

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

UNE ÉVALUATION DE L'IMPACT DES POLITIQUES FAMILIALES QUÉBÉCOISES
SUR LA PAUVRETÉ INFANTILE : APPROCHE QUASI EXPÉRIMENTALE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

FRANÇOIS SERVANT-MILLETTE

JUIN 2015

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je remercie mes directeurs, MM. Pierre Lefebvre et Philippe Merrigan, pour leurs conseils et commentaires.

Je tiens aussi à remercier le Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi pour le soutien financier et le CIQSS pour l'accès aux données nécessaires pour ce projet.

Finalement, je remercie par-dessus tout toutes les femmes et tous les hommes qui, depuis plus de 45 ans, ont pensé, et pensent toujours, cette université. Grâce à vous, des milliers d'étudiants de première génération ont pu réaliser leurs rêves.

AVANT-PROPOS

Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du CRSHC, des IRSC, de la FCI, de Statistique Canada, du FRQSC ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et non celles des partenaires financiers.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX.....	viii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	x
RÉSUMÉ	xi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
LES POLITIQUES FAMILIALES CANADIENNES	6
1.1 Les prestations fédérales	7
1.1.1 Les prestations de 1993 à 1997	7
1.1.2 La Prestation fiscale canadienne pour enfants de 1998.....	8
1.1.3 Autres ajouts à la politique familiale fédérale entre 1998 et 2011	10
1.2 Les politiques provinciales.....	10
1.2.1 Le Québec	10
1.2.2 L'Ontario.....	15
1.2.3 La Colombie-Britannique	15
1.2.4 Les provinces de l'Atlantique	16
1.2.5 Les provinces des Prairies.....	17
1.2.6 Les services de garde provinciaux : le Québec versus le reste du Canada.....	18
CHAPITRE II	
REVUE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE.....	21
2.1 Versement monétaire : effet sur la contrainte budgétaire	21
2.1.1 Effet des programmes de prestations pour enfants.....	23
2.1.2 Effet des programmes d'incitation au travail	23
2.2 Versement non monétaire	24
2.3 L'effet de la politique familiale canadienne sur la pauvreté infantile.....	25
CHAPITRE III	
STATISTIQUES ET DONNÉES	28
3.1 Description des indicateurs de faible revenu	28
3.1.1 La mesure du faible revenu (MFR).....	28

3.1.2	La mesure du panier de consommation (MPC).....	29
3.1.3	Le seuil de faible revenu (SFR)	29
3.2	Les déterminants de la pauvreté infantile	30
3.2.1	Les familles monoparentales.....	30
3.2.2	Les familles biparentales.....	31
3.2.3	Variations moyennes pour les périodes étudiées	32
CHAPITRE IV		
STRATÉGIE EMPIRIQUE		38
4.1	Le modèle probit	38
4.2	L'approche en différences-en-différences.....	39
4.2.1	La double différence	39
4.2.2	La triple différence.....	40
4.2.3	Application de l'approche en différence	41
4.2.4	Les hypothèses du modèle en différences	42
CHAPITRE V		
RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS		44
5.1	Résultats selon le SFR	45
5.1.1	Les variables de contrôles	45
5.1.2	La politique familiale de 1997 à 2005.....	45
5.1.3	La politique familiale à partir de 2005.....	50
5.2	Résultats selon la MPC : la politique familiale de 2005	53
CONCLUSION.....		54
APPENDICE		
TABLEAUX SUPPLÉMENTAIRES		56
BIBLIOGRAPHIE		76

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
I.1	Évolution moyenne du taux de faible revenu dans les pays de l'OCDE selon la MFR après impôt, 1990 à 2011, moy. \pm 1 écart-type.....	2
I.2	Évolution moyenne du taux de pauvreté infantile (0-17 ans) au Canada, 1990 à 2011.....	3
I.3	Évolution des dépenses du gouvernement fédéral canadien en pourcentage du PIB, 1990 à 2012.....	4
1.1	Versements de la PFE et du SARG au Québec et au Canada selon le revenu de la famille et du nombre d'enfants, 1993-1996.....	8
1.2	Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles québécoises versus le RDC en dollar courant, 1996-2011.....	11
1.3	Prestations familiales québécoises versées dans le cadre de la Prestation pour enfants et du SAE selon le revenu et les caractéristiques de la famille, années fiscales 1999 et 2013.....	13
1.4	Prestations versées dans le cadre de APPORT et de la PAT pour une famille monoparentale avec un enfant, année fiscale 2013.....	14
1.5	Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles ontariennes versus le Québec en dollar courant, 1996-2011.....	15
1.6	Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles britanno-colombiennes versus le Québec en dollar courant, 1996-2011.....	16
1.7	Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles monoparentales et biparentales des provinces de l'Atlantique versus le Québec en dollar courant, 1996-2011.....	17
1.8	Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles monoparentales et biparentales des provinces des Prairies versus le Québec en dollar courant, 1996-2011.....	18

1.9	Évolution des fonds alloués aux services de garde au Québec et dans les autres provinces en pourcentage du PIB provincial, années 1992, 1995, 1998, 2001, 2003, 2005, 2007, 2009 et 2011.....	20
2.1	Contraintes budgétaires hebdomadaires pour un taux horaire de 12 \$ avec et sans le SAE et la PAT versus les heures de loisir.....	22
3.1	Familles monoparentales sous le SFR après impôt au Québec et dans le RDC, 1993 à 2011.....	31
3.2	Familles biparentales sous le SFR après impôt au Québec et dans le RDC, 1993 à 2011.....	32

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
I.1	Évolution du taux de pauvreté infantile (0-17 ans) dans les provinces canadiennes selon la mesure du SFR après impôt, de 1991 à 2011.....	5
1.1	Régime des Allocations familiales du Québec et des allocations pour jeunes en dollar courant, 1990 à 1997.....	12
2.1	Évolution, en pourcentage, du nombre de familles à faible revenu attribuable à la PNE.....	26
3.1	Taux moyens et variations du taux moyen de pauvreté en PP et en % pour les périodes analysées, Québec et RDC.....	37
5.1	Coefficients d'intérêts pour la politique familiale de 1998 à 2004 selon le type de famille et l'âge des enfants selon le SFR.....	46
5.2	Coefficients d'intérêts pour la politique familiale de 2006 à 2011 selon le type de famille et l'âge des enfants selon le SFR.....	51
5.3	Coefficients d'intérêts selon la période analysée, le type de famille et l'âge des enfants selon la MPC.....	53
A1	Nombre de familles observées dans la base de données de l'EDTR pour les années 1993 à 2011 selon le type de famille et ses caractéristiques.....	56
A.2	Effets marginaux pour la période 1998-2004 en double différence, résultats selon le SFR, comparaison avec la période 1993-1997.....	58
A.3	Effets marginaux pour la période 1998-2004 en triple différence, résultats selon le SFR, comparaison avec la période 1993-1997.....	60
A.4	Effets marginaux pour la période 2006-2011 en double différence, résultats selon le SFR, comparaison avec la période 1998-2004.....	62

A.5	Effets marginaux pour la période 2006-2011 en triple différence, résultats selon le SFR, comparaison avec la période 1998-2004.....	64
A.6	Effets marginaux pour la période 2006-2010 en double différence, résultats selon la MPC, comparaison avec la période 2000-2004.....	66
A.7	Effets marginaux pour la période 2006-2010 en triple différence, résultats selon la MPC, comparaison avec la période 2000-2004.....	68
A.8	Tests de sensibilités pour la période 1998-2004, résultats selon le SFR, effets marginaux en DD pour tous les types de familles.....	70
A.9	Tests de sensibilités pour la période 2006-2011, résultats selon le SFR, effets marginaux en DD pour tous les types de familles.....	72
A.10	Tests de sensibilités pour la période 2006-2010 résultats selon la MPC, effets marginaux en DD pour tous les types de familles.....	74

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

BD/MSPS	Base de Données et Modèle de Simulation de Politique Sociale
CPE	Centre de la petite enfance
DD	Double différence
DDD	Triple différence
EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
EITC	<i>Earned income tax credit</i>
MFR	Mesure du faible revenu
MPC	Mesure du panier de consommation
PAT	Prime au travail
PFE	Prestation fiscale pour enfants
PFCE	Prestation fiscale canadienne pour enfants
PNE	Prestation nationale pour enfants
PP	Point de pourcentage
PUGE	Prestation universelle pour la garde d'enfant
RDC	Reste du Canada
SAE	Soutien aux enfants
SARG	Supplément au revenu gagné
SFR	Seuil de faible revenu
SPFCE	Supplément de la PFCE
SPNE	Supplément de la PNE
SROFT	Supplément de revenu de l'Ontario pour les familles travailleuses
WFTC	<i>Working Family Tax Credit</i>

RÉSUMÉ

L'objectif de ce mémoire est d'évaluer l'impact de la politique familiale québécoise sur la pauvreté infantile. Nous allons comparer les politiques familiales de 1993, 1997 et 2005 ayant eu cours au Québec aux politiques familiales du reste du Canada. La politique familiale du Québec est distincte du reste du Canada, ce qui procure une opportunité de dégager des conclusions quant à sa portée. À l'aide de la méthode de différences-en-différences et des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, nous constatons que la politique familiale québécoise a favorisé une diminution de la pauvreté infantile d'une ampleur plus importante que la politique familiale du reste du Canada. Nous constatons que, bien que toutes les familles en aient bénéficiée, ce sont les familles monoparentales qui en ont le plus profitée. Par ailleurs, nous remarquons que l'introduction de la politique familiale québécoise de 1997 a eu un impact plus important que la politique familiale de 2005 sur la pauvreté infantile, bien que les prestations de cette dernière soient de deux à sept fois supérieures à la précédente. Ceci suggère une remise en question quant au futur de la politique familiale, les gains d'un élargissement de la présente politique pouvant être nettement inférieurs aux attentes.

