifie pas nécessairement une augmentation de l'inégalité, comme c'est le cas de la période 1979-1983; inversement, une phase d'expansion ne suppose pas nécessairement la diminution de l'inégalité, comme c'est le cas de la période 1993-2004.

22. Rappelons d'emblée qu'afin de neutraliser le bris de série EFC-EDTR (voir la section 2.4.2.), nous avons calculé la variation entre une année qui relève de l'EFC et une autre qui relève de l'EDTR (périodes 1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) comme la somme des deux variations intermédiaires suivantes : 1. entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC; 2. entre 1996 et l'année terminale selon l'EDTR. Selon cette méthodologie, la variation du coefficient de Gini entre 1979 et 2004 s'élève effectivement à - 1,3 point [- 1,3 ≈ (30,1 - 31,4) + (31,6 - 31,7)]. Dans toutes les analyses qui suivent, la variation entre ces deux années (tout comme la variation entre 1989 et 2004 ou entre 1993 et 2004) ne consiste pas dans la différence entre l'estimation de l'année terminale et celle de l'année initiale, mais dans la somme des variations intermédiaires indiquées. Par ailleurs, afin d'éviter la confusion concernant la variation exacte entre les années 1979 et 2004, 1989 et 2004, de même que 1993 et 2004, nous ne citerons pas dans le texte les estimations de l'année finale (2004).

Chaque année, le revenu de marché contribue à l'inégalité, tandis que l'impôt et le revenu de transfert contribuent à l'égalité

Chaque année de la période d'observation, le revenu de marché fait augmenter le niveau d'inégalité, tandis que l'impôt et le revenu de transfert font diminuer ce niveau, conformément à leur fonction de redistribution du revenu. En vertu de notre méthodologie de décomposition du coefficient de Gini selon les composantes de revenu, le revenu de marché exerce une « contribution positive » à l'inégalité, tandis que l'impôt et le revenu de transfert exercent des « contributions négatives », puisqu'à l'inverse, ces composantes favorisent l'égalité. Les contributions moyennes au coefficient de Gini de ces composantes sont respectivement de + 47,0, de – 12,8 et de – 3,6 points. En outre, on voit par ces estimations que le système fiscal contribue beaucoup plus au nivellement du revenu (c.-à-d. à la diminution de l'inégalité) que les transferts gouvernementaux.

L'impôt et le revenu de transfert contribuent exclusivement à la diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004

Cela dit, la légère diminution de 1,3 point du coefficient de Gini au cours de la période qui débute avec le sommet de 1979 et qui se termine en 2004, résulte d'une augmentation négative²³ plus forte de la contribution de l'impôt et de la politique sociale à cette inégalité, que celle, positive, du revenu de marché. L'impôt et le revenu de transfert contribuent donc exclusivement à la diminution de l'inégalité sur la période 1979-2004. Ainsi, la contribution du revenu de marché augmente de 3,2 points entre 1979 et 2004, tandis que celles de l'impôt et du revenu de transfert augmentent négativement de 3,7 points et de 0,7 point respectivement. Le fait que la variation de la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert surpasse celle du revenu de marché (– 4,4 points contre + 3,2) rend ainsi compte de la diminution nette du niveau d'inégalité²⁴.

Le revenu de marché contribue exclusivement au renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité

L'évolution, d'un cycle économique à l'autre, des contributions de ces trois composantes de revenu rend compte du renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité, contemporaine du cycle économique actuel. Ce renversement est majoritairement dû à l'apparition, avec le second cycle économique, d'une tendance à la hausse de la contribution du revenu de marché, dans un contexte où la tendance à la hausse négative de la contribution de l'impôt et du revenu de transfert demeure constante. En effet, d'un cycle économique à l'autre, c'est-à-dire de la période 1979-1989 (cycle des années 1980) à la période 1989-2004 (cycle actuel), la variation de la contribution du revenu de marché à l'inégalité passe de – 0,5 point à + 3,7 points. En d'autres termes, tandis que cette composante est légèrement plus favorable à l'égalité à la fin du cycle des années 1980 qu'à son début, on observe en 2004 le contraire de 1989, année de début du cycle actuel : elle est plus favorable à l'inégalité cette fois-ci, et dans une mesure beaucoup plus grande. Cette variation à la hausse de 3,7 points est elle-même due, dans une proportion approximative de trois sur quatre, à la phase d'expansion observée sur la période 1993-2004, qui représente une variation de + 2,8 points. En observant la figure 3.1, il est possible de circonscrire encore plus précisément cette variation à la hausse : elle est due à la période particulière de 1993 à 1998, étant donné qu'après 1998, la contribution de cette composante se remet à diminuer.

23. Par convention, nous utilisons l'expression « augmentation négative » lorsque des contributions de signe négatif, en l'occurrence celles de l'impôt et du revenu de transfert, diminuent au sens arithmétique du terme, c'est-à-dire deviennent « plus négatives ». Nous préférons parler d'« augmentation négative » d'une contribution, plutôt que de sa diminution, pour ne pas donner la fausse impression que la contribution devient « moins importante » parce qu'elle diminue arithmétiquement. En fait, une contribution négative comme celle de l'impôt ou du revenu de transfert, qui diminue arithmétiquement, « augmente » plutôt que « diminue », en matière de contribution à l'égalité.

24. Par ailleurs, comme on peut le voir à la figure 3.1, l'évolution de la contribution de l'impôt est symétrique de celle du revenu de marché. Le fait que l'imposition soit progressive ou, en d'autres termes, le fait que l'impôt augmente en fonction du niveau de revenu, explique une telle symétrie. En effet, plus le revenu de marché est inégalement réparti, au « détriment » des familles situées au bas de la distribution, plus l'impôt le devient, au « détriment » cette fois-ci de celles qui se situent en haut de cette distribution.

Par contraste, la variation de la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert à ce niveau d'inégalité demeure rigoureusement stable d'un cycle à l'autre : - 2,2 points à la fois sur les périodes 1979-1989 et 1989-2004. Tout se passe comme si ces deux composantes ne s'étaient pas ajustées à l'évolution de la composante du marché, afin de « combattre » suffisamment le surcroît d'inégalité qu'elle engendre nouvellement, c'est-à-dire depuis le cycle économique actuel. Cette stabilité de tendance est due en partie au fait que le revenu de transfert cesse de croître dans sa fonction de réduction de l'inégalité. Auparavant, c'est-à-dire entre le début et la fin du cycle des années 1980, la contribution du revenu de transfert à cette réduction s'accroît : elle passe de - 3,2 à - 4,0 points entre 1979 et 1989, soit une variation de - 0,9 point (dont - 0,7 point seulement pendant la récession de 1979-1983, ce qui est normal dans la mesure où les transferts sont particulièrement sollicités à pareille époque). Mais entre 1989 et 2004, cette contribution cesse de croître, avec une variation qui s'élève à + 0,2 point.

En somme, l'essentiel du renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité à partir du cycle actuel passe par une accentuation de la tendance à la hausse de la contribution du revenu de marché à l'inégalité, dans un contexte où la tendance de l'impôt et du revenu de transfert demeure stable. L'impôt et le revenu de transfert, considérés conjointement, continuent certes toujours à réduire l'inégalité au cours du cycle actuel, mais sans que leur effet soit suffisant pour neutraliser le surcroît d'inégalité engendré par le revenu de marché.

La contribution du revenu de marché à l'inégalité augmente en phase de récession et diminue en phase d'expansion pendant le cycle des années 1980, ce qui n'est pas le cas du cycle actuel, car cette contribution continue d'augmenter en phase d'expansion

La relation entre les phases du cycle économique et l'évolution de la contribution du revenu de marché à l'inégalité n'est pas identique selon qu'on considère le cycle des années 1980 ou le cycle actuel. Dans le premier cas, la relation est contracyclique : lorsque l'économie entre en phase de récession, la contribution de cette composante à l'inégalité augmente, tandis qu'à partir de l'expansion, cette contribution diminue. Ainsi, cette contribution augmente de 0,4 point entre 1979 et 1983, contre une diminution de presque 1 point (- 0,9 point) entre 1983 et 1989. La tendance que suit cette contribution au cours du cycle des années 1990 ne présente pas une structure de type contracyclique ni cyclique. Certes, cette contribution augmente en phase de récession, soit de presque 1 point (0,9 point) entre 1989 et 1993 mais, par la suite, au lieu de diminuer, celle-ci continue d'augmenter, d'ailleurs dans une plus large mesure, soit de 2,8 points.

La relation entre les phases du cycle et l'évolution de la contribution de l'impôt et du revenu de transfert ne présente pas non plus une structure de type contracyclique ni cyclique. Au cours du cycle des années 1980, la contribution combinée varie exactement dans la même mesure durant la récession et l'expansion, soit de - 1,1 point. Au cours du cycle actuel, cette contribution combinée continue d'augmenter négativement après la récession : sa variation passe de - 0,7 point entre 1989 et 1993 à - 1,7 point entre 1993 et 2004.

3.2 Revue chronologique de l'inégalité de revenu, selon la composition de la famille économique

Les figures 3.2 à 3.4 présentent les séries chronologiques du coefficient de Gini et des contributions des composantes de revenu pour trois sous-populations de la famille économique : les personnes seules, les couples (avec ou sans enfants) et les familles monoparentales²⁵. Les tableaux 3.2 à 3.4 présentent les variations du coefficient et des contributions selon les périodes et les sous-périodes.

Tableau 3.2

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, personnes seules, Québec, 1979-2004

	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	Points de pourcentage			
1979 (sommet)	57,0	-4,2	-13,4	39,4
1983 (creux)	56,3	-4,4	-13,9	37,9
1989 (sommet)	50,8	-5,2	-13,0	32,5
1993 (creux)	50,3	-3,5	-13,9	32,8
2004 (fin de période)	51,4	-2,8	-14,2	34,4
Moyenne de 1979 à 2004	52,7	-3,7	-14,1	34,9
1996 (fin de série – EFC)	53,0	-3,9	-15,8	33,3
1996 (début de série – EDTR)	53,3	-3,2	-15,3	34,8
Variation absolue				
Toute la période (1979-2004)	-5,8	0,7	-1,4	-6,5
Cycle des années 1980 (1979-1989)	-6,2	-1,0	0,4	-6,8
Récession (1979-1983)	-0,7	-0,2	-0,5	-1,4
Expansion (1983-1989)	-5,5	-0,8	0,9	-5,4
Cycle actuel (1989-2004)	0,4	1,7	-1,7	0,3
Récession (1989-1993)	-0,5	1,7	-0,9	0,3
Expansion (1993-2004)	0,9	0,0	-0,8	0,0

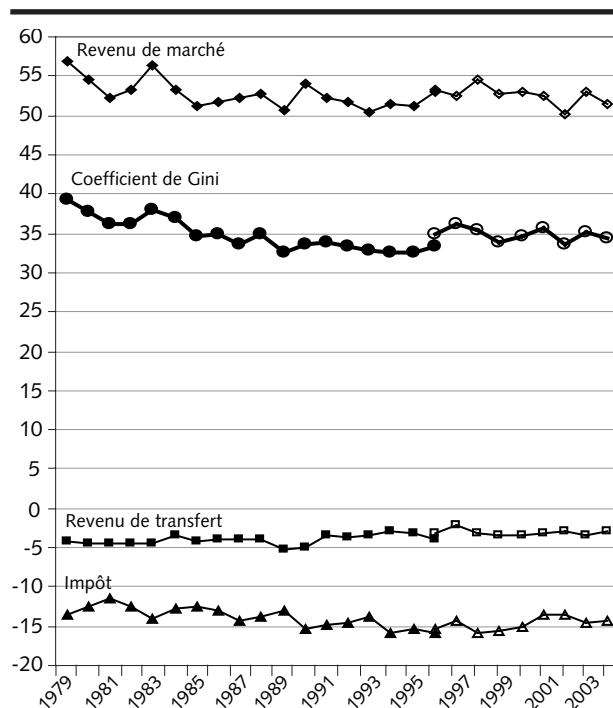
Notes : Les totaux peuvent différer en raison de l'arrondissement. Pour neutraliser le bris de série EFC-EDTR, la variation pour une période qui recouvre les deux enquêtes (1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) est la somme de la variation entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC, et de la variation entre l'année 1996 et l'année terminale selon l'EDTR.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 3.2