Mots clés : Québec, pauvreté, faible revenu, famille, enfant, politique familiale

INTRODUCTION

Depuis quelques décennies, les pays industrialisés ont, en majorité, progressé en matière d'aide pour les enfants pauvres, que ce soit par l'augmentation des transferts monétaires ou par des subventions pour la garde d'enfants. Nous qualifions un enfant de pauvre lorsqu'il fait partie d'une famille économique¹ ayant un revenu familial plus faible qu'un seuil prédéfini. Suivant ces changements, nous observons que ces pays convergent vers une amélioration de l'espérance de vie et de la fécondité (Adema *et al.*, 2014). Parallèlement, l'indice concernant la pauvreté infantile donne un constat opposé. En effet, à partir de la figure I.1 nous pouvons constater une tendance à la hausse du taux de faible revenu dans les pays de l'OCDE.

Cependant, lorsque nous observons la situation du Canada à l'aide de la figure I.2, l'évolution des différents taux semble nous orienter vers la conclusion que cette région fait exception à la tendance, bien qu'ils soient supérieurs à la moyenne de l'OCDE. Ceci semble évident lorsqu'on observe la tendance à partir de 1996 à l'aide des seuils de faible revenu (SFR) ou de la mesure du panier de consommation (MPC) et semble plus subtile lorsque mesurée par la mesure du faible revenu (MFR). Cette réduction semble corrélée à plusieurs réformes majeures, autant fédérales que provinciales, ayant eu lieu à partir de 1993.

Lorsque nous observons la tendance des dépenses du gouvernement fédéral canadien pour les programmes ciblant les familles, tel que démontré à la figure I.3, nous remarquons que sa participation monétaire dans la lutte contre la pauvreté infantile s'est accrue avec le temps. Alors que les ressources y étant attribuées étaient d'environ 2,4 milliards \$ en 1992, les postes équivalents étaient de 5,3 milliards \$ en 1993, 6,6 milliards \$ en 2000, 9,2 milliards \$ en 2005

¹ Selon Statistique Canada, une famille économique est « [...] un groupe de deux personnes ou plus habitant dans le même logement et apparentée par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption. Le couple peut être de sexe opposé ou de même sexe. Les enfants en famille d'accueil font partie de cette catégorie. » Statistique Canada (2012b)

puis 12,7 milliards en 2010, soit une croissance continue en pourcentage du produit intérieur brut.

Au niveau des provinces, nous observons une diminution des taux de pauvreté infantile pour toutes les provinces, que nous présentons dans le tableau I.1. Selon certains, la province de Québec serait particulièrement généreuse pour ce qui est de l'aide aux familles, jusqu'à qualifier la province de « paradis des familles » (Godbout et St-Cerny, 2008), une expression reprise par le premier ministre québécois de l'époque lors du dépôt du budget de 2009-2010 (Québec, 2009). En effet, le Québec était, et est encore, la province dont la dépense pour les familles est la plus généreuse au pays (Québec, 2011) et configure ses programmes d'allocation différemment. Il peut sembler alors naturel de croire que la performance du Québec est différente du reste du Canada (RDC) en ce qui concerne la réduction de la pauvreté infantile. Cependant, lorsque nous comparons le Québec avec le RDC (tableau I.1), nous constatons que le Québec n'affiche pas des résultats d'une supériorité marquante. Est-ce que sa politique, unique au pays, est vraiment plus efficace?

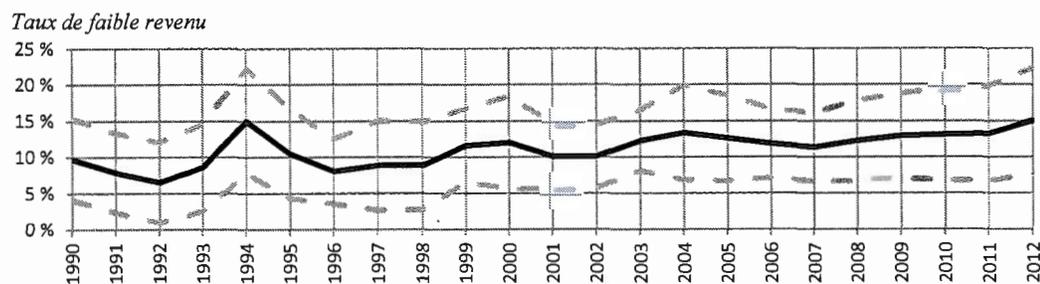


Figure I.1 Évolution moyenne du taux de faible revenu dans les pays de l'OCDE selon la MFR après impôt, 1990 à 2011, moy. \pm 1 écart-type. D'après Adema et al., 2014.

Taux de faible revenu

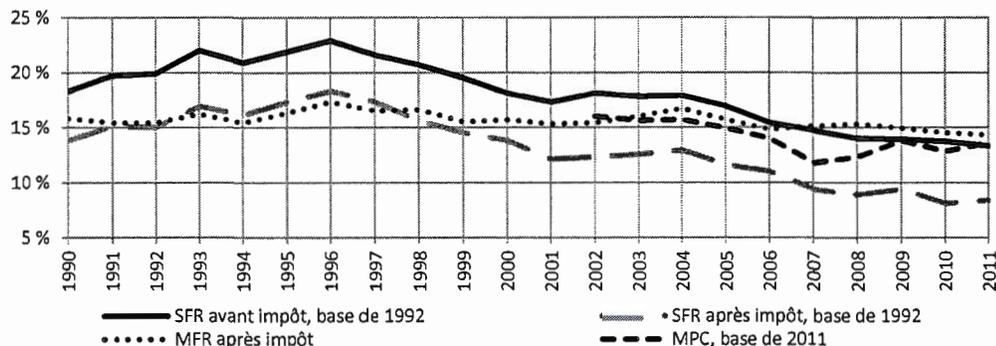


Figure I.2 Évolution moyenne du taux de pauvreté infantile (0-17 ans) au Canada, 1990 à 2011. Source: Statistique Canada, tableau CANSIM 202-0802.

Malgré ces efforts, dans un rapport publié en 2012, l'UNICEF classait le Canada à la 24^e position sur 35 pays industrialisés en matière de pauvreté infantile², le taux de pauvreté infantile relatif du Canada étant supérieur à la moyenne de l'OCDE (UNICEF, 2012). Selon ce rapport, ce problème « est dû en partie au fait que l'engagement n'a pas été soutenu par un consensus politique et public sans faille ni par quelque accord que ce soit sur la manière de définir et de surveiller la pauvreté des enfants. » À ce rapport suit une déclaration du président et chef de la direction d'UNICEF Canada, David Morley, sommant qu' « il est grand temps pour le Canada de faire des enfants une priorité lors de la planification des budgets et l'utilisation des ressources nationales, et ce, même en périodes économiques difficiles. »

Considérant ces résultats et ces critiques, il est juste de se questionner quant à l'apport de la politique familiale sur les changements du taux de faible revenu. L'objectif de ce mémoire est de répondre, en partie, à cette question en analysant l'impact d'une période riche en réformes des politiques familiales québécoises à l'aide de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR). Bien que nous retrouvions déjà quelques études traitant du sujet, aucune ne prend en considération les modifications de la situation des familles sur le marché du travail suite à l'introduction de ces politiques.

² L'UNICEF mesure à partir de la MFR.

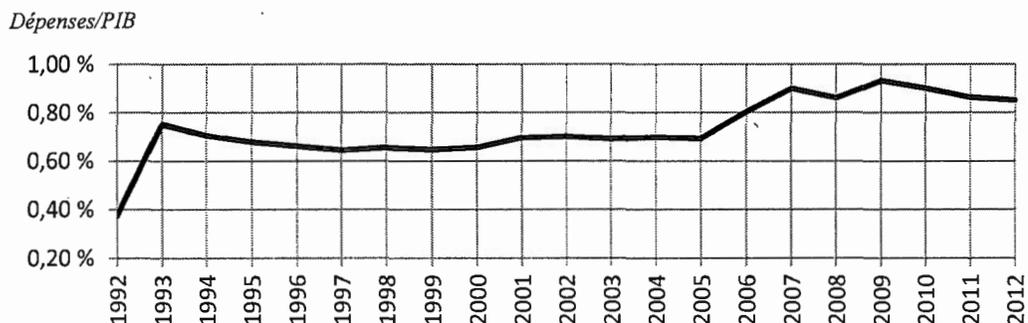


Figure I.3 Évolution des dépenses du gouvernement fédéral en pourcentage du PIB, 1992 à 2012. Source: Rapports financiers annuels du Canada 2005 à 2013 et Dépenses fiscales du Canada 1995 à 2013. Calculs de l'auteur.

Nous allons comparer l'approche québécoise et l'approche du RDC afin de déterminer quelle approche est la plus féconde en réduction de la pauvreté infantile à l'aide d'un modèle quasi expérimental. Les périodes 1997 à 2005 puis post-2005 seront les périodes étudiées. Ces périodes ont été choisies puisqu'elles suivent d'importantes réformes ayant eu lieu au Québec (Prestations pour enfants en 1997 et Soutien aux enfants et Prime au travail en 2005).

Notre étude sera présentée comme ceci : au premier chapitre, nous recenserons les politiques familiales pertinentes qui étaient en vigueur lors de nos périodes analysées. Par la suite, au second chapitre, nous allons faire une brève revue des études traitant de notre sujet. Nous aborderons les statistiques descriptives, les déterminants de la pauvreté infantile, de même que les données utilisées pour notre étude au troisième chapitre. La stratégie empirique de notre étude sera abordée au quatrième chapitre, puis nous discuterons des résultats au cinquième chapitre

Tableau I.1 Évolution du taux de pauvreté infantile (0-17 ans) dans les provinces canadiennes selon la mesure du SFR après impôt, de 1991 à 2011

Provinces	1991	1996	2001	2006	2011	Δ sur 20 ans
Terre-Neuve-et-Labrador	16,7 %	20,1 %	13,7 %	8,7 %	6,0 %	-64,1 %
Île-du-Prince-Édouard	10,9 %	10,5 %	5,8 %	3,3 %	3,5 %	-67,9 %
Nouvelle-Écosse	15,1 %	18,2 %	13,3 %	8,8 %	7,6 %	-49,7 %
Nouveau-Brunswick	16,4 %	14,9 %	9,5 %	10,9 %	6,5 %	-60,4 %
Québec	17,0 %	19,2 %	14,6 %	9,0 %	7,3 %	-57,1 %
Ontario	13,3 %	17,9 %	10,3 %	11,6 %	8,9 %	-33,1 %
Manitoba	24,2 %	21,6 %	15,6 %	11,8 %	11,3 %	-53,3 %
Saskatchewan	17,9 %	17,7 %	10,8 %	14,6 %	6,2 %	-65,4 %
Alberta	15,2 %	18,9 %	10,9 %	7,0 %	6,8 %	-55,3 %
Colombie-Britannique	11,9 %	16,6 %	14,0 %	15,7 %	11,2 %	-5,9 %
Moyenne du Canada	15,9 %	17,6 %	11,9 %	10,1 %	7,5 %	-52,5 %
Moyenne du RDC	15,7 %	17,4 %	11,5 %	10,3 %	7,6 %	-52,0 %

Note : Les variations du Canada et du RDC sont calculées à partir des moyennes annuelles.

Source : Statistique Canada, tableau CANSIM 202-0802. Calculs de l'auteur.

CHAPITRE I

LES POLITIQUES FAMILIALES CANADIENNES

À la fin des années 1980 et au début des années 1990, le gouvernement fédéral remet fréquemment le problème de la pauvreté infantile en avant plan et s'engage à mettre sur pied des programmes destinés à l'enrayer. À partir de 1993, un nouveau programme de prestations est mis sur pied afin de remplacer les programmes en place. Celui-ci se voulait « plus simple, plus équitable et mieux adapté aux besoins des Canadiens » (Canada, Ministère des finances, 1992, p.145). Ce fut le début de la Prestation fiscale pour enfants (PFE).

Cette initiative et les suivantes ont largement contribué à l'engagement des provinces en matière de pauvreté infantile. Celles-ci ont la liberté de paramétrer leurs politiques familiales selon leurs besoins, ce qui crée une forte hétérogénéité des politiques. Par exemple, au Québec, un régime de garderie à prix réduit est offert depuis 1997, un service unique au pays. D'autres parts, les critères d'admission et l'ampleur des prestations sont différents en fonction de la province de résidence du prestataire.

Ce chapitre a pour finalité de détailler la chronologie, depuis 1993, des principaux programmes de la politique familiale canadienne et de ses provinces. Nous nous concentrerons sur la politique familiale québécoise et la comparerons avec celles des autres provinces. Pour ces dernières, nous ne nous attarderons qu'aux éléments nécessaires, c'est-à-dire les années d'activité des programmes de même que l'ampleur des prestations.

1.1 Les prestations fédérales

1.1.1 Les prestations de 1993 à 1997

Depuis 1993, la PFE, à laquelle s'ajoute le Supplément au revenu gagné (SARG) destiné à améliorer les incitations au travail des familles à faible revenu, remplace les précédentes prestations, soit les allocations familiales et une déduction fiscale pour enfant. La figure 1.1 illustre les prestations reçues dans le cadre de la PFE au Québec et dans le RDC pour les familles ayant un enfant de 6 ans et les familles ayant deux enfants âgés de 6 ans et 10 ans. La PFE était alors de 1020 \$ par enfant, à laquelle s'ajoute un supplément de 75 \$ par enfant pour les familles avec trois enfants et plus. Un supplément d'un maximum de 213 \$ pour les enfants de moins de sept ans est versé, montant auquel était soustrait 25 % des déductions réclamées concernant les frais de garde. Ainsi, pour percevoir la prestation la plus élevée, le revenu familial net (aux fins de l'impôt)³ ne devait pas dépasser 25 921 \$. Au-delà de ce revenu, les familles ayant un enfant voyaient leur prestation diminuer de 2,5 % alors que le taux de réduction pour les familles ayant deux enfants et plus était de 5 %. Ces montants furent inchangés pour toute la durée du programme, soit jusqu'en 1998. Le Québec et l'Alberta ont décidé de moduler la prestation pour leur territoire, alors que le Québec exige à ce que les prestations varient selon le rang de l'enfant dans la famille, l'Alberta exige une prestation selon l'âge de l'enfant.

Le SARG, ciblant uniquement les familles avec un revenu provenant du marché du travail entre 3 750 \$ et 25 921 \$, exclus *de facto* les familles vivant de prestations de l'aide sociale provinciale. Ce supplément est de huit cents pour chaque dollar de revenu supplémentaire jusqu'à un montant maximal de 500 \$. Pour les revenus nets supérieurs à 20 921 \$, dix cents sont retranchés pour chaque dollar de revenu supplémentaire. La structure du SARG fut modifiée en 1997 pour tenir compte du nombre d'enfants par famille. La prestation maximale de 500 \$ fut alors remplacée par un versement de 605 \$ pour le premier enfant, 405 \$ pour le second et 300\$ pour chaque enfant supplémentaire. Pour les familles ayant un revenu net

³Revenu familial net : la somme des revenus familiaux à laquelle on déduit les frais de service de garde, les cotisations syndicales, les versements à un régime de retraite et les versements à un régime enregistré d'épargne-retraite.

supérieur à 20 921 \$, le versement est maintenant réduit de 12,1 % pour les familles à un enfant, 20,2 % pour deux enfants et 26,8 % pour trois enfants et plus.

Pour la dernière année du programme, la PFE rejoignait près de 6 millions d'enfants pour un versement total de 5,3 milliards \$. Quant au SARG, il touchait plus de 1,4 million d'enfants pour une somme totale de 486 millions \$.

1.1.2 La Prestation fiscale canadienne pour enfants de 1998

Une nouvelle réforme eut lieu en 1998 avec la mise en place de la Prestation nationale pour enfants (PNE). La PFE, maintenant nommée la Prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE) est restée inchangée pour la première année, puis indexée à partir de 2000. À cette prestation de base s'ajoute le supplément de la PFCE (SPFCE), un supplément destiné aux familles ayant un ou des enfants de moins de sept ans.