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, personnes seules, Québec, 1979-2004



Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

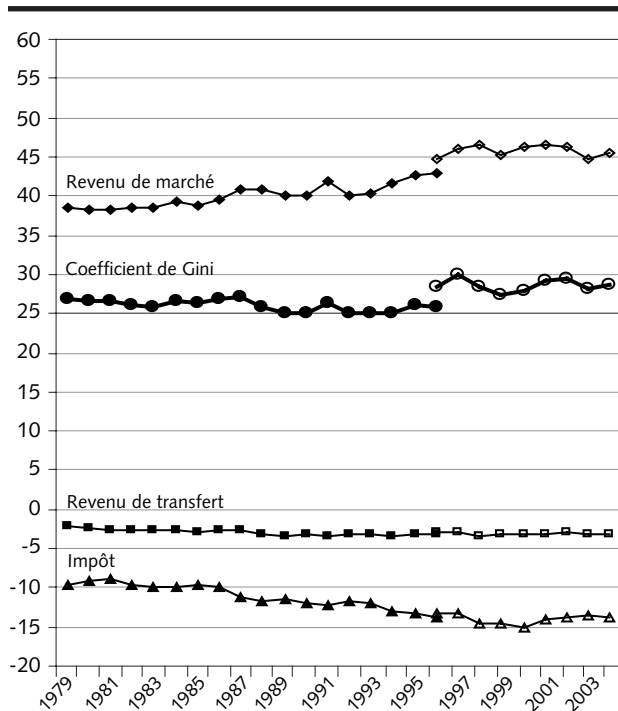
En moyenne, l'inégalité est la plus faible parmi les couples et la plus élevée parmi les personnes seules

Le niveau d'inégalité est en général, au cours de la période 1979-2004, plus faible dans la sous-population des couples – avec ou sans enfants, rappelons-le – que dans celles des familles mo-

25. Les formes résiduelles de familles, basées sur la composition de la famille économique, ne sont pas considérées. Ainsi, la somme des trois sous-populations que nous considérons n'équivaut pas au total de l'ensemble de la population des familles économiques, y compris les personnes seules.

Figure 3.3

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, couples (avec ou sans enfants), Québec, 1979-2004



Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.
 Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau 3.3

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, couples (avec ou sans enfants), Québec, 1979-2004

	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	Points de pourcentage			
1979 (sommet)	38,6	-2,1	-9,6	26,8
1983 (creux)	38,4	-2,7	-9,9	25,9
1989 (sommet)	40,1	-3,4	-11,5	25,2
1993 (creux)	40,4	-3,3	-12,0	25,0
2004 (fin de période)	45,5	-3,2	-13,8	28,6
Moyenne de 1979 à 2004	41,9	-3,0	-12,0	26,9
1996 (fin de série – EFC)	42,9	-3,1	-13,9	25,9
1996 (début de série – EDTR)	44,8	-2,9	-13,3	28,5
Variation absolue				
Toute la période (1979-2004)	5,1	-1,2	-4,7	-0,8
Cycle des années 1980 (1979-1989)	1,5	-1,3	-1,9	-1,6
Récession (1979-1983)	-0,1	-0,5	-0,2	-0,9
Expansion (1983-1989)	1,7	-0,8	-1,6	-0,7
Cycle actuel (1989-2004)	3,5	0,1	-2,8	0,8
Récession (1989-1993)	0,3	0,1	-0,5	-0,1
Expansion (1993-2004)	3,3	-0,1	-2,3	0,9

Notes : Les totaux peuvent différer en raison de l'arrondissement. Pour neutraliser le bris de série EFC-EDTR, la variation pour une période qui recouvre les deux enquêtes (1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) est la somme de la variation entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC, et de la variation entre l'année 1996 et l'année terminale selon l'EDTR.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.
 Compilation : Institut de la statistique du Québec.

noparentales et des personnes seules. Dans la sous-population des couples, ce niveau s'élève en moyenne au cours des années de cette période à 26,9, comparativement à 30,5 dans celle des familles monoparentales et à 34,9 dans celle des personnes seules.

Peu importe la composition de la famille économique, l'inégalité suit une tendance à la baisse entre 1979 et 2004, mais celle-ci est la plus accentuée parmi les personnes seules, tandis qu'elle est peu prononcée parmi les couples et les familles monoparentales

Bien qu'en moyenne, les familles formées de couples profitent du niveau d'inégalité le moins élevé, c'est chez les personnes seules que ce niveau diminue le plus. Ainsi, en 1979, chez ces dernières, le coefficient de Gini s'élève à 39,4, tandis qu'une diminution de 6,5 points survient entre 1979 et 2004. Par contraste, le niveau initial du coefficient et le niveau de sa diminution sur la période s'élèvent respectivement à 26,8 et à 0,8 point chez les couples. Chez les familles monoparentales, le niveau s'élève initialement à 33,9 et diminue de 1,2 point. La diminution est donc peu prononcée dans ces deux cas, du moins en comparaison avec la diminution enregistrée chez les personnes seules.

Peu importe cette composition, la tendance à la baisse de l'inégalité, observée au cours du cycle des années 1980 entre 1979 et 1989, se renverse avec le cycle économique actuel entre 1989 et 2004

Tableau 3.4

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles monoparentales, Québec, 1979-2004

	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	Points de pourcentage			
1979 (sommet)	43,9	-1,8	-8,1	33,9
1983 (creux)	46,3	-3,5	-8,4	34,4
1989 (sommet)	43,8	-1,7	-10,6	31,5
1993 (creux)	42,5	-3,1	-10,9	28,5
2004 (fin de période)	41,9	-4,8	-9,0	28,2
Moyenne de 1979 à 2004	44,6	-4,0	-10,1	30,5
1996 (fin de série – EFC)	50,8	-4,1	-15,1	31,5
1996 (début de série – EDTR)	44,3	-7,7	-9,7	27,0
Variation absolue				
Toute la période (1979-2004)	4,5	0,6	-6,3	-1,2
Cycle des années 1980 (1979-1989)	-0,1	0,2	-2,5	-2,4
Récession (1979-1983)	2,3	-1,7	-0,2	0,4
Expansion (1983-1989)	-2,4	1,8	-2,3	-2,9
Cycle actuel (1989-2004)	4,6	0,5	-3,8	1,2
Récession (1989-1993)	-1,3	-1,4	-0,3	-3,0
Expansion (1993-2004)	5,9	1,9	-3,5	4,3

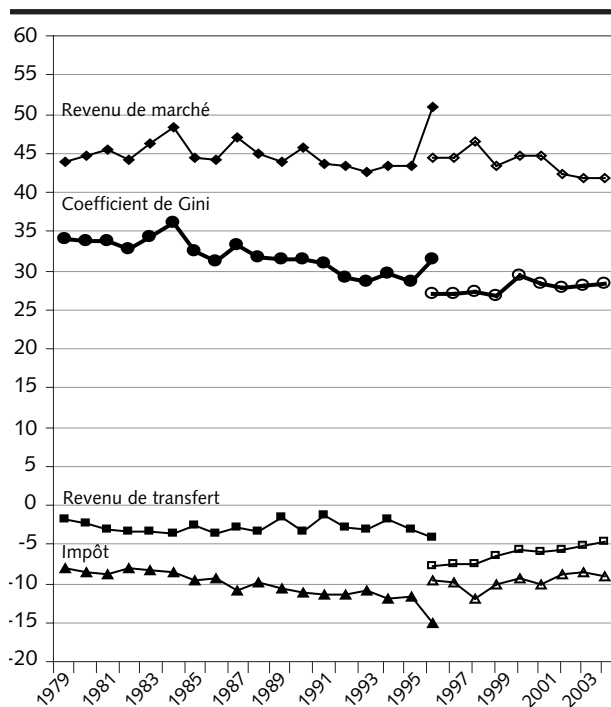
Notes : Les totaux peuvent différer en raison de l'arrondissement. Pour neutraliser le bris de série EFC-EDTR, la variation pour une période qui recouvre les deux enquêtes (1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) est la somme de la variation entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC, et de la variation entre l'année 1996 et l'année terminale selon l'EDTR.

Les estimations de l'année 1983 consistent dans les moyennes des estimations de 1982 et de 1984, puisque les données de 1983 ne permettent pas d'identifier les familles monoparentales.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 3.4

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles monoparentales, Québec, 1979-2004

Note : Les estimations de l'année 1983 consistent dans les moyennes des estimations de 1982 et de 1984, puisque les données de 1983 ne permettent pas d'identifier les familles monoparentales.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

À l'instar de ce qui se produit dans la population formée de toutes les familles, on observe que, dans ces trois sous-populations, délimitées selon la composition de la famille économique, le cycle économique des années 1980 s'avère plus profitable, au chapitre de la réduction de l'inégalité, que le cycle subséquent. Toutefois, les mesures dans lesquelles les deux cycles respectifs, d'abord favorisent l'égalité, ensuite favorisent l'inégalité, diffèrent d'une sous-population à l'autre. Dans la sous-population des personnes seules, le niveau d'inégalité passe de 39,4 à 32,5 entre 1979 et 1989, ce qui représente une diminution de 6,8 points, dont 5,4 dans le seul cadre de l'expansion de 1983-1989. Par contre, même si l'inégalité augmente formellement lors du cycle suivant, la tendance stagne pratiquement, puisque la hausse est de seulement 0,3 point.

Dans la sous-population des couples, le niveau d'inégalité passe de 26,8 à 25,2 entre 1979 et 1989, soit une diminution de 1,6 point (à peu près également répartie entre la récession et l'expansion), tandis que l'augmentation sur la période 1989-2004 s'élève à près de 1 point (+ 0,8). Enfin, dans celle des familles monoparentales, le niveau passe de 33,9 à 31,5, ce qui équivaut à une réduction de 2,4 points (résultant d'une hausse de 0,4 point en récession, suivie d'une baisse de 2,9 points lors de l'expansion); par la suite, entre 1989 et 2004, l'augmentation s'élève à 1,2 point (exclusivement due à l'expansion, quand l'augmentation s'élève à 4,3 points).

Le revenu de marché contribue majoritairement à la diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004 dans le cas des personnes seules, tandis que l'impôt et le revenu de transfert y contribuent exclusivement dans le cas des couples et des familles monoparentales

L'évolution des contributions de ces composantes de revenu au cours de la période globale révèle un processus distinct de diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004 parmi les personnes seules, d'un côté, et les couples ainsi que les familles monoparentales, d'un autre côté (où, rappelons-le, la diminution est de toute manière peu prononcée). Ainsi, pour les premières, la diminution de cette inégalité est majoritairement due au revenu de marché, tandis que, pour les seconds, elle est plutôt exclusivement due à l'impôt (le cas échéant, ajouté au revenu de transfert), tandis que le revenu de marché contribue plutôt à l'inégalité.

En effet, dans le cas des personnes seules, la diminution de 6,5 points du niveau d'inégalité résulte d'une diminution de 5,8 points de la contribution du revenu de marché – lequel devient donc plus également réparti –, combinée à une augmentation négative de 1,4 point (– 1,4 point) de la contribution de l'impôt, et d'une régression²⁶ de deux tiers de point (+ 0,7) de celle du revenu de transfert.