Prestation totale annuelle, en \$

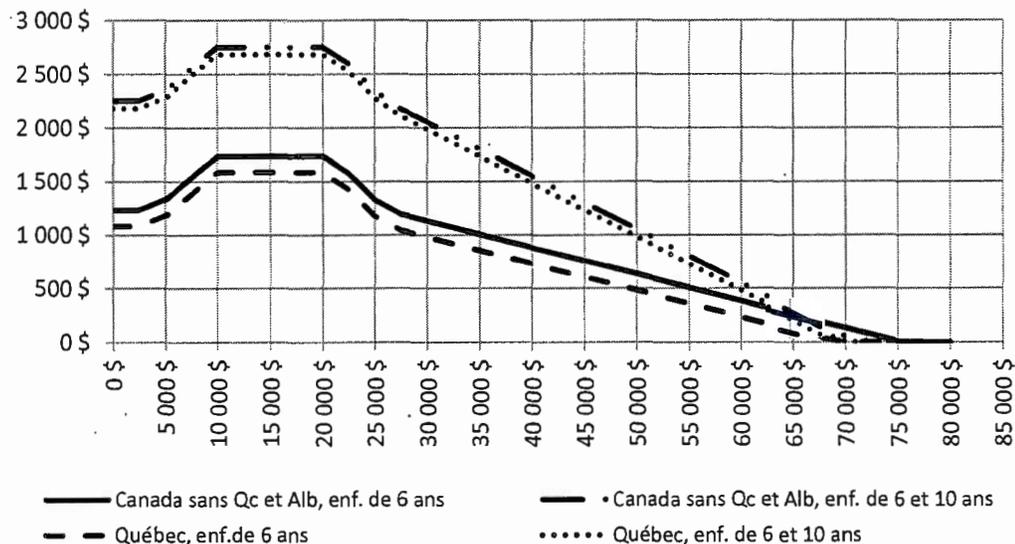


Figure 1.1 Versements de la PFE et du SARG au Québec et au Canada selon le revenu de la famille et du nombre d'enfants, 1993-1996. Source des données : *Canadian Tax and Credit Simulator v2012-1*. Calculs de l'auteur.

Ce supplément a été maintenu jusqu'en 2007, pour être graduellement remplacé par la Prestation universelle pour la garde d'enfant (PUGE) à partir de 2006. Une prestation supplémentaire s'est ajoutée en 2003, la Prestation pour enfants handicapés, pouvant être réclamée, le cas échéant.

Le SARG a été remplacé par le supplément de la Prestation nationale pour enfants (SPNE), modifiant du coup sa portée : alors que le SARG était, entre 1993 et 1996, distribué par famille, le SPNE, de son côté, est déterminé par le nombre d'enfants et, contrairement au SARG, ne tient pas compte du type de revenu de la famille. Le SPNE, dédié exclusivement aux familles à faible revenu avec enfants, est alors investi de trois objectifs : prévenir et réduire la pauvreté, promouvoir la participation au travail et réduire la bureaucratie qu'engendrent plusieurs programmes qui se chevauchent.

L'engagement provincial fait suite à une entente entre le gouvernement fédéral et les provinces : celles-ci doivent mettre sur pied des programmes ayant pour objectif la diminution de la pauvreté infantile avec la possibilité de se financer en partie par les versements du SPNE. Cette décentralisation est particulièrement intéressante, car elle laisse libre cours aux provinces du choix de la stratégie à adopter, ce qui a pour effet de produire une hétérogénéité entre les différentes politiques familiales provinciales.

À l'origine, certaines provinces finançaient leurs programmes en réduisant les prestations d'assistance-sociale d'un montant équivalent au SPNE. Pour ces cas précis, le SPNE se compare au SARG, qui se voulait avant tout un incitatif au travail. L'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse, l'Ontario, le Manitoba et l'Alberta ont choisi cette voie. Le Québec, la Saskatchewan et la Colombie-Britannique ont incorporé le SPNE à leur programme distinct en optant pour une réforme des prestations d'aide sociale. Au final, seuls Terre-Neuve-et-Labrador et le Nouveau-Brunswick n'ont pas modulé leurs programmes suite à l'arrivée du supplément.

Quelques provinces, qui à l'origine soustrayaient le SPNE de l'assistance-sociale, ont par la suite modifié leur régime fiscal afin de permettre aux prestataires de cette aide de bénéficier également de la prestation. En 2001, la Nouvelle-Écosse réforme son filet social ce qui a eu comme effet de permettre aux familles prestataire de l'aide sociale de bénéficier des avantages

du SPNE. En 2004, l'Ontario est revenue sur sa décision et permet aux familles de garder l'augmentation du SPNE pour par la suite, en 2008, ne plus déduire le supplément de l'assistance sociale. Pour sa part, le Manitoba a cessé de déduire le SPNE à partir de 2001 pour les enfants de 6 ans et moins, à partir de 2003 pour les enfants de 7 à 11 ans et pour toutes les familles bénéficiaires de l'aide sociale à partir de 2004.

1.1.3 Autres ajouts à la politique familiale fédérale entre 1998 et 2011

La PUGE est une prestation mensuelle imposable de 100 \$ destinée aux familles pour chaque enfant de moins de six ans. Cette prestation fut mise en œuvre en 2006 en remplacement du SPFCE, destiné aux familles avec enfants de moins de sept ans. À cette mesure s'est joint un incitatif pour que les entreprises créent de nouvelles places en garderie sur le lieu de travail, soit un crédit d'impôt à l'investissement de 25 % jusqu'à concurrence de 10 000 \$.

Lors du budget fédéral de 2007, la Prestation fiscale pour le revenu de travail a été annoncée afin d'inciter les prestataires d'assistance sociale à intégrer le marché du travail en assurant un revenu supplémentaire aux travailleurs à faible revenu. Lors de sa première année d'application, les particuliers étaient admissibles à une prestation maximale de 500 \$ alors que les familles pouvaient toucher un maximum de 1000 \$.

1.2 Les politiques provinciales

1.2.1 Le Québec

1.2.1.1 L'évolution de la politique familiale québécoise de 1993 à 2011

Les prestations familiales québécoises ont pris racine en 1961 lors de l'entrée en vigueur de la *Loi sur les allocations scolaires*. Par la suite, elles furent réformées en 1967, puis une seconde fois en 1974 ; cette dernière révision persista jusqu'en 1997 pour être, par la suite, amendée en 2004. Depuis 2005, les familles bénéficient du programme Soutien aux enfants (SAE). L'évolution est évidente lorsqu'on compare la moyenne des prestations versées au Québec et dans le RDC à l'aide de la figure 1.2. Nous remarquons que la moyenne des prestations du

RDC est relativement stable pour la période étudiée, alors que la moyenne québécoise est sujette à des changements majeurs.

À partir de 1974 jusqu'en 1997, le Régime des allocations familiales du Québec offrait des prestations mensuelles aux familles selon le rang des enfants la constituant. Ce programme avait la particularité de ne pas prendre en considération le type de famille ni son revenu. Aucune variation nominale dans les prestations n'a eu lieu pour les périodes allant de 1993 à 1997, ce qui, en terme réel, se traduit par une diminution des versements. Le tableau 1.1 présente ces prestations pour les années 1990 à 1997. Complémentaire à cette mesure s'ajoutait, de 1989 à 1997, l'Allocation pour jeunes enfants, versée mensuellement aux familles avec enfants de moins de six ans.

Pour cette même période, un paiement forfaitaire, l'Allocation à la naissance, était versé trimestriellement aux familles ayant des nouveau-nés ainsi qu'aux familles d'adoption. Ainsi, 500 \$ était versé pour le premier enfant et 1 000 \$ pour le second. Pour les troisièmes et suivants, 400 \$ était versé trimestriellement jusqu'à concurrence de 8000 \$. Ces sommes furent les mêmes pour la période 1993 à 1997.

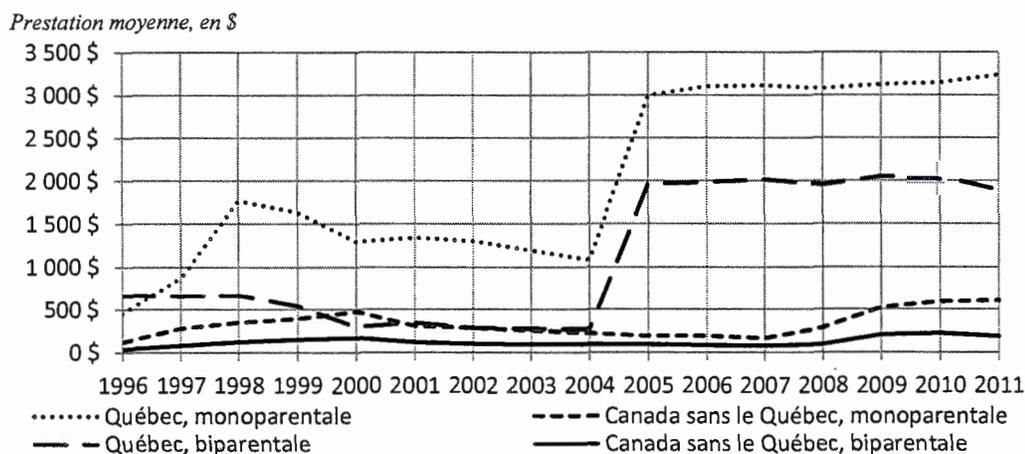


Figure 1.2 Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles québécoises versus le RDC en dollar courant, 1996-2011. Source : EDTR, 1996-2011. Calculs de l'auteur.

Tableau 1.1 Régime des Allocations familiales du Québec et des allocations pour jeunes enfants en dollar courant, 1990 à 1997.

Allocations familiales du Québec				
	1990	1991	1992	1993 à 1997
1 ^{er} enfant	117,24 \$	122,88 \$	128,40 \$	130,92 \$
2 ^{ème} enfant	156,24 \$	163,68 \$	171,00 \$	174,48 \$
3 ^{ème} enfant	195,24 \$	204,60 \$	213,84 \$	218,16 \$
4 ^{ème} enfant et suivants	233,88 \$	245,16 \$	256,20 \$	261,36 \$

Allocations pour jeunes enfants				
	1990	1991	1992	1993 à 1997
1 ^{er} enfant	105,00 \$	110,04 \$	114,96 \$	117,24 \$
2 ^{ème} enfant	209,88 \$	219,96 \$	229,80 \$	234,36 \$
3 ^{ème} enfant et suivants	524,88 \$	549,72 \$	574,44 \$	585,96 \$

Source : RRQ (2013)

En septembre 1997 a débuté la Prestation pour enfant, l'unique remplaçante des trois précédents programmes. Nous remarquons à la figure 1.3 que les prestations ciblèrent alors maintenant les familles en situation de pauvreté : les montants étaient déterminés par le revenu de la famille. De plus, les familles monoparentales reçoivent un supplément leur permettant de tripler leurs allocations. L'effet sur la prestation moyenne versée est significatif : alors que les familles biparentales voient, en moyenne, leurs prestations diminuer, celles des familles monoparentales voient leurs prestations plus que doubler.

Remplaçant la Prestation pour enfant, le SAE a été mis sur pied en 2005. Ce programme, toujours axé sur les familles à faible revenu, fut une version légèrement remodelée dans ces critères d'admission et largement bonifiée dans ses allocations, comme nous pouvons l'observer à la figure 1.3. La prestation moyenne des familles monoparentales doubla alors que la prestation moyenne des familles biparentales fut sept fois supérieure à la précédente. Cette nouvelle prestation remplaça aussi le crédit d'impôt non remboursable pour enfants à charge et la réduction d'impôt à l'égard des familles (non remboursable), soient deux crédits qui ne ciblent pas les familles à faible revenu.

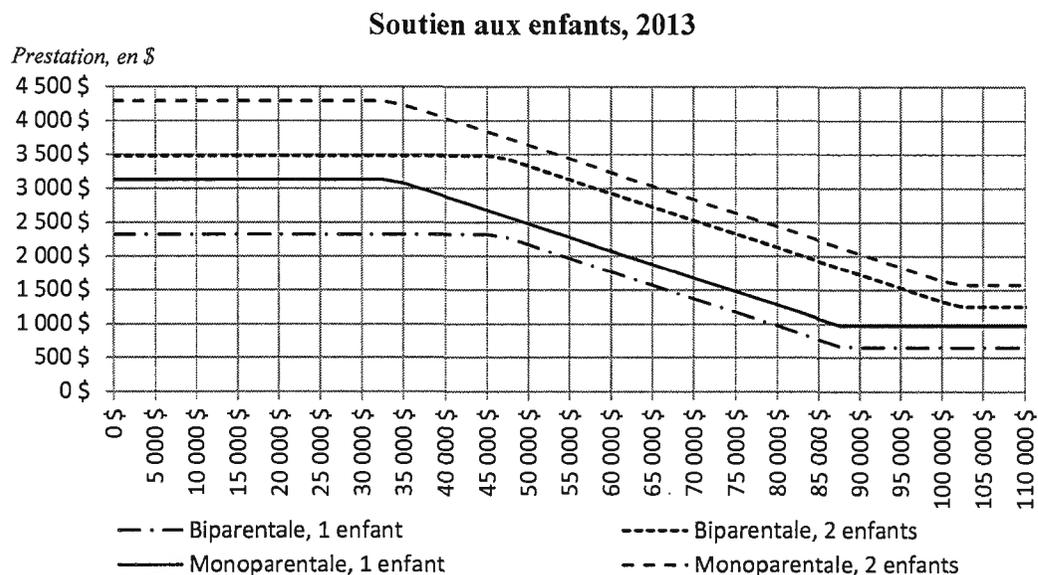
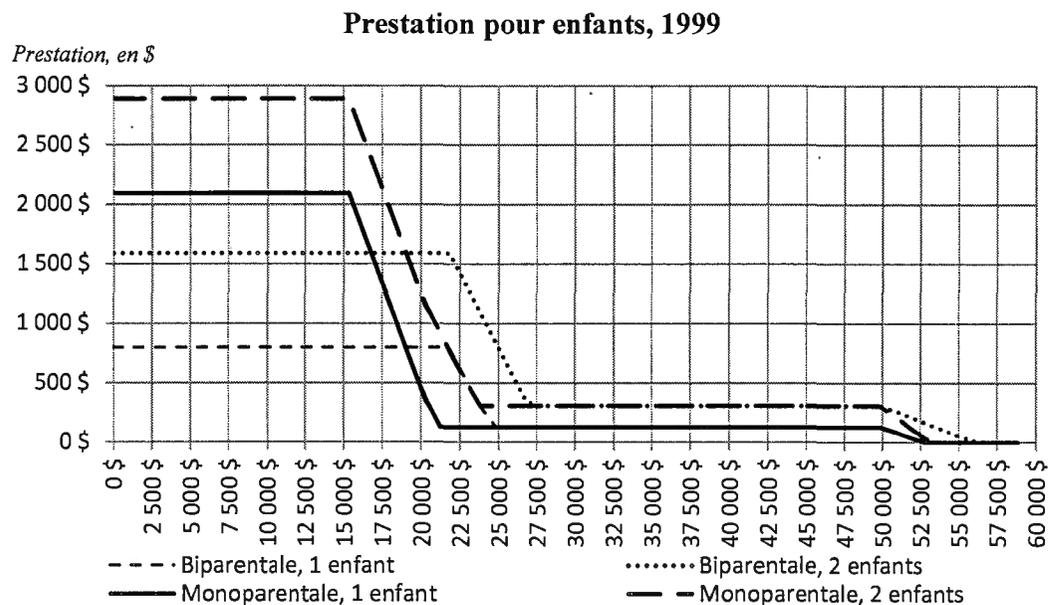


Figure 1.3 Prestations familiales québécoises versées dans le cadre de la Prestation pour enfants et du SAE selon le revenu et les caractéristiques de la famille, années fiscales 1999 et 2013. Source : RRQ (2013)

1.2.1.2 Les programmes d'incitation au travail

Nous ne pouvons négliger l'importance des programmes d'incitation au travail, réservant un traitement particulier aux familles avec enfants, qui sont en cours depuis 1988. Ces

programmes consistent à verser aux familles une prestation conditionnelle à ce qu'elles participent au marché du travail, augmentant alors la prestation avec le revenu provenant du marché du travail de celles-ci. Puis, à partir d'un revenu maximal donné, la prestation diminue graduellement pour éventuellement être nulle.

Lors de la période 1993-2011, deux programmes d'incitation au travail se distinguent : APPORT, actif de 1988 à 2004, et, depuis 2005, la Prime au travail (PAT). Bien que configurés différemment, ces deux programmes sont similaires dans leur fonctionnement (voir la figure 1.4). Le taux de subvention, c'est-à-dire le transfert, est plus faible pour la PAT, de même que son taux de réduction. Ainsi, le seuil de sortie, où la prestation est nulle, est plus élevé que APPORT.

En ajout, le Québec offre depuis 2008 le Supplément à la PAT destiné aux travailleurs ex-bénéficiaires de prestation d'assistance-sociale.

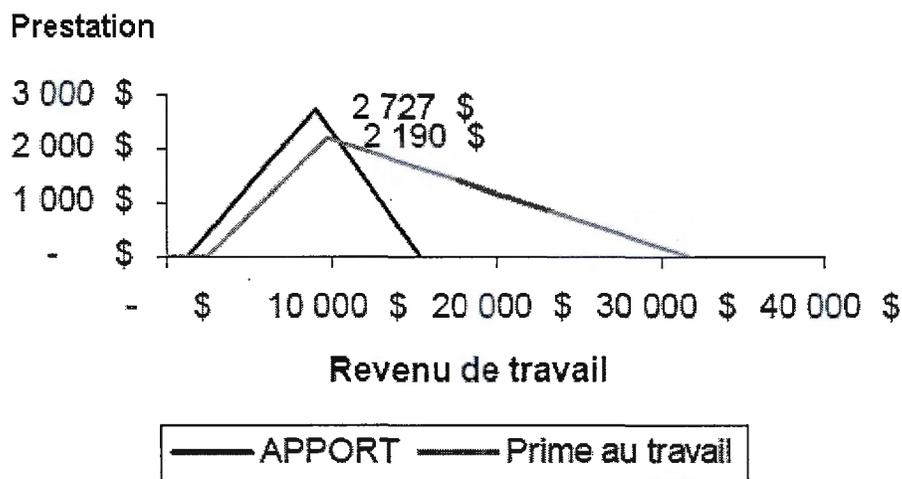


Figure 1.4 Prestations versées dans le cadre de l'APPORT et de la PAT pour une famille monoparentale avec un enfant, année fiscale 2013. Tiré de Godbout et Arseneau, 2005.