Les variations des contributions de ces composantes s'élèvent respectivement à + 5,1, à – 4,7 et à – 1,2 point dans le cas des couples, et à + 4,5, à – 6,3 et à + 0,6 point dans le cas des familles monoparentales. On voit que, chez les couples, l'inégalité diminue formellement en raison de la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert (– 5,9 points), qui surpasse en valeur absolue celle, positive, du revenu de marché (+ 5,1). Chez les familles monoparentales, l'impôt à lui seul est suffisant pour entraîner le niveau d'inégalité à la baisse.

Par ailleurs, et dans le même ordre d'idées, le fait que, chez les personnes seules, l'ensemble des composantes de revenu varie dans un sens favorable à l'égalité, tandis que, chez les couples et les familles monoparentales, le revenu de marché varie toujours dans un sens défavorable à cette égalité, rend compte du fait que la diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004 est la plus grande parmi les personnes seules, et qu'inversement, elle est peu prononcée parmi les couples et les familles monoparentales.

Le revenu de marché contribue majoritairement au renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité avec le cycle économique actuel dans le cas des personnes seules et des couples, et exclusivement dans le cas des familles monoparentales

La variation de la contribution de l'impôt et du revenu de transfert demeure beaucoup plus stable d'un cycle économique à l'autre que celle du revenu de marché, et c'est ce qui rend compte du renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité avec le cycle économique actuel dans les trois sous-populations. Parmi les personnes seules, l'évolution de la contribution du revenu de marché à l'inégalité consiste dans une stabilisation (lors du cycle actuel) suivant une tendance à la baisse (lors du cycle des années 1980), tandis que, parmi les couples et les familles monoparentales, cette évolution consiste dans l'accentuation d'une tendance à la hausse (couples), sinon l'apparition d'une telle tendance (familles monoparentales). Dans tous les cas, cette évolution est favorable à l'inégalité, que ce soit indirectement (le revenu de marché est moins défavorable à l'inégalité) ou directement (le revenu de marché est plus favorable à l'inégalité). Ainsi, parmi les personnes seules, la contribution de cette composante diminue de 6,2 points entre 1979 et 1989, alors qu'entre 1989 et 2004, celle-ci stagne, c'est-à-dire qu'elle connaît une augmentation d'environ un demi-point (+ 0,4). Les variations, d'un cycle à l'autre, s'élèvent à + 1,5 et à + 3,5 points parmi les couples, et à – 0,1 et à + 4,6 points parmi les familles monoparentales; ces variations montrent, dans le cas de ces deux sous-populations, l'accentuation, sinon l'apparition d'une tendance à la hausse.

26. Par convention, nous utilisons le terme « régression » lorsqu'une contribution négative, en l'occurrence celle de l'impôt ou du revenu de transfert, augmente au sens arithmétique du terme, c'est-à-dire devient « moins négative », ce qui revient à dire qu'elle contribue moins à la diminution de l'inégalité.

Quant à elles, les variations des contributions combinées de l'impôt et du revenu de transfert passent, d'un cycle à l'autre, de – 0,6 à 0 point parmi les personnes seules, de – 3,2 points à – 2,7 points parmi les couples, et de – 2,3 à – 3,3 points parmi les familles monoparentales. On voit donc que, comparativement au revenu de marché, la contribution de l'impôt et le revenu de transfert combinés suit, dans les trois sous-populations, une tendance à la baisse qui, en points, demeure beaucoup plus stable que celle du revenu de marché. Il en découle que le renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité avec le cycle actuel découle de l'évolution du revenu de marché. Dans le cas des personnes seules et des couples, ce renversement est majoritairement le fait du revenu de marché, tandis que, dans le cas des familles monoparentales, il lui est exclusivement dû, puisque la variation de la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert a augmenté d'un cycle à l'autre dans le sens d'une réduction accrue de l'inégalité, soit de – 2,3 points à – 3,3 points.

3.3 Revue chronologique de l'inégalité de revenu, selon l'âge du principal soutien économique

Les figures 3.5 à 3.7 présentent les séries chronologiques du coefficient de Gini et des contributions dans le cadre de trois sous-populations, définies selon l'âge du principal soutien économique de l'unité : « jeune » (moins de 30 ans), « intermédiaire » (30-64 ans) et « âgé » (65 ans et plus). Les tableaux 3.5 à 3.7 présentent les variations du coefficient et des contributions selon les périodes et les sous-périodes.

En moyenne, l'inégalité est la plus faible parmi les familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, et la plus élevée parmi les jeunes familles

Depuis les années 1990, le niveau d'inégalité est moins élevé dans la sous-population des familles dont le principal soutien a 65 ans et plus. En moyenne, sur la période 1979-2004, le coefficient s'élève à 25,6 au sein de ces familles, comparativement à 30,3 dans celle où le principal soutien est d'âge intermédiaire et 31,6 dans celle où ce soutien est jeune.

L'inégalité suit une forte tendance à la baisse entre 1979 et 2004 au sein des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, tandis qu'elle varie peu au sein des autres

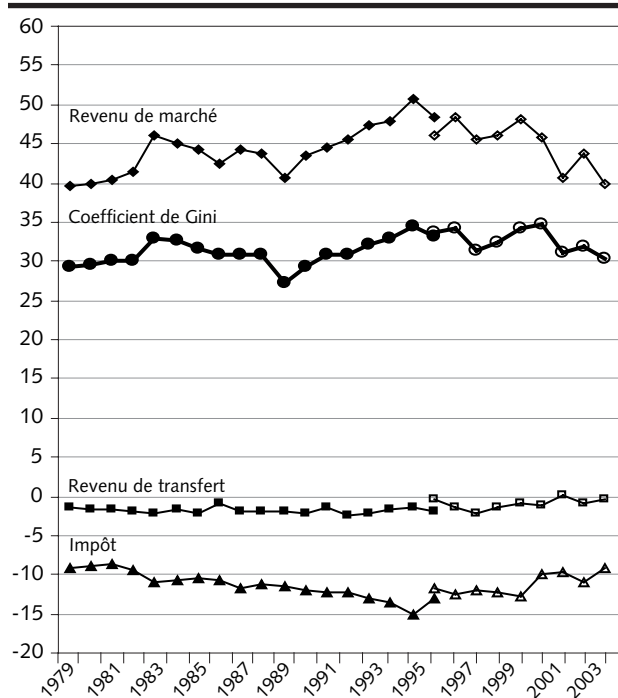
Bien qu'en moyenne les familles dont le soutien économique a 65 ans et plus profitent du niveau d'inégalité le moins élevé, c'est aussi parmi celles-ci que ce niveau diminue dans la plus large mesure, tandis qu'il varie peu parmi les familles d'âge intermédiaire et les jeunes familles. Ainsi, en 1979, parmi les familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, le coefficient de Gini s'élève à 33,5, tandis que la diminution se fixe à 8,8 points sur la période 1979-2004. Par contraste, le niveau d'inégalité s'élève à 30,1 et demeure à peu près stable parmi celles d'âge intermédiaire, avec une variation à la baisse de moins de un demi-point (– 0,3 point). Enfin, il s'élève à 29,2 et demeure aussi à peu près stable sur cette période parmi les jeunes familles, avec une variation à la hausse de moins de 1 point (+ 0,7 point).

La tendance à la baisse de l'inégalité observée entre 1979 et 1989 se renverse avec le cycle économique actuel entre 1989 et 2004 dans le cas des jeunes familles et de celles d'âge intermédiaire, et s'affaiblit dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus

Au sein de toutes ces catégories de familles, le coefficient de Gini évolue d'un cycle économique à l'autre dans un sens défavorable à l'égalité. Au sein des jeunes familles et de celles d'âge intermédiaire, cette évolution consiste dans un renversement de la tendance à la baisse observée entre 1979 et 1989, tandis qu'au sein des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, elle consiste dans un affaiblissement de cette même tendance.

Figure 3.5

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de moins de 30 ans, Québec, 1979-2004



Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau 3.5

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de moins de 30 ans, Québec, 1979-2004

	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	Points de pourcentage			
1979 (sommet)	39,6	-1,4	-9,1	29,2
1983 (creux)	46,2	-2,3	-11,1	32,8
1989 (sommet)	40,6	-2,0	-11,4	27,3
1993 (creux)	47,3	-2,1	-13,0	32,3
2004 (fin de période)	39,8	-0,3	-9,0	30,4
Moyenne de 1979 à 2004	44,4	-1,5	-11,3	31,6
1996 (fin de série – EFC)	48,3	-2,0	-13,1	33,2
1996 (début de série – EDTR)	46,1	-0,5	-11,9	33,7
Variation absolue				
Toute la période (1979-2004)	2,4	-0,5	-1,2	0,7
Cycle des années 80 (1979-1989)	1,0	-0,6	-2,3	-1,9
Récession (1979-1983)	6,5	-0,9	-2,0	3,6
Expansion (1983-1989)	-5,6	0,3	-0,3	-5,5
Cycle actuel (1989-2004)	1,5	0,1	1,1	2,7
Récession (1989-1993)	6,7	-0,1	-1,6	5,0
Expansion (1993-2004)	-5,2	0,2	2,7	-2,3

Notes : Les totaux peuvent différer en raison de l'arrondissement. Pour neutraliser le bris de série EFC-EDTR, la variation pour une période qui recouvre les deux enquêtes (1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) est la somme de la variation entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC, et de la variation entre l'année 1996 et l'année terminale selon l'EDTR.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Au sein des jeunes familles, le coefficient diminue d'abord de 1,9 point (exclusivement en vertu de l'expansion pendant laquelle il diminue de 5,5 points), passant de 29,2 en 1979 à 27,3 en 1989. Par la suite, entre 1989 et 2004, il augmente de 2,7 points (exclusivement en vertu de la récession, pendant laquelle il augmente de 5,0 points). Au sein des familles d'âge intermédiaire, il passe d'abord de 30,1 à 28,2, ce qui correspond à une diminution de 1,9 point (dont 1,4 en phase d'expansion); il remonte ensuite de 1,6 point (dont 1,4 en phase d'expansion).

Par contraste, au sein des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, ce coefficient diminue de 7,3 points au cours du cycle des années 80, en passant de 33,5 en 1979 à 26,2 en 1989. Étonnamment, une forte majorité de cette diminution se produit en phase de récession, puisque 6,4 points des 7,3 points – soit près de 90 % de ces points – se perdent sur la seule période 1979-1983. Au cours du cycle actuel, et par opposition à ce qu'on observe au sein des familles dont le principal soutien a moins de 65 ans, le niveau d'inégalité continue à diminuer, bien que selon une intensité moindre en nombre de points qu'au cycle précédent. Ainsi, entre 1989 et 2004, le coefficient diminue de 1,5 point (ce qui résulte d'une diminution de 2,0 points en phase de récession, contre une augmentation de 0,4 point en phase d'expansion).

L'inégalité est fortement conjoncturelle dans le cas des jeunes familles : elle augmente en phase de récession et diminue en phase d'expansion

Tableau 3.6

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 30 à 64 ans, Québec, 1979-2004,

	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	Points de pourcentage			
1979 (sommet)	42,7	-2,1	-10,5	30,1
1983 (creux)	44,0	-3,2	-11,3	29,6
1989 (sommet)	43,1	-3,0	-11,9	28,2
1993 (creux)	44,9	-3,5	-13,0	28,4
2004 (fin de période)	48,3	-2,6	-14,0	31,7
Moyenne de 1979 à 2004	46,3	-3,0	-12,9	30,3
1996 (fin de série – EFC)	48,4	-3,2	-15,4	29,7
1996 (début de série – EDTR)	49,4	-3,5	-14,3	31,6
Variation absolue				
Toute la période (1979-2004)	4,6	-0,2	-4,7	-0,3
Cycle des années 1980 (1979-1989)	0,4	-0,9	-1,4	-1,9
Récession (1979-1983)	1,4	-1,1	-0,8	-0,5
Expansion (1983-1989)	-0,9	0,2	-0,6	-1,4
Cycle actuel (1989-2004)	4,1	0,7	-3,2	1,6
Récession (1989-1993)	1,8	-0,5	-1,1	0,2
Expansion (1993-2004)	2,3	1,2	-2,1	1,4

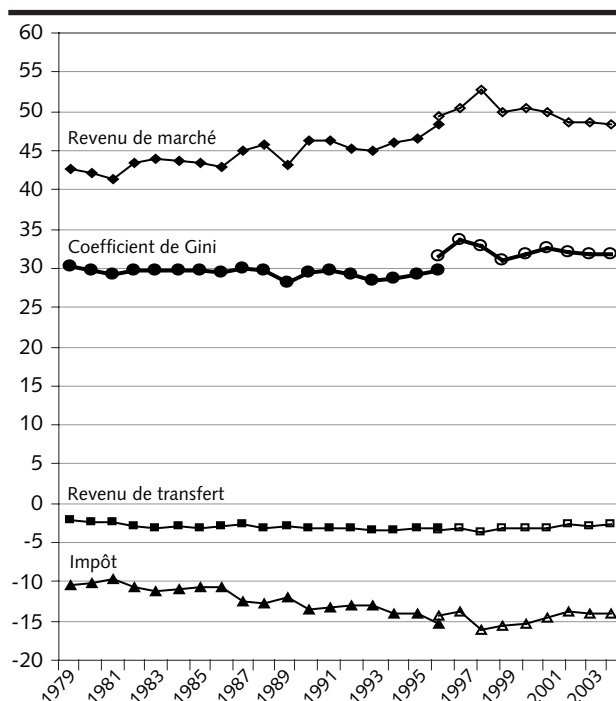
Notes : Les totaux peuvent différer en raison de l'arrondissement. Pour neutraliser le bris de série EFC-EDTR, la variation pour une période qui recouvre les deux enquêtes (1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) est la somme de la variation entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC, et de la variation entre l'année 1996 et l'année terminale selon l'EDTR.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Figure 3.6

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 30 à 64 ans, Québec, 1979-2004,



Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

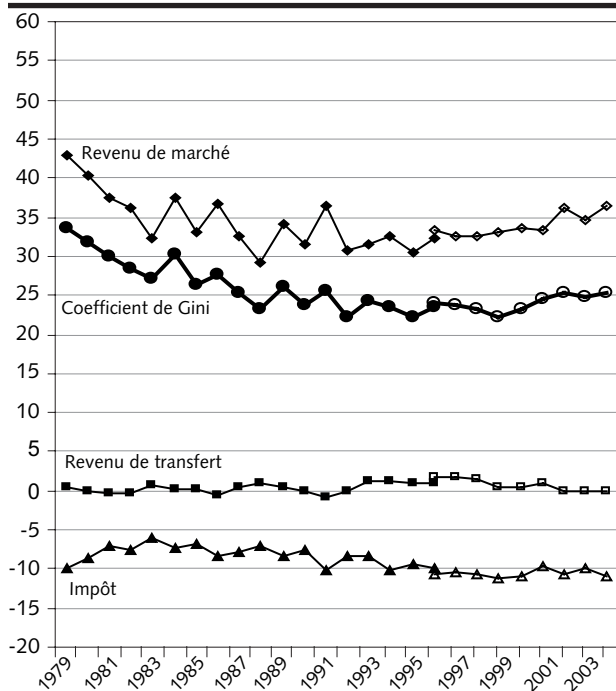
Chez les familles soutenues par des jeunes, on constate que la récession fait augmenter l'inégalité, tandis que l'expansion la fait diminuer. Dans le cas des deux cycles, notons que la variation conjoncturelle contracyclique est relativement prononcée. Ainsi, au cours du cycle des années 1980, le niveau augmente d'abord de 3,6 points durant la récession, en passant de 29,2 en 1979 à 32,8 en 1983; il diminue ensuite de 5,5 points durant l'expansion, et se rend à 27,3 en 1989. Au cours du cycle suivant, les variations respectives de ces phases s'élèvent à + 5,0 et à - 2,3. Cette variation conjoncturelle est par ailleurs relativement plus prononcée que la variation structurelle, c'est-à-dire la variation globale qui s'étend entre le début et la fin d'un cycle (qu'il s'agisse de celui des années 1980 ou du cycle actuel).

Le revenu de marché contribue majoritairement à la forte diminution du niveau d'inégalité entre 1979 et 2004 dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus...

D'une sous-population à l'autre, toutes les composantes de revenu ne contribuent pas dans la même mesure à la variation globale du niveau d'inégalité. D'un côté, il est frappant de constater à quel point le revenu de marché contribue à la forte diminution enregistrée chez les familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, tandis qu'on aurait pu en croire responsables les deux composantes de la redistribution, soit l'impôt et le revenu de transfert, étant donné la plus faible importance que revêt le revenu de marché dans la population des aînés. Ainsi, parmi les 8,8 points de

Figure 3.7

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 65 ans et plus, Québec, 1979-2004



Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.
 Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau 3.7

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 65 ans et plus, Québec, 1979-2004

	Marché	Transfert	Impôt	Gini
Points de pourcentage				
1979 (sommet)	43,0	0,4	-9,9	33,5
1983 (creux)	32,3	0,7	-5,9	27,1
1989 (sommet)	34,1	0,5	-8,4	26,2
1993 (creux)	31,5	1,2	-8,5	24,2
2004 (fin de période)	36,3	-0,1	-10,9	25,3
Moyenne de 1979 à 2004	34,2	0,5	-9,0	25,6
1996 (fin de série – EFC)	32,2	1,1	-9,8	23,5
1996 (début de série – EDTR)	33,2	1,7	-10,8	24,1
Variation absolue				
Toute la période (1979-2004)	-7,7	-1,2	0,0	-8,8
Cycle des années 80 (1979-1989)	-8,8	0,1	1,5	-7,3
Récession (1979-1983)	-10,7	0,3	4,0	-6,4
Expansion (1983-1989)	1,8	-0,2	-2,5	-0,9
Cycle actuel (1989-2004)	1,2	-1,2	-1,5	-1,5
Récession (1989-1993)	-2,6	0,7	0,0	-2,0
Expansion (1993-2004)	3,8	-1,9	-1,4	0,4

Notes : Les totaux peuvent différer en raison de l'arrondissement. Pour neutraliser le bris de série EFC-EDTR, la variation pour une période qui recouvre les deux enquêtes (1979-2004, 1989-2004, 1993-2004) est la somme de la variation entre l'année initiale et l'année 1996 selon l'EFC, et de la variation entre l'année 1996 et l'année terminale selon l'EDTR.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.
 Compilation : Institut de la statistique du Québec.

diminution du coefficient de Gini entre 1979 et 2004, environ 85 % provient de la contribution du revenu de marché, dont la diminution s'élève à 7,7 points, tandis que la variation résiduelle provient exclusivement du revenu de transfert (- 1,2 point).

...tandis que cette composante contribue dans une mesure similaire à celle de l'impôt et du revenu de transfert dans le cas des familles d'âge intermédiaire ou jeunes

D'un autre côté, chez les familles dont le principal soutien a moins de 65 ans, on saisit la juste mesure de la faible variation du niveau d'inégalité sur la période 1979-2004, en réalisant que la composante du revenu de marché observe une variation qui avoisine celle de l'impôt et du revenu de transfert combinés, bien qu'en sens contraire. Ainsi, chez les familles dont le principal soutien a moins de 30 ans, la contribution du revenu de marché augmente de 2,4 points sur la période, comparativement à une diminution combinée de 1,7 point pour l'impôt et le revenu de transfert. Chez celles d'âge intermédiaire (30-64 ans), ces variations respectives s'élèvent à + 4,6 points comparativement à - 4,9 points.

Le revenu de marché contribue exclusivement à l'évolution de l'inégalité, qu'il s'agisse du renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité avec le cycle actuel dans le cas des familles d'âge intermédiaire, ou de l'affaiblissement de cette tendance dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus...

Dans le cas des trois sous-populations, la contribution du revenu de marché évolue dans un sens défavorable à l'égalité; cette composante de revenu permet de rendre compte du fait que, d'un cycle à l'autre, on assiste à une évolution du coefficient de Gini qui est défavorable à cette égalité, que cette évolution consiste dans l'affaiblissement de la tendance à la baisse (dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus), ou dans son renversement (dans le cas des autres familles, dont celles d'âge intermédiaire). Tantôt, une accentuation de la tendance à la hausse de cette contribution l'emporte. Tel est le cas des sous-populations dont le principal soutien a moins de 65 ans. Sur les périodes 1979-1989 et 1989-2004, l'augmentation de cette contribution passe de 1,0 point à 1,5 point dans le cas des jeunes familles; plus brusquement, elle passe de 0,4 point à 4,1 points dans le cas des familles d'âge intermédiaire. Dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, on assiste plutôt à un renversement de la tendance à la baisse de cette contribution : la contribution diminue d'abord de 8,8 points au cours du cycle des années 1980, et augmente ensuite de 1,2 point au cours du cycle actuel. Dans tous ces cas, on voit que la contribution du revenu de marché évolue d'un cycle à l'autre dans un sens défavorable à l'égalité.

Bien que le revenu de marché contribue différemment à l'évolution de l'inégalité selon qu'il s'agit des familles d'âge intermédiaire et de celles dont le principal soutien a 65 ans et plus (soit tantôt dans le cadre de l'accentuation d'une tendance à la hausse, tantôt dans le renversement d'une tendance à la baisse), on constate que cette contribution est toujours exclusive dans leur cas. En effet, la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert n'évolue pas d'un cycle à l'autre dans un sens favorable à l'inégalité. Dans le cas des familles d'âge intermédiaire, la variation de la contribution combinée passe de - 2,3 points à - 2,5 points, ce qui, *stricto sensu*, ne constitue pas une évolution défavorable à l'égalité. Il en est de même des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, où cette contribution combinée passe de + 1,6 point à - 2,7 points.

... tandis que l'impôt et le revenu de transfert contribuent majoritairement à cette évolution dans le cas des jeunes familles, évolution qui consiste dans le renversement d'une tendance à la baisse

Par contraste, dans la sous-population des jeunes familles, l'impôt et le revenu de transfert contribuent majoritairement à la tendance de l'inégalité d'un cycle à l'autre, qui consiste dans le renversement d'une tendance à la baisse. Ainsi, la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert à l'inégalité régresse à partir du cycle économique actuel. Entre 1979 et 1989, elle augmente négativement de 2,9 points. On constate ensuite que cette contribution régresse entre 1989 et 2004 de 1,2 point. La variation de la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert passe donc de - 2,9 points à + 1,2 point. Comme la variation de la contribution du revenu de marché demeure sensiblement stable d'un cycle à l'autre, passant de + 1,0 point à + 1,5 point, on peut en conclure que l'impôt et le revenu de transfert contribuent majoritairement au renversement, dans le cycle actuel, de la tendance à la baisse enregistrée au cours du cycle des années 1980 dans la sous-population des jeunes familles.

Synthèse de la démarche, conclusions et limites

Les constituants que sont le *marché* et l'*État* exercent, par l'intermédiaire de la *dynamique de marché* et de la *politique fiscale et sociale*, une influence décisive sur les niveaux d'inégalité observés chaque année dans une population. Les composantes de revenu qui forment le « portefeuille » de revenu (d'une population) constituent les vecteurs de cette influence. Ainsi, la dynamique de marché contribue à ces niveaux d'inégalité par l'entremise du revenu de marché, tandis que la politique fiscale et sociale y contribue respectivement grâce à l'impôt et au revenu de transfert.

C'est un enjeu analytique que de décrire les niveaux d'inégalité, de même que leur évolution historique selon les cycles économiques, et plus particulièrement selon les phases de ces cycles (récessions et expansions). Mais cet enjeu ne se limite pas à cette seule description : il s'agit aussi de cerner les « contributions » des composantes de revenu à ces niveaux, tout comme l'évolution historique de ces contributions, afin de dégager des conclusions sur l'influence changeante de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale au fil de l'histoire économique récente.