1.2.2 L'Ontario

L'Ontario verse depuis juillet 1998 le Supplément de revenu de l'Ontario pour les familles travailleuses ayant des frais de garde d'enfants (SROFT). Ce supplément est déterminé par le nombre d'enfants de moins de sept ans et le revenu familial. Puis, en 2000 un supplément par enfant de moins de sept ans est ajouté pour les familles monoparentales. Depuis 2008, l'Ontario verse aux familles la Prestation ontarienne pour enfants, déterminée à partir du nombre d'enfants mineurs et du revenu familial net. La tendance présentée à la figure 1.5 démontre la faible intervention avant 2008.

Les familles admissibles à ce versement se voient amputer leur versement du SROFT d'une somme équivalente. Depuis juillet 2008, le SROFT a été progressivement éliminé et a versé sa dernière prestation en juillet 2014.

1.2.3 La Colombie-Britannique

Chef de file parmi les provinces canadiennes, la Colombie-Britannique initie en juillet 1996 une Allocation familiale basée sur le nombre d'enfants mineurs et le revenu familial.

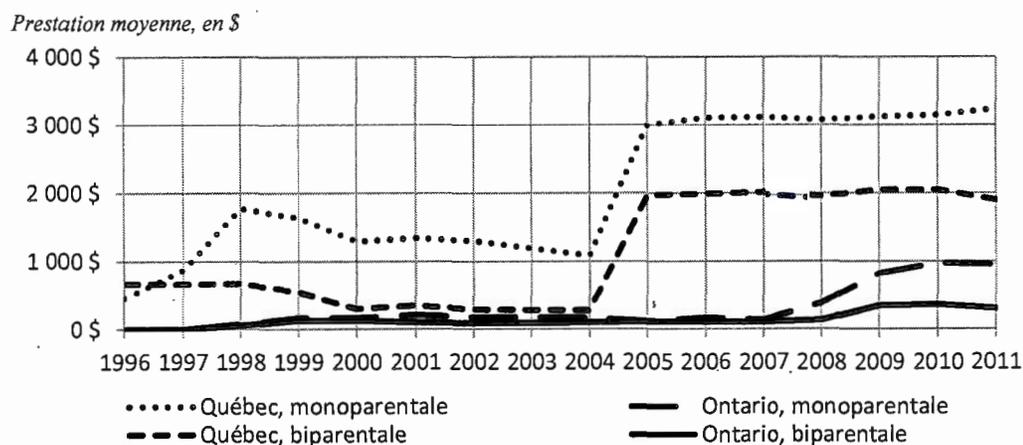


Figure 1.5 Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles ontariennes versus le Québec en dollar courant, 1996-2011. Source : EDTR, 1996-2011. Calculs de l'auteur

La Colombie-Britannique a aussi participé à l'initiative de la PNE en établissant la Prestation au revenu gagné en juillet 1998 et la Prestation familiale en juillet 1999. Alors que la Prestation au revenu est conçue pour inciter les familles à rejoindre le marché du travail, la Prestation familiale remplace en partie l'Allocation familiale, cette dernière étant diminuée de la Prestation familiale reçue. Nous remarquons, en observant la figure 1.6, que ces prestations furent diminuées à partir de 2001 suite à l'arrivée au pouvoir d'un nouveau gouvernement.

1.2.4 Les provinces de l'Atlantique

À l'exception de l'Île-du-Prince-Édouard, les provinces de l'Atlantique ont toutes mis sur pied un programme de prestation pour familles avec enfants. Le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Écosse ont instauré une Prestation pour enfants en janvier 1997 et en juillet 1998 respectivement, suivis par Terre-Neuve-et-Labrador en juillet 1999. Le Nouveau-Brunswick renchérit avec un Supplément de revenu gagné en janvier 1997, Terre-Neuve-et-Labrador avec le *Mother baby Nutrition supplement* pour les enfants de moins d'un an en décembre 2001 et la Nouvelle-Écosse avec l'*Affordable living tax credit* en juillet 2010. En étudiant les prestations moyennes versées par ces provinces à la figure 1.7, nous remarquons la timidité de ces programmes en comparaison avec les prestations québécoises.

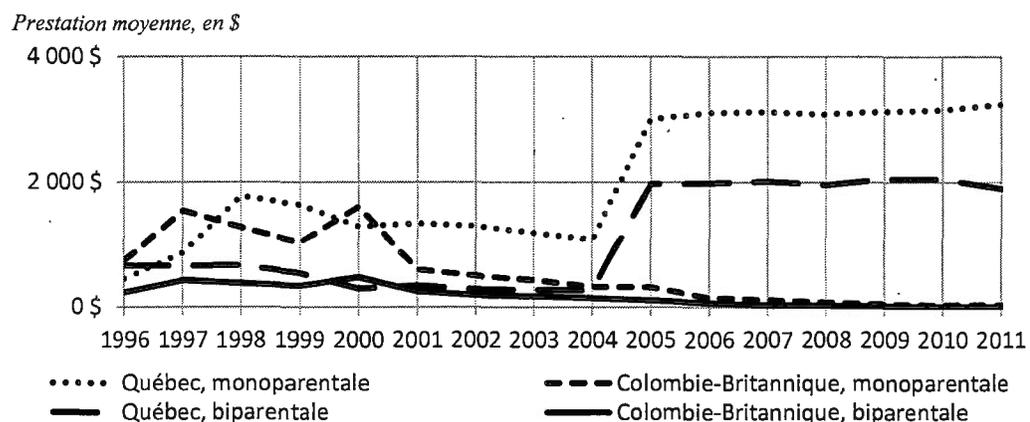
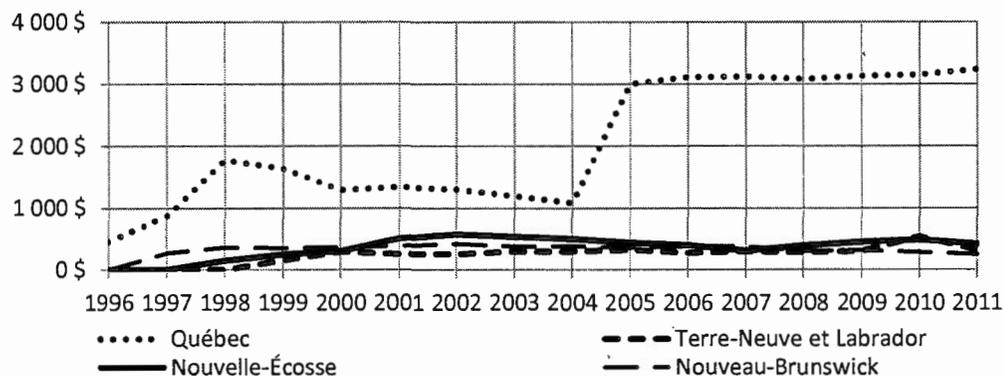


Figure 1.6 Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles britannico-colombiennes versus le Québec en dollar courant, 1996-2011. Source : EDTR, 1996-2011. Calculs de l'auteur