Dans le premier chapitre, nous avons pour objectif d'explicitier notre cadre descriptif. Selon ce cadre, les niveaux d'inégalité résultent du jeu de l'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale, qui s'exerce par leurs composantes respectives de revenu, chaque composante contribuant aux niveaux observés; par ailleurs, ce jeu d'influence évolue historiquement en fonction du cycle économique. Nous avons rapporté les principales conclusions d'études de Statistique Canada ayant adopté ce cadre descriptif. Ces conclusions peuvent être formulées comme suit.

- Les niveaux d'inégalité varient **conjoncturellement**. La dynamique de marché contribue à l'augmentation de ces niveaux durant les phases de récession et à leur diminution durant les phases d'expansion. Dans cette optique, la politique fiscale et sociale contribue à limiter les augmentations attribuables à cette dynamique durant les phases de récession.
- Les niveaux d'inégalité augmentent **structurellement** (années 1990). Dans le contexte d'une dynamique de marché plus inégalitaire, le contrepoids de la politique fiscale et sociale n'est pas suffisant pour prévenir une augmentation de l'inégalité.

Dans notre étude, notre objectif était de procéder à une revue chronologique de l'inégalité dans le même cadre descriptif. Cependant, nous voulions surtout ajouter un apport aux connaissances. Voilà pourquoi nous avons restreint l'univers à la population des familles économiques du Québec, tout en considérant différentes sous-populations définies selon la composition de la famille économique et l'âge du principal soutien économique. Bien que les niveaux d'inégalité soient régulièrement estimés en ce qui a trait à cette population et à ces sous-populations, ils n'ont pas, à notre connaissance, été décrits sur de longues séries et, compte tenu des composantes de revenu qui y contribuent, ni des cycles économiques et de leurs phases.

Au deuxième chapitre, nous avons explicité les données et les méthodologies utilisées pour opérationnaliser ce cadre descriptif. Nous avons employé les microdonnées de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* (EFC) à partir de 1979 et les microdonnées de l'*Enquête sur la dynamique de travail et du revenu* (EDTR) à partir de 1996 jusqu'en 2004, soit l'année la plus récente pour laquelle les microdonnées étaient disponibles au moment où nous avons effectué le traitement. L'unité d'analyse est la famille économique, y compris les personnes seules. La famille économique comprend les personnes d'un même ménage qui partagent des liens de sang, d'alliance, d'union libre ou d'adoption. C'est l'unité de regroupement la plus utilisée pour l'estimation de l'inégalité. Le revenu de référence est le revenu de la famille économique. Ce revenu est ajusté pour tenir compte de la taille de la famille. Nous avons choisi un indicateur d'inégalité, le coefficient de Gini. Celui-ci varie entre 0, qui représente la situation d'égalité parfaite, et 1 (ou 100 %), soit la situation d'inégalité parfaite. Nous avons calculé les estimations de cet indicateur pour le revenu disponible sur la période 1979-2004, puis nous avons rassemblé ces estimations en séries chronologiques.

Notre cadre descriptif exigeait de cerner, chaque année, l'influence de la dynamique de marché par l'entremise du revenu de marché, et de la politique fiscale et sociale grâce à l'impôt et au revenu de transfert. Pour ce faire, une stratégie était d'estimer les « contributions », aux niveaux d'inégalité, des composantes de revenu. Nous avons recouru à une méthodologie pour estimer ces contributions. Cette méthodologie a permis de décomposer le coefficient de Gini (chaque année) comme une somme de contributions, celle du revenu de marché, de l'impôt et du revenu de transfert.

Ce cadre exigeait aussi de cerner les variations de cette influence selon les cycles économiques et leurs phases (récessions et expansions). Pour ce faire, nous avons estimé les variations des contributions de chaque composante de revenu entre des années qui balisent des cycles et des phases de cycle. Nous avons utilisé le taux de chômage annuel des 15 ans et plus au Québec. Les années 1979 et 1989 correspondent à des sommets de cycle, et les années 1983 et 1993, à des creux. À partir de ces renseignements, nous avons balisé deux cycles : celui « des années 1980 », se déroulant entre 1979 et 1989, et un autre, que nous avons appelé « cycle actuel », qui débute en 1989 mais qui, en 2004, n'était toujours pas terminé, faute d'un nouveau creux dans le taux de chômage (ou faute d'un nouveau sommet de cycle), découlant d'une récession officielle. Nous avons aussi balisé les phases de ces deux cycles : récession entre 1979 et 1983, expansion entre 1983 et 1989, récession entre 1989 et 1993, expansion entre 1993 et 2004. Dès lors, il est devenu possible d'estimer les variations des contributions des composantes sur la période globale 1979-2004 et sur des sous-périodes.

Comme indicateur de variation des contributions, nous avons utilisé la *variation absolue*, c'est-à-dire en points de pourcentage. Il s'agit d'une mesure couramment utilisée dans la littérature.

Au troisième chapitre, nous avons effectué la revue chronologique de l'inégalité. Il s'agissait de décrire les tendances (de l'évolution historique) du coefficient de Gini, ainsi que les tendances des contributions : d'abord, dans toute la population des familles économiques; ensuite, dans trois sous-populations définies selon la composition de la famille économique; enfin, dans trois sous-populations définies selon l'âge du principal soutien. Nous avons examiné les données en fonction d'une grille de questions exposées au début du troisième chapitre; les conclusions de notre revue chronologique représentent donc les réponses successives à ces questions. Les tendances de l'inégalité se résument comme suit²⁷.

27. Les propos qui suivent reprennent les faits saillants énoncés comme en-têtes des sous-sections du troisième chapitre.

1. Revue chronologique de l'inégalité (toute la population des familles économiques)

- L'inégalité suit une tendance à la baisse entre 1979 et 2004. L'inégalité suit une tendance à la baisse au cours du cycle des années 1980, entre 1979 et 1989, et se renverse depuis le cycle actuel entre 1989 et 2004. Le renversement de cette tendance passe par une expansion propice à l'augmentation de l'inégalité, contrairement à l'expansion du cycle des années 1980, qui était plutôt favorable à sa diminution.
- Chaque année, le revenu de marché contribue à l'inégalité, tandis que l'impôt et le revenu de transfert, conformément à leur fonction normale de redistribution du revenu, contribuent à l'égalité.
- L'impôt et le revenu de transfert contribuent exclusivement à la diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004. En d'autres termes, la diminution de l'inégalité est strictement due à ces deux composantes, étant donné que la composante du marché contribue plutôt à élever son niveau entre ces deux années.
- L'évolution notée de l'inégalité, qui consiste dans le renversement d'une tendance à la baisse avec le cycle économique actuel, est due à des évolutions particulières des composantes de revenu, dans leur influence sur l'inégalité. Le revenu de marché contribue exclusivement à ce renversement. En effet, la contribution de cette composante à l'inégalité augmente d'un cycle à l'autre, tandis que la contribution combinée de l'impôt et du revenu de transfert demeure stable.
- La relation entre les phases du cycle économique (récessions et expansions) et la variation (à la hausse ou à la baisse) de la contribution des composantes n'est pas uniforme d'un cycle économique à l'autre (cycle des années 1980 comparativement au cycle actuel). La contribution du revenu de marché à l'inégalité suit une tendance contracyclique au cours du cycle des années 1980 : cette contribution augmente en phase de récession et diminue en phase d'expansion; or, ce n'est pas le cas du cycle actuel, car cette contribution continue d'augmenter en phase d'expansion. La relation entre les phases du cycle et la variation de la contribution de l'impôt et du revenu de transfert à l'inégalité ne présente pas une structure de type contracyclique ni cyclique.

2. Revue chronologique de l'inégalité, selon la composition de la famille économique

- En moyenne, au cours de la période 1979-2004, l'inégalité présente les niveaux les moins élevés de toutes les formes de composition de famille économique parmi les couples (avec ou sans enfants) et les plus élevés parmi les personnes seules.
- Peu importe la composition de la famille économique, l'inégalité suit une tendance à la baisse entre 1979 et 2004. Cette tendance est la plus accentuée parmi les personnes seules, tandis qu'elle est peu prononcée parmi les couples et les familles monoparentales.
- Peu importe cette composition, la tendance à la baisse de l'inégalité observée au cours du cycle des années 1980, entre 1979 et 1989, se renverse avec le cycle économique actuel, entre 1989 et 2004.
- Le revenu de marché contribue majoritairement à la diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004 dans le cas des personnes seules, tandis que l'impôt et le revenu de transfert y contribuent exclusivement dans le cas des couples et des familles monoparentales.
- Le revenu de marché contribue majoritairement au renversement de la tendance à la baisse de l'inégalité avec le cycle économique actuel dans le cas des personnes seules et des couples, et exclusivement dans le cas des familles monoparentales.

3. Revue chronologique de l'inégalité, selon l'âge du principal soutien économique

- En moyenne, au cours de la période 1979-2004, l'inégalité présente les niveaux les moins élevés parmi les familles dont le principal soutien a 65 ans et plus, et les plus élevés parmi celles où ce soutien a moins de 30 ans.
- Entre 1979 et 2004, l'inégalité suit une forte tendance à la baisse au sein des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, tandis qu'elle varie peu au sein des autres.
- La tendance à la baisse de l'inégalité observée entre 1979 et 1989 se renverse avec le cycle économique actuel entre 1989 et 2004 dans le cas des jeunes familles et de celles d'âge intermédiaire, et s'affaiblit dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus.
- La variation des niveaux d'inégalité est fortement conjoncturelle et de nature contracyclique dans le cas des jeunes familles : ces niveaux augmentent en phase de récession et diminuent en phase d'expansion.
- Le revenu de marché contribue majoritairement à la forte diminution de l'inégalité entre 1979 et 2004 dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus, tandis que cette composante contribue dans une mesure similaire à celle de l'impôt et du revenu de transfert à sa plus faible diminution dans le cas des familles jeunes ou d'âge intermédiaire, ce qui explique que l'inégalité varie peu au sein de ces familles.
- Le revenu de marché contribue exclusivement à l'évolution de l'inégalité (qu'il s'agisse du renversement de sa tendance à la baisse avec le cycle actuel dans le cas des familles d'âge intermédiaire, ou de l'affaiblissement de cette tendance dans le cas des familles dont le soutien économique a 65 ans et plus), tandis que l'impôt et le revenu de transfert contribuent majoritairement à cette évolution dans le cas des jeunes familles (laquelle consiste dans le renversement d'une tendance à la baisse).

Pour terminer, quelques limites méthodologiques de l'étude doivent être signalées. Premièrement, les estimations, chaque année, des niveaux d'inégalité, tout comme les estimations de leurs variations au cours d'une période, sont entièrement tributaires du type de données utilisées ici, soit des données d'enquête, plutôt que des données fiscales. Frenette, Green et Picot (2004) ont montré que les données d'enquête de l'EFC et de l'EDTR, comparativement aux données fiscales dont celles du fichier T1FF de Statistique Canada, sous-estiment chaque année le niveau d'inégalité. Les auteurs expliquent cette différence du fait que les données fiscales indiquent des « gains beaucoup plus faibles à l'extrémité inférieure de la répartition du revenu » (Frenette, Green et Picot, 2004 : 29). Non seulement le niveau d'inégalité serait-il sous-estimé d'après les données d'enquête, mais la croissance de ce niveau le serait : « selon les données fiscales et contrairement à ce que révèlent les données d'enquête, durant les années 1990, l'inégalité de revenu après impôt et transferts a augmenté considérablement » (Frenette, Green et Picot, 2004 : 29)

Nous ne sommes pas en mesure d'évaluer les différences dans les estimations (des niveaux d'inégalité, des contributions des composantes de revenu et des variations de toutes ces statistiques au fil du temps) qui auraient résulté si nous avions utilisé des données fiscales. Il est probable que certains résultats d'analyse auraient différencié, comme conséquence de ces différences.

Deuxièmement, les résultats n'ont pas fait l'objet de tests d'hypothèse. Nous n'avons pas procédé à des tests d'hypothèse sur l'égalité (ou la différence) du coefficient de Gini entre deux années. Il y a cependant des précédents au Canada relativement à ces tests. Par exemple, Kovacevic et Binder (1997, dans Frenette, Green et Picot, 2004 : 12) se sont basés sur les données de l'EFC (de 1991)

pour calculer la variance de l'estimation des mesures d'inégalité des gains, tout en tenant compte de l'effet du plan d'échantillonnage. Ils ont trouvé notamment que le coefficient de Gini présente un coefficient de variation de 0,0066. En postulant que les tailles de population sont constantes et que les variances sont homoscédastiques, une variation de 0,01 du coefficient de Gini – donc de 1 point sur une échelle allant de 0 à 100 – s'avère significative au niveau de confiance de 1 %. Même si Kovacevic et Binder (1997) n'ont pas calculé ces statistiques dans l'échantillon du Québec, on peut déduire qu'une variation, pour être significative au niveau de confiance de 1 %, devrait être supérieure à 0,01 (ou 1 point de pourcentage), car cet échantillon est de plus faible taille. Nous avons fait face, d'une année à l'autre ou d'une sous-population à l'autre, à des variations du coefficient de Gini ou de ses contributions de seulement quelques points et parfois de moins de 1 point de pourcentage; il ne faudrait pas surestimer ces différences.

Troisièmement, la méthodologie de décomposition du coefficient de Gini selon les contributions des composantes de revenu présente une limite générale. Cette limite tient au fait que, dans la réalité, les composantes présentent des interdépendances, dont certaines résultent de réactions comportementales des personnes et des familles. Par exemple, le niveau du revenu de transfert est lié au niveau de revenu de marché, de sorte que toute modification des paiements de transfert, en vertu par exemple de réductions des programmes sociaux, risquerait d'augmenter les incitations à gagner un revenu de marché, et donc le niveau de cette même composante²⁸. Le niveau du revenu de marché qu'on observe lors d'une année donnée n'est pas nécessairement celui qu'on aurait observé dans un contexte où l'impôt et le revenu de transfert auraient été différents de ceux qu'on a effectivement observés. On peut appliquer la même remarque au cas de l'inégalité de revenu. Ainsi, le fait de déterminer la contribution du revenu de marché à l'inégalité ne signifie pas *ipso facto* que cette contribution aurait été la même si l'impôt et le revenu de transfert avaient contribué autrement. Pour résumer, cette méthodologie considère les différentes composantes de revenu de manière statique, en laissant de côté ces interdépendances. Elles permettent somme toute de décrire ces contributions en les considérant comme des effets de « premier ordre » et non de « second ordre », ce qui aurait été le cas en prenant en compte les interdépendances en question et, plus largement, le jeu des réactions comportementales.

Quatrièmement, les conclusions sont tributaires du fait que le cycle actuel n'était pas officiellement terminé en 2004, faute d'une nouvelle récession officielle. Nous n'avons donc pas fait une analyse intégrale des effets de conjoncture et de structure sur l'inégalité au cours de deux cycles complets. Dans le même ordre d'idées, les conclusions sont tributaires du découpage de la période 1979-2004 en sous-périodes à partir des années 1983, 1989 et 1993. Si ce découpage est pertinent pour l'analyse de l'influence du cycle économique (influence structurelle) comme des phases (influence conjoncturelle), il comporte des conséquences sur les résultats. En outre, il faut demeurer conscient que l'inégalité a sensiblement varié à l'intérieur des sous-périodes et, surtout, d'une année à l'autre de la sous-période 1993-2004, qui représente plus d'une décennie. Cette étude n'a pas permis de cerner les « variations internes » de ces sous-périodes : seules les variations nettes ont été considérées. Les figures permettent toutefois de les évaluer sommairement.

Cinquièmement, pour terminer, et comme nous l'avons signalé au préalable, notre revue est axée sur la description de tendances, et non leur explication. L'influence de la dynamique de marché et de la politique fiscale et sociale renvoie certainement à plusieurs facteurs complexes qui ne pouvaient pas être « démêlés » ici. Pour expliquer ces tendances, il nous aurait fallu mener, en parallèle à notre analyse factuelle, une analyse exhaustive de la politique sociale qui influence le revenu (et, par suite, l'inégalité) de chaque sous-population comme de la population globale; une telle analyse dépassait largement le cadre que nous avons établi au départ.

28. En vertu de mécanismes comptables, le niveau de l'impôt dépend du niveau du revenu de marché, de sorte qu'une hausse du niveau moyen de revenu de marché provoque une hausse du niveau moyen de l'impôt, à condition que les taux d'imposition demeurent constants.

**Coefficient de Gini, contributions des
composantes de revenu, population
et sous-populations de familles
économiques, Québec, 1979-2004**

Tableau A1

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, toutes les familles, Québec, 1979-2004

	Familles	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	n	Points de pourcentage			
Estimations selon l'EFC					
1979	2 194 000	45,3	-3,2	-10,8	31,4
1980	2 305 900	44,5	-3,4	-10,2	30,9
1981	2 417 800	43,7	-3,6	-9,7	30,4
1982	2 447 400	44,6	-3,6	-10,7	30,3
1983	2 470 100	45,7	-3,8	-11,2	30,7
1984	2 532 300	45,4	-3,4	-10,9	31,1
1985	2 610 000	44,9	-3,8	-10,8	30,3
1986	2 653 100	44,8	-3,4	-11,0	30,4
1987	2 716 100	46,1	-3,4	-12,4	30,4
1988	2 789 000	46,7	-4,0	-12,6	30,1
1989	2 795 200	44,8	-4,0	-12,1	28,7
1990	2 927 000	46,9	-4,1	-13,3	29,4
1991	2 917 400	46,6	-3,6	-13,2	29,9
1992	2 969 000	45,8	-3,9	-12,8	29,1
1993	3 001 300	45,7	-3,8	-12,9	28,9
1994	3 057 800	46,9	-3,7	-14,1	29,1
1995	3 124 400	47,2	-3,6	-14,0	29,6
1996	3 191 700	49,2	-4,0	-15,1	30,1
Estimations selon l'EDTR					
1996	3 029 800	49,0	-3,3	-14,1	31,7
1997	3 055 500	50,0	-3,2	-13,7	33,0
1998	3 084 500	51,5	-3,9	-15,6	32,0
1999	3 123 600	49,5	-3,6	-15,1	30,8
2000	3 163 900	50,4	-3,6	-15,0	31,8
2001	3 203 500	49,7	-3,4	-13,7	32,5
2002	3 254 200	48,5	-3,2	-13,5	31,9
2003	3 293 300	48,6	-3,4	-13,5	31,7
2004	3 341 800	48,3	-3,2	-13,5	31,6

Note : Les estimations de l'année 1980 consistent dans les moyennes des estimations de 1979 et de 1981, puisque l'EFC n'a pas eu lieu en 1980.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau A2

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, personnes seules, Québec, 1979-2004

	Personnes	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	n	Points de pourcentage			
Estimations selon l'EFC					
1979	588 000	57,0	-4,2	-13,4	39,4
1980	618 500	54,6	-4,4	-12,5	37,8
1981	649 000	52,2	-4,5	-11,6	36,1
1982	657 600	53,2	-4,4	-12,6	36,3
1983	693 100	56,3	-4,4	-13,9	37,9
1984	678 200	53,2	-3,4	-12,8	37,0
1985	749 300	51,3	-4,1	-12,4	34,7
1986	758 100	51,7	-4,0	-12,9	34,8
1987	784 300	52,1	-4,1	-14,4	33,7
1988	833 900	52,8	-3,9	-13,9	35,0
1989	810 400	50,8	-5,2	-13,0	32,5
1990	978 400	54,0	-5,0	-15,3	33,7
1991	927 100	52,3	-3,4	-14,9	33,9
1992	914 100	51,7	-3,7	-14,5	33,4
1993	951 200	50,3	-3,5	-13,9	32,8
1994	1 015 400	51,3	-3,0	-15,7	32,6
1995	1 068 600	51,2	-3,2	-15,3	32,6
1996	1 113 700	53,0	-3,9	-15,8	33,3
Estimations selon l'EDTR					
1996	1 017 100	53,3	-3,2	-15,3	34,8
1997	1 039 400	52,4	-2,0	-14,2	36,1
1998	1 063 700	54,5	-3,1	-15,9	35,5
1999	1 089 300	52,8	-3,3	-15,6	33,9
2000	1 118 100	53,1	-3,4	-15,0	34,6
2001	1 147 500	52,4	-3,3	-13,5	35,7
2002	1 177 500	50,1	-2,9	-13,6	33,6
2003	1 208 400	53,0	-3,3	-14,5	35,2
2004	1 241 000	51,4	-2,8	-14,2	34,4

Note : Les estimations de l'année 1980 consistent dans les moyennes des estimations de 1979 et de 1981, puisque l'EFC n'a pas eu lieu en 1980.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau A3

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, couples (avec ou sans enfants), Québec, 1979-2004

	Couples	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	n	Points de pourcentage			
Estimations selon l'EFC					
1979	1 320 900	38,6	-2,1	-9,6	26,8
1980	1 387 400	38,4	-2,4	-9,2	26,7
1981	1 453 900	38,2	-2,7	-8,8	26,7
1982	1 482 000	38,6	-2,8	-9,7	26,1
1983	1 534 000	38,4	-2,7	-9,9	25,9
1984	1 479 700	39,2	-2,6	-9,9	26,6
1985	1 497 600	38,8	-2,9	-9,7	26,2
1986	1 549 300	39,6	-2,7	-10,0	26,8
1987	1 564 300	40,8	-2,6	-11,1	27,1
1988	1 612 600	40,8	-3,2	-11,7	25,9
1989	1 635 700	40,1	-3,4	-11,5	25,2
1990	1 609 500	40,1	-3,2	-12,0	24,9
1991	1 629 200	42,0	-3,3	-12,2	26,5
1992	1 631 800	40,1	-3,3	-11,7	25,0
1993	1 664 500	40,4	-3,3	-12,0	25,0
1994	1 658 000	41,6	-3,4	-13,0	25,2
1995	1 660 500	42,6	-3,3	-13,2	26,1
1996	1 658 500	42,9	-3,1	-13,9	25,9
Estimations selon l'EDTR					
1996	1 533 200	44,8	-2,9	-13,3	28,5
1997	1 529 400	46,1	-2,8	-13,2	30,1
1998	1 529 900	46,4	-3,6	-14,5	28,4
1999	1 515 400	45,2	-3,2	-14,6	27,4
2000	1 506 000	46,2	-3,2	-15,0	28,0
2001	1 512 900	46,5	-3,3	-13,9	29,3
2002	1 540 000	46,2	-3,0	-13,7	29,5
2003	1 557 400	44,8	-3,2	-13,5	28,1
2004	1 573 300	45,5	-3,2	-13,8	28,6

Note : Les estimations de l'année 1980 consistent dans les moyennes des estimations de 1979 et de 1981, puisque l'EFC n'a pas eu lieu en 1980.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau A4

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles monoparentales, Québec, 1979-2004,