MONOPARENTALES

Prestation moyenne, en \$



BIPARENTALES

Prestation moyenne, en \$

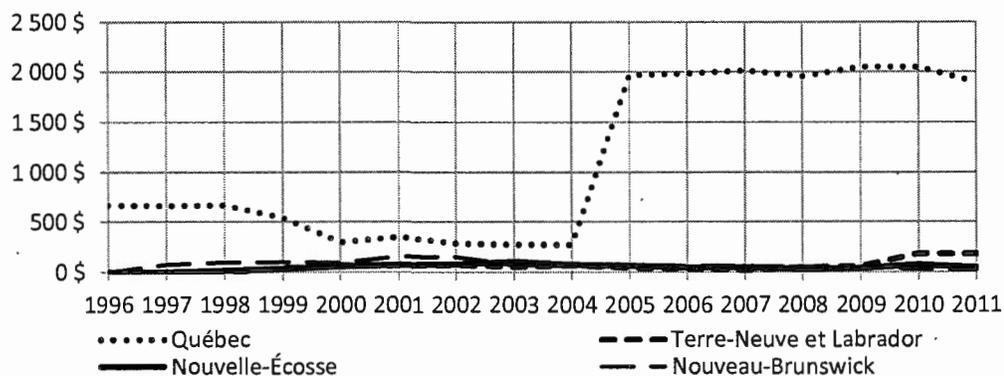


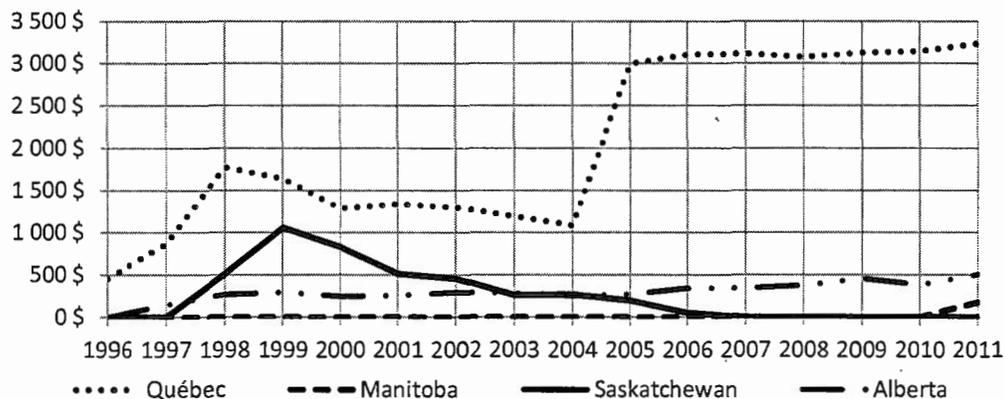
Figure 1.7 Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles monoparentales et biparentales des provinces de l'Atlantique versus le Québec en dollar courant, 1996-2011. Source : EDTR, 1996-2011. Calculs de l'auteur.

1.2.5 Les provinces des Prairies

L'Alberta est la première province des prairies à offrir, à partir de janvier 1997, un crédit d'impôt à l'emploi familial. Elle est suivie de la Saskatchewan qui a mis en place ses programmes de prestation et d'incitation au travail en juillet 1998, puis du Manitoba qui a versé pour la première fois sa prestation en 2008. La Saskatchewan a progressivement éliminé sa prestation pour enfants en juillet 2006. Encore une fois, nous constatons à la figures 1.8 que les prestations moyennes sont nettement inférieures aux prestations québécoises et relativement plus stables que ces dernières.

MONOPARENTALES

Prestation moyenne, en \$



BIPARENTALES

Prestation moyenne, en \$

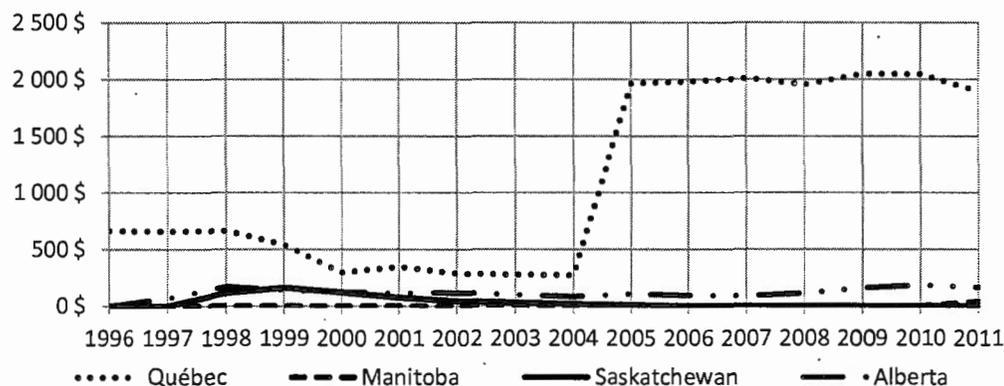


Figure 1.8 Évolution de la prestation provinciale moyenne versée aux familles monoparentales et biparentales des provinces des Prairies versus le Québec en dollar courant, 1996-2011. Source : EDTR, 1996-2011. Calculs de l'auteur.

1.2.6 Les services de garde provinciaux : le Québec versus le reste du Canada

Bien que chaque province ait mis sur pied des politiques familiales distinctes, il est à noter que l'ensemble des provinces canadiennes partage une caractéristique commune : le fait qu'elles remboursent toutes partiellement les frais de garde des enfants via l'impôt et ont des programmes de services de garde. Alors que les crédits d'impôt sont similaires d'une province à l'autre et varient peu avec le temps, il n'en est pas de même des programmes de services de

garde. En particulier, le Québec se démarque des autres provinces par le type d'intervention que la province offre de même que l'ampleur des montants alloués à celle-ci.

Les provinces du Canada, hormis le Québec, interviennent de multiples façons en ce qui concerne les services de garde. Par exemple, ces provinces ont mis sur pied des programmes afin d'attirer, former et garder du personnel qualifié dans le domaine des services de garde. Certaines subventions sont versées aux garderies afin d'augmenter l'offre selon certaines conditions. Finalement, des subventions sont versées aux garderies afin d'améliorer leur équipement.

Le Québec intervient selon des objectifs similaires, mais à plus grande échelle. Cette province a mis sur pied, en 1997, les Centres de la petite enfance (CPE), un service de garde subventionné à portée universelle. Alors qu'à l'origine la contribution des parents était de 5 \$ par jour, elle fut portée à de 7 \$ en 2004. Il s'agit d'un service gratuit pour les prestataires d'assistance sociale admissibles. Le nombre de places disponibles passe alors de 74 000 en 1997 à plus de 221 000 en 2014 (Lefebvre et Merrigan, 2009). À cette politique s'ajoute les subventions pour les garderies privées, de même que le financement de services de garde en milieu scolaire.

Lorsque nous comparons les dépenses effectuées par les provinces en pourcentage du PIB à la figure 1.9, nous remarquons que la variation est faible lorsqu'il s'agit du RDC en comparaison au Québec. Dans les provinces de l'Atlantiques, ces dépenses ont augmenté graduellement de 0,07 % du PIB en 1992 à 0,14 % en 2011, ce qui en fait la région avec le taux le plus faible pour toute la période. La région des Prairies, bien que seconde en dépenses en 1992 avec 0,21 % du PIB, diminue graduellement ses dépenses pour atteindre 0,11 % en 2001. Par la suite, ses dépenses ont graduellement augmenté pour atteindre 0,19 % en 2011. La Colombie-Britannique, quant à elle, a augmenté ses dépenses de 0,14 % en 1992 à 0,26 % en 2009 pour par la suite les diminuer à 0,22 % en 2011. L'Ontario, alors championne des dépenses en services de garde en 1992 avec 0,33 % du PIB, a graduellement diminué ses dépenses jusqu'en 2001 à 0,17 %, puis augmenté celle-ci pour finir la période avec un ratio de 0,25 % en 2011. La situation du Québec est bien différente. Alors que ses dépenses étaient de 0,2 % du PIB en 1992, elles ont rapidement augmenté après 1998 pour atteindre 1,32 % du PIB en 2011. Ceci

est dû à la mise en place du programme de CPE du gouvernement québécois à partir de 1998, puis sa volonté politique d'augmenter son accessibilité avec les années.

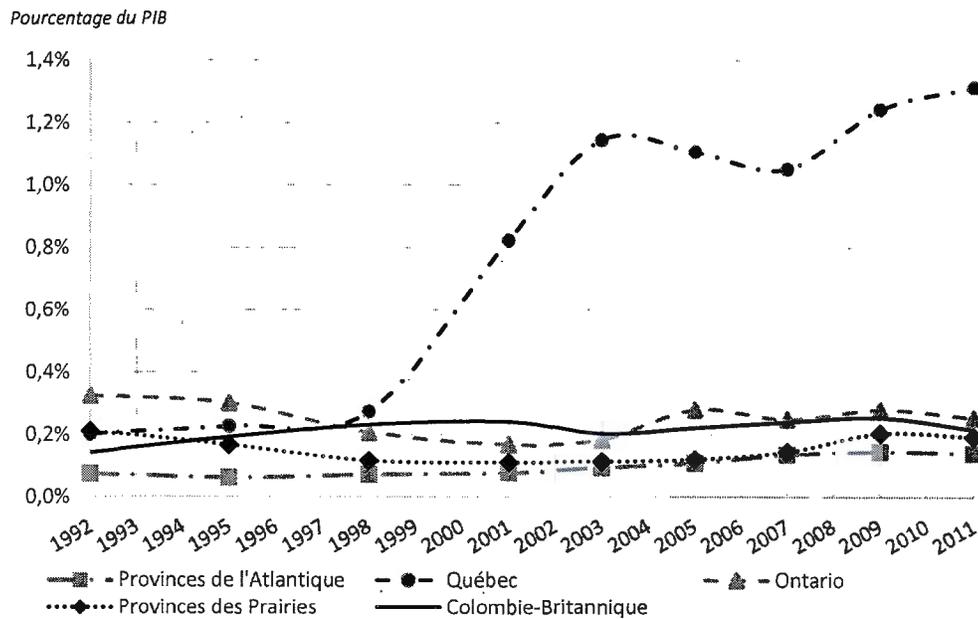


Figure 1.9 Évolution des fonds alloués aux services de garde au Québec et dans les autres provinces en pourcentage du PIB provincial, années 1992, 1995, 1998, 2001, 2003, 2005, 2007, 2009 et 2011. Source : D'après Forer, Barry *et al.*, 2013, calculs de l'auteur.