	Familles	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	n	Points de pourcentage			
Estimations selon l'EFC					
1979	154 000	43,9	-1,8	-8,1	33,9
1980	167 900	44,7	-2,4	-8,5	33,9
1981	181 900	45,5	-3,0	-8,8	33,8
1982	172 400	44,2	-3,4	-8,1	32,7
1983	197 900	46,3	-3,5	-8,4	34,4
1984	223 500	48,3	-3,6	-8,7	36,0
1985	231 400	44,4	-2,5	-9,5	32,5
1986	208 700	44,2	-3,6	-9,5	31,2
1987	231 000	47,1	-2,8	-11,0	33,4
1988	234 600	44,9	-3,5	-9,7	31,7
1989	226 200	43,8	-1,7	-10,6	31,5
1990	237 400	45,8	-3,4	-11,1	31,3
1991	233 800	43,6	-1,2	-11,5	30,9
1992	284 200	43,5	-3,0	-11,5	29,1
1993	273 900	42,5	-3,1	-10,9	28,5
1994	257 400	43,5	-1,9	-12,0	29,6
1995	274 100	43,4	-3,1	-11,8	28,6
1996	301 500	50,8	-4,1	-15,1	31,5
Estimations selon l'EDTR					
1996	209 100	44,3	-7,7	-9,7	27,0
1997	227 000	44,4	-7,6	-9,9	27,0
1998	222 800	46,6	-7,6	-11,8	27,2
1999	232 200	43,4	-6,5	-10,2	26,6
2000	247 400	44,7	-5,8	-9,5	29,4
2001	239 100	44,6	-5,9	-10,2	28,4
2002	235 300	42,4	-5,7	-8,9	27,8
2003	222 800	41,9	-5,2	-8,7	28,0
2004	219 200	41,9	-4,8	-9,0	28,2

Notes : Les estimations de l'année 1983 consistent dans les moyennes des estimations de 1982 et de 1984, puisque les données de 1983 ne permettent pas d'identifier les familles monoparentales. Les estimations de l'année 1980 consistent dans les moyennes des estimations de 1979 et de 1981, puisque l'EFC n'a pas eu lieu en 1980.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau A5

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de moins de 30 ans, Québec, 1979-2004

	Familles	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	n	Points de pourcentage			
Estimations selon l'EFC					
1979	456 100	39,6	-1,4	-9,1	29,2
1980	480 600	40,0	-1,6	-8,9	29,6
1981	505 100	40,3	-1,7	-8,7	30,0
1982	508 500	41,5	-2,1	-9,4	30,1
1983	482 100	46,2	-2,3	-11,1	32,8
1984	500 500	45,1	-1,6	-10,8	32,8
1985	514 500	44,4	-2,3	-10,5	31,6
1986	519 200	42,4	-0,9	-10,7	30,8
1987	512 800	44,2	-1,8	-11,6	30,8
1988	485 700	43,8	-1,8	-11,1	30,8
1989	475 400	40,6	-2,0	-11,4	27,3
1990	477 900	43,5	-2,3	-11,9	29,3
1991	467 200	44,4	-1,4	-12,2	30,9
1992	444 500	45,6	-2,5	-12,3	30,7
1993	395 200	47,3	-2,1	-13,0	32,3
1994	423 400	48,0	-1,6	-13,6	32,8
1995	423 700	50,8	-1,4	-15,0	34,4
1996	414 800	48,3	-2,0	-13,1	33,2
Estimations selon l'EDTR					
1996	438 900	46,1	-0,5	-11,9	33,7
1997	406 600	48,4	-1,5	-12,6	34,3
1998	391 200	45,5	-2,2	-12,0	31,3
1999	441 800	46,1	-1,4	-12,2	32,5
2000	428 200	48,0	-1,0	-12,9	34,1
2001	457 000	45,7	-1,2	-9,8	34,6
2002	477 900	40,6	0,2	-9,7	31,2
2003	474 100	43,7	-0,9	-10,9	31,8
2004	513 300	39,8	-0,3	-9,0	30,4

Note : Les estimations de l'année 1980 consistent dans les moyennes des estimations de 1979 et de 1981, puisque l'EFC n'a pas eu lieu en 1980.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau A6

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 30 à 64 ans, Québec, 1979-2004

	Familles	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	n	Points de pourcentage			
Estimations selon l'EFC					
1979	1 387 500	42,7	-2,1	-10,5	30,1
1980	1 458 100	42,0	-2,3	-10,1	29,7
1981	1 528 600	41,4	-2,5	-9,6	29,3
1982	1 565 800	43,4	-2,9	-10,8	29,7
1983	1 594 300	44,0	-3,2	-11,3	29,6
1984	1 636 900	43,6	-3,0	-10,8	29,8
1985	1 671 600	43,5	-3,1	-10,7	29,7
1986	1 717 400	43,0	-2,8	-10,7	29,5
1987	1 760 700	45,0	-2,7	-12,4	30,0
1988	1 820 900	45,6	-3,1	-12,8	29,8
1989	1 845 600	43,1	-3,0	-11,9	28,2
1990	1 943 100	46,2	-3,2	-13,7	29,3
1991	1 943 400	46,2	-3,1	-13,3	29,8
1992	1 998 400	45,3	-3,3	-12,9	29,1
1993	2 055 300	44,9	-3,5	-13,0	28,4
1994	2 071 800	46,0	-3,4	-14,1	28,6
1995	2 128 500	46,5	-3,3	-14,0	29,2
1996	2 177 000	48,4	-3,2	-15,4	29,7
Estimations selon l'EDTR					
1996	2 046 700	49,4	-3,5	-14,3	31,6
1997	2 100 200	50,5	-3,3	-13,8	33,5
1998	2 141 600	52,7	-3,8	-16,2	32,8
1999	2 122 100	49,8	-3,1	-15,6	31,1
2000	2 175 000	50,4	-3,1	-15,3	31,9
2001	2 181 300	50,0	-3,1	-14,5	32,4
2002	2 187 900	48,7	-2,8	-13,9	32,0
2003	2 221 300	48,5	-2,8	-14,0	31,7
2004	2 212 500	48,3	-2,6	-14,0	31,7

Note : Les estimations de l'année 1980 consistent dans les moyennes des estimations de 1979 et de 1981, puisque l'EFC n'a pas eu lieu en 1980.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Tableau A7

Coefficient de Gini et contributions des composantes de revenu, familles dont le principal soutien est âgé de 65 ans et plus, Québec, 1979-2004

	Familles	Marché	Transfert	Impôt	Gini
	n	Points de pourcentage			
Estimations selon l'EFC					
1979	350 500	43,0	0,4	-9,9	33,5
1980	367 200	40,2	0,0	-8,5	31,7
1981	384 000	37,5	-0,4	-7,2	29,9
1982	373 000	36,3	-0,3	-7,6	28,3
1983	393 700	32,3	0,7	-5,9	27,1
1984	394 800	37,4	0,2	-7,4	30,3
1985	423 900	33,0	0,2	-6,9	26,3
1986	416 500	36,7	-0,6	-8,4	27,8
1987	442 700	32,5	0,6	-7,9	25,2
1988	482 400	29,3	1,0	-7,0	23,2
1989	474 200	34,1	0,5	-8,4	26,2
1990	506 100	31,5	-0,2	-7,6	23,7
1991	506 800	36,4	-0,8	-10,2	25,5
1992	526 100	30,8	0,0	-8,5	22,3
1993	550 800	31,5	1,2	-8,5	24,2
1994	562 600	32,5	1,3	-10,2	23,6
1995	572 300	30,4	1,1	-9,3	22,2
1996	600 000	32,2	1,1	-9,8	23,5
Estimations selon l'EDTR					
1996	544 300	33,2	1,7	-10,8	24,1
1997	548 700	32,5	1,7	-10,3	23,8
1998	551 700	32,4	1,5	-10,7	23,2
1999	559 700	33,0	0,4	-11,2	22,2
2000	560 600	33,7	0,5	-11,0	23,2
2001	565 200	33,4	0,9	-9,6	24,7
2002	588 300	36,1	0,0	-10,7	25,3
2003	598 000	34,5	0,0	-9,8	24,8
2004	616 100	36,3	-0,1	-10,9	25,3

Note : Les estimations de l'année 1980 consistent dans les moyennes des estimations de 1979 et de 1981, puisque l'EFC n'a pas eu lieu en 1980.

Source : Statistique Canada, EFC et EDTR.

Compilation : Institut de la statistique du Québec.

Décomposition du coefficient de Gini selon des composantes de revenu : application et méthodologie

La méthode de décomposition de l'inégalité de revenu utilisée ici a été proposée par Yao (1999). Son principe se lit comme suit. Le revenu de certaines composantes de revenu a tendance à se « concentrer » dans les unités les plus « riches » d'une population, tandis que le revenu d'autres composantes a tendance à se concentrer dans les unités les plus « pauvres ». (Dans le cas présent, rappelons que les unités constituent des familles économiques, et que les composantes consistent dans le revenu de marché, l'impôt et le revenu de transfert.) Par exemple, tandis qu'une proportion plus élevée du revenu de marché agrégé d'une population va aux premières, une proportion plus élevée du revenu de transfert agrégé de cette population va généralement aux secondes. Enfin, le revenu d'autres composantes a tendance à être plus neutre, c'est-à-dire à se répartir également entre les unités plutôt riches et les unités plutôt pauvres.

La concentration d'une composante de revenu influence donc l'inégalité de revenu. (Dans le cas présent, il s'agit de l'inégalité de revenu disponible.) En d'autres termes, la concentration quantifie la mesure avec laquelle une composante se distribue de manière à avantager les plus « riches » ou les plus « pauvres ». Lorsque la concentration est positive, l'inégalité de revenu augmente (et le revenu de la composante va aux plus « riches »); lorsqu'elle est négative, l'inégalité diminue (et le revenu de la composante va aux plus pauvres); et lorsqu'elle est nulle, l'inégalité n'est pas influencée. Plus précisément, la concentration varie entre les deux extrêmes que représentent les valeurs $+ 1$, correspondant à la concentration maximale, et $- 1$, correspondant à la redistribution maximale. La valeur $+ 1$ serait atteinte si la totalité du revenu de cette composante dans la population (c.-à-d. tout le revenu agrégé de cette composante) allait « enrichir » une seule unité; cette même unité aurait alors en même temps le revenu le plus élevé de toute la population. Inversement, la valeur $- 1$ serait atteinte si la totalité du revenu de cette composante dans la population allait « enrichir » une seule unité; cette même unité aurait alors en même temps le revenu le moins élevé de toute la population.

La valeur 0 correspond à la neutralité, situation où le revenu est parfaitement distribué entre les unités. Notons que la concentration d'une composante de revenu f n'est pas le coefficient de Gini G de cette composante; en fait, c'est un indice qui varie dans l'intervalle compris entre $+G_f$ et $-G_f$ (Yao, 1999 : 1253).

Mais la concentration d'une composante n'est pas le seul facteur qui définit sa « contribution » à l'inégalité de revenu. La proportion de cette composante dans le revenu est l'autre facteur. La contribution d'une composante à l'inégalité est en fait égale à sa concentration, pondérée par la proportion de cette composante dans le revenu. Cette proportion s'obtient en divisant le revenu agrégé ou moyen de cette même composante par le revenu agrégé ou moyen. (Dans le cas présent, il s'agirait par exemple de diviser le revenu agrégé ou moyen de la composante marché par le revenu disponible agrégé ou moyen, pour obtenir la proportion du revenu de marché dans le revenu disponible.) La nécessité de pondérer la concentration d'une composante par sa proportion dans le revenu pour obtenir sa juste contribution à l'inégalité est intuitivement comprise par le fait que certaines composantes peuvent être très concentrées – c'est-à-dire distribuées à une petite minorité d'unités – sans que cela influe sensiblement sur l'inégalité, car elles représentent une proportion minime du revenu.

Soit n , un échantillon représentatif d'une population et soit une variable décrivant le revenu. Les unités de l'échantillon sont triées en ordre ascendant du revenu. Soit p_i , $i=1,2,\dots,n$, un vecteur qui représente les proportions de la population pour chaque unité i ²⁹. Soit w_i , $i=1,2,\dots,n$, un vecteur qui représente les proportions du revenu agrégé pour chaque unité i ³⁰; w_k , $k=1,2,\dots,i$ est défini identiquement. De manière équivalente, $w_i = \frac{p_i m_i}{\mu}$, où m_i représente le revenu de chaque unité i de l'échantillon³¹, μ représente la moyenne du revenu dans la population. Selon Yao (1999), on définit l'inégalité au moyen du coefficient de Gini (G) par l'égalité suivante :

$$G = 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i w_k - w_i \right) \quad (1)$$

Soit f , $f=1,2,\dots,F$, un indice qui représente des composantes de revenu. Ces composantes ont la propriété suivante : le revenu dont on calcule le coefficient de Gini doit être égal à la somme du revenu de chaque composante. Soit w_f , $f=1,2,\dots,F$, un vecteur qui représente les proportions du revenu agrégé de chaque composante dans le revenu agrégé (donc dans le revenu agrégé de la somme des composantes). Notons que $\sum_{f=1}^F w_f = 1$. En effet, comme le revenu se décompose en une somme de composantes, il s'ensuit que la somme des proportions du revenu agrégé de chaque

29. Ces proportions correspondent au poids de l'unité i , divisé par la somme des poids de tout l'échantillon n .

30. Ces proportions correspondent au poids de l'unité i , multiplié par son revenu, le tout divisé par le revenu agrégé de la population, c'est-à-dire la somme de chaque poids d'unité i multiplié par son revenu.

31. L'indice k , $k=1,2,\dots,i$ s'applique aussi à w , de sorte que l'on obtienne $w_k = \frac{p_k m_k}{\mu}$.

composante dans le revenu agrégé est égale à l'unité. De manière équivalente, $\sum_{f=1}^F \mu_f = \mu$, et $w_f = \frac{\mu_f}{\mu}$, où μ_f représente la moyenne du revenu d'une composante et μ la moyenne du revenu. Soit C_f , $f=1,2,\dots,F$, un vecteur qui représente les concentrations de ces composantes. Suivant la méthodologie de décomposition de l'inégalité de Yao (1999), on définit le coefficient de Gini comme la somme des concentrations des composantes de revenu, pondérées par les proportions de ces composantes dans le revenu :

$$G = \sum_{f=1}^F w_f * C_f \quad (2)$$

Enfin, soit le vecteur w_{fi} , $i=1,2,\dots,n$, qui représente les proportions du revenu agrégé d'une composante f pour chaque unité i ; de manière équivalente, $w_{fi} = \frac{p_i m_{fi}}{\mu_f}$ où m_{fi} représente le revenu, pour une composante donnée, de chaque unité i ³², et μ_f représente la moyenne du revenu de la composante f dans la population. Remarquons aussi que $\sum_{f=1}^F m_{fi} = m_i$. En effet, pour chaque unité, le revenu se décompose en une somme de composantes. (Dans le cas présent, le revenu disponible, pour chaque famille, est égal à la somme du revenu de marché et du revenu de transfert, et de l'impôt en valeur négative.) La concentration d'une composante se donne par l'égalité suivante (Yao, 1999 : 1253) :

$$C_f = 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i w_{fk} - w_{fi} \right) \quad (3)$$

Remarquons que le calcul d'une concentration est le même que celui du coefficient de Gini. La différence est que non seulement la concentration ne s'applique qu'à des composantes de revenu lors d'une décomposition, mais aussi que l'ordre des unités n'est pas le même. Lorsqu'on calcule un coefficient de Gini, les unités sont classées par ordre ascendant du revenu. En revanche, lorsqu'on calcule les concentrations des composantes, on conserve les données en ordre ascendant de ce revenu. Cela a pour conséquence d'introduire potentiellement un « désordre » dans les distributions des composantes (ce qui explique en même temps le fait que les concentrations puissent prendre des valeurs négatives). Nous prouvons³³ maintenant l'égalité suivante, qui résulte de la combinaison des égalités (2) et (3) :

$$G = \sum_{f=1}^F w_f \left(1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i w_{fk} - w_{fi} \right) \right) \quad (4)$$

32. Encore une fois, l'indice k , $k=1,2,\dots,i$ s'applique à w_{fk} , de sorte qu'on obtienne $w_{fk} = \frac{p_k m_{fk}}{\mu_f}$.

33. Cette preuve constitue une solution de rechange à celle de Yao (1999). Toutefois, certaines des égalités de départ, posées dans le texte, sont empruntées à l'auteur.

$$\begin{aligned}
G &= 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i w_k - w_i \right) && \text{égalité (1)} \\
&= 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i \frac{p_k m_k}{\mu} - \frac{p_i m_i}{\mu} \right) && \text{par définition} \\
&= 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i \frac{p_k}{\mu} \sum_{f=1}^F m_{fk} - \frac{p_i}{\mu} \sum_{f=1}^F m_{fi} \right) && \text{"} \\
&= 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i \sum_{f=1}^F \frac{p_k m_{fk}}{\mu} - \frac{p_i m_{fi}}{\mu} \right) \\
&= 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i \sum_{f=1}^F \frac{p_k m_{fk}}{\mu_f} \frac{\mu_f}{\mu} - \frac{p_i m_{fi}}{\mu_f} \frac{\mu_f}{\mu} \right) \\
&= 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i \sum_{f=1}^F w_{fk} w_f - w_{fi} w_f \right) && \text{car } \frac{\mu_f}{\mu} = w_f; \frac{p_k m_{fk}}{\mu_f} = w_{fk} \text{ et } \frac{p_i m_{fi}}{\mu_f} = w_{fi} \\
&= 1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(\sum_{f=1}^F w_f \left(2 \sum_{k=1}^i w_{fk} - w_{fi} \right) \right) \\
&= 1 - \sum_{f=1}^F w_f \left(\sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i w_{fk} - w_{fi} \right) \right) \\
&= \sum_{f=1}^F w_f - \sum_{f=1}^F w_f \left(\sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i w_{fk} - w_{fi} \right) \right) && \text{car } \sum_{f=1}^F w_f = 1 \\
&= \sum_{f=1}^F w_f \left(1 - \sum_{i=1}^n p_i \left(2 \sum_{k=1}^i w_{fk} - w_{fi} \right) \right)
\end{aligned}$$

À partir des données sur le revenu des familles économiques du Québec, et en utilisant cette méthodologie, nous avons calculé les concentrations du revenu de marché, de l'impôt et du revenu de transfert, que nous avons ensuite pondérées par les proportions de ces composantes dans le revenu disponible : il en est résulté des vecteurs de trois contributions.

Bibliographie

- ATKINSON, Tony, Bea CANTILLON, Eric MARLIER et Brian NOLAN (2002). *Social Indicators. The EU and Social Inclusion*, New York, Oxford University Press, 240 p.
- CHAUVETTE, Jean-François (2004). « Pauvreté au Canada (1973-1997) », Québec, Université Laval, mémoire de maîtrise en économie, 52 p.
- COTTON, Cathy, *et al.* (1999). « Comparaison des résultats de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), 1993-1997 », mise à jour, Ottawa, Statistique Canada, 52 p.
- ECONOMIC POLICY INSTITUTE (2006). « International Comparisons. How Does the United States Stack Up? », dans Washington, Economic Policy Institute, *The State of Working America 2006/2007*, chap. 8, p. 1-36. [En ligne :] http://www.stateofworkingamerica.org/swa06_ch08_international.pdf.
- FRENETTE, Marc, David A. GREEN et Kevin MILLIGAN (2006). « Nouvelle analyse des tendances récentes de l'inégalité de revenu après impôt au Canada au moyen des données de recensement », Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 274, 32 p.
- FRENETTE, Marc, David A. GREEN et Garnett PICOT (2004). « Croissance de l'inégalité de revenu pendant la reprise économique des années 1990. Exploration de trois sources de données », Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 219, 33 p.
- GALLAND, Olivier (2001). *Sociologie de la jeunesse*, Paris, Armand Colin, 247 p.
- HEISZ, Andrew (2007). *Inégalité et redistribution du revenu au Canada : 1976 à 2004*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 298, 32 p.
- JEAN, Sylvie (2001). « Inégalité et pauvreté », dans *Portrait social du Québec. Données et analyses*, Québec, Institut de la statistique du Québec, p. 317-337.
- KOVACEVIC, M. S., et D. A. BINDER (1997). « Variance Estimation for Measures of Income Inequality and Polarization. The Estimating Equations Approach », *Journal of Official Statistics*, vol. 13, n° 1, p. 41-58.
- MORIN, Alexandre (2006). « Recueil statistique sur la pauvreté et les inégalités socioéconomiques au Québec », Québec, Institut de la statistique du Québec, 134 p.

- MORISSETTE, René, John MYLES et Garnett PICOT (1994). *L'inégalité des gains au Canada. Le point sur la situation*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 60.
- MYLES, J. (2000). « The Maturation of Canada's Retirement Income System, Income Levels, Income Inequality and Low Income Among Older Persons », *Canadian Journal on Aging*, vol. 19, n° 3, p. 287-316.
- PHIPPS, S., et P. BURTON (1995). « Sharing Within Families. Implications for the Measurement of Poverty Among Individuals in Canada », *The Canadian Journal of Economics*, vol. 28, n° 1, février, p. 177-204.
- PICOT, Garnett, et John MYLES (2005). *L'inégalité de revenu et le faible revenu au Canada. Une perspective internationale*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 240, 34 p.
- STATISTIQUE CANADA (1998). *Documentation pour le fichier de microdonnées. Enquête sur les finances des consommateurs de 1998 (revenu de 1997)*, familles économiques, Ottawa, Statistique Canada, 160 f.
- WOLFSON, Michael, et Brian MURPHY (2000), « Inégalités de revenu en Amérique du Nord. Le 49^e parallèle a-t-il encore de l'importance? », *Observateur économique canadien*, Ottawa, Statistique Canada, août, 24 p., [En ligne :] http://www.statcan.ca/francais/indepth/11-010/feature/eo2000_aug_f.pdf.
- YAO, S. (1999). « On the Decomposition of Gini Coefficients by Population Class and Income Source. A Spreadsheet Approach and Application », *Applied Economics*, vol. 31, p. 1249-1264.
- ZYBLOCK, M., et Z. LIN (1997). *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques, document de recherche n° 110, 18 p.

L'inégalité de revenu constitue un concept fort utile pour cerner l'influence, sur une population, de deux constituants qui jouent un rôle crucial dans la distribution et la redistribution du revenu : le marché et l'État. Les composantes de revenu que sont le revenu de marché, l'impôt et les transferts gouvernementaux émanent respectivement de ces constituants. Or, on a trop peu examiné, au Québec, les tendances de l'inégalité à partir des contributions de ces composantes. À plus forte raison, on a trop peu examiné ces tendances et ces contributions au cours des 25 dernières années en prêtant une attention aux cycles économiques et aux phases de récession et d'expansion qui les composent. Voilà pourquoi nous analysons les tendances de l'inégalité du revenu des familles économiques et des personnes seules du Québec au cours de la période 1979-2004.

« L'Institut a pour mission de fournir des informations statistiques qui soient fiables et objectives sur la situation du Québec quant à tous les aspects de la société québécoise pour lesquels de telles informations sont pertinentes. L'Institut constitue le lieu privilégié de production et de diffusion de l'information statistique pour les ministères et organismes du gouvernement, sauf à l'égard d'une telle information que ceux-ci produisent à des fins administratives. Il est le responsable de la réalisation de toutes les enquêtes statistiques d'intérêt général. »

Loi sur l'Institut de la statistique du Québec (L.R.Q., c. I-13.011) adoptée par l'Assemblée nationale du Québec le 19 juin 1998.

**Institut
de la statistique**

Québec



ISBN 978-2-551-23592-6



9 782551 235926

14,95 \$

Site Web : www.stat.gouv.qc.ca
Imprimé au Québec, Canada