CHAPITRE II

REVUE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE

Selon la théorie économique, une augmentation des transferts vers un groupe d'individus augmentera, *ceteris paribus*, leur revenu et diminuera les risques pour ces individus d'être sous le SFR. Il serait alors tentant de conclure qu'il suffit d'augmenter les transferts vers les familles pour, au final, réduire linéairement la pauvreté infantile. Cependant, plusieurs observations réfutent cette hypothèse : les agents économiques modifieraient leur comportement selon l'ampleur et la forme dudit transfert ou, le cas échéant, du bénéfice en nature.

Dans ce chapitre nous ferons le lien entre la théorie économique et les résultats des études empiriques évaluant l'impact de diverses mesures sur la pauvreté infantile au Canada et à l'étranger. De plus, nous aborderons les études qui, bien qu'elles n'aient pas la pauvreté infantile comme objet d'étude, se rapprochent de notre étude par la proximité des sujets.

2.1 Versement monétaire : effet sur la contrainte budgétaire

Lorsqu'il s'agit d'étudier le marché du travail, le cadre d'analyse néoclassique modélise un arbitrage qui consiste à disposer de son temps entre le travail et le temps de loisir (Borjas, 2010). Suivant ce cadre d'analyse, les programmes que nous étudions affectent la contrainte budgétaire de l'individu ou de la famille. Nous allons nous intéresser à celle-ci en prenant pour exemple la prestation du SAE et la PAT. Il est à noter que les précédents programmes ont un impact similaire sur la contrainte.

Les prestations affectent la contrainte budgétaire selon l'ampleur des versements, les seuils d'entrée et de sortie du versement, le taux de la prime et le taux de réduction. Nous avons simulé l'effet sur la contrainte budgétaire d'une famille monoparentale avec un enfant ayant un revenu annuel maximal de 23 040 \$, soit une somme comparable au SFR pour ce type de famille en 2013 à la figure 2.1. À ce revenu nous avons ajouté le montant prévu pour le SAE et la PAT. Nous émettons ici l'hypothèse qu'à court terme le parent ne peut que jouer sur sa quantité d'heures offertes, car il reçoit déjà le taux horaire maximal qui lui est possible d'obtenir sur le marché. Nous n'avons pas inclus les revenus provenant d'autres sources, telles que l'aide sociale.

Salaires hebdomadaires

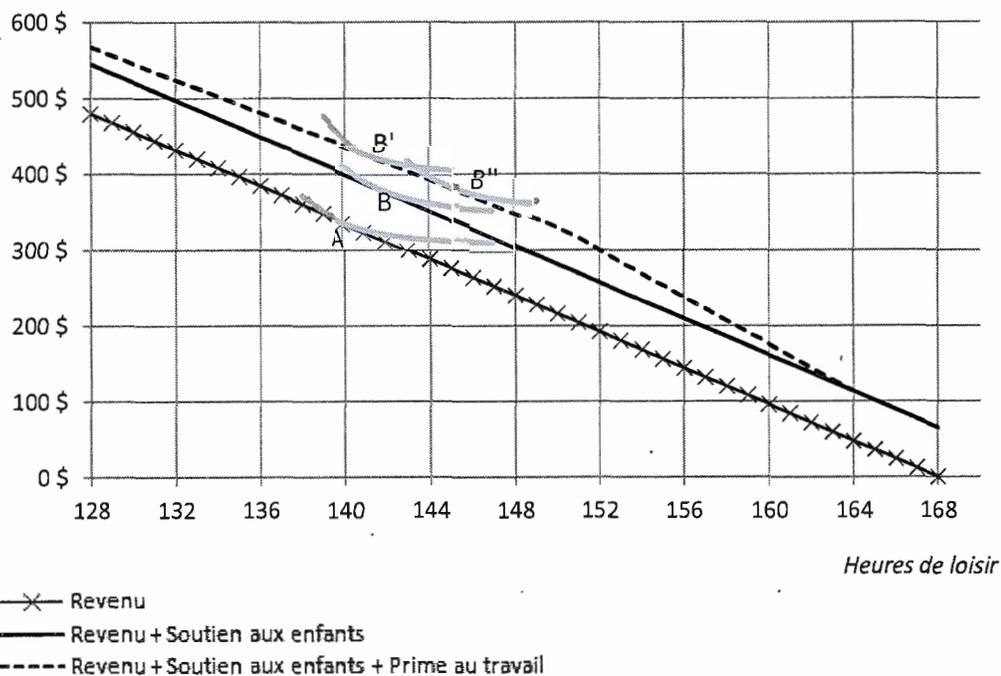


Figure 2.1 Contraintes budgétaires hebdomadaires pour un taux horaire de 12 \$ avec et sans le SAE et la PAT versus les heures de loisir. Simulation de l'auteur, paramètres pour l'année fiscale 2013-2014.

2.1.1 Effet des programmes de prestations pour enfants

Nous avons remarqué au chapitre I que la prestation du SAE de 2013 pour une famille monoparentale avec un enfant est fixe jusqu'à concurrence d'un revenu de 33 608 \$. Ainsi, une famille ayant un revenu inférieur à celui-ci obtiendra l'équivalent du transfert d'un montant forfaitaire. Considérant que le loisir est un bien normal, un paiement forfaitaire résulte en un effet de revenu, ce qui incite l'agent à diminuer l'intensité de ses heures de travail, passant d'un panier de consommation A à un panier B.

Cet effet fut vérifié empiriquement par Gonzalez (2013). Suite à l'introduction inattendue d'un paiement forfaitaire unique en Espagne en 2007 équivalent à 4,5 mois de salaire suivant la naissance d'un enfant, Gonzalez estime qu'entre 4 et 6 points de pourcentage (PP) moins de mères retournaient sur le marché du travail l'année suivant l'accouchement.

Cependant, si cette prestation est versée sous la condition d'un revenu de marché minimal, l'effet varie. Selon une étude de Milligan et Stabile (2007), retirer le SPNE de la prestation d'aide sociale a eu pour conséquence de diminuer entre 19 % et 27 % le nombre de prestataires d'assurance sociale pour la période 1997 à 2000. Elle fut confirmée avec une étude se déroulant au Manitoba (Milligan et Stabile, 2009), qui estime une augmentation des prestataires de 8,7 PP suite à la fin du retrait de la SPNE des prestations d'assurance sociale à partir de 2001. Legault (2007) se pose la même question et conclut que la récupération de la SPNE des prestations a eu pour conséquence d'augmenter de 15,4 PP le nombre de mères célibataires travaillant à temps plein pour les provinces s'y adonnant.

2.1.2 Effet des programmes d'incitation au travail

Par contre, parce qu'elle cible plus précisément les familles à faible revenu en déterminant ses seuils à des plus faibles montants, la PAT a un effet différent sur le revenu des particuliers. Le seuil de réduction étant de 10 202 \$, cette prestation a pour effet d'augmenter le taux horaire lorsque les heures sont peu nombreuses, puis par la suite de le diminuer. L'effet sur la quantité offerte de travail est incertain. La théorie économique propose que cette ambiguïté s'explique par une augmentation du coût du loisir lorsqu'il y a une augmentation du revenu. L'effet dépendra alors des préférences de l'individu. Nous pouvons observer ce phénomène à la figure

2.1 : le panier d'un individu ayant une préférence pour le loisir passera alors de B à B'', alors que le panier d'un individu préférant une hausse de revenu passera de B à B'.

L'introduction du *Working Family Tax Credit* (WFTC) au Royaume-Uni aurait ainsi eu pour conséquence d'augmenter de 7 PP le nombre de parents célibataires travaillant plus de 16 heures par semaine entre 1998 et 2002 (Gregg et Harkness, 2009). Eissa et Hoynes (2004) apportent des nuances quant aux résultats discutés. Suite à leur analyse du *Earned income tax credit* (EITC), une prestation américaine basée sur le revenu familial, ils concluent que ce programme a pour effet de subventionner les femmes mariées, ces dernières diminuant leur taux de participation d'un peu plus d'un PP, en contraste avec l'effet positif sur les mères célibataires. Hotz, Mullin et Scholz (2006) ont aussi analysé l'EITC pour arriver à la conclusion que ce programme aurait contribué à une augmentation de l'emploi de 21 % pour les familles avec un enfant et de 5,6 % pour les familles avec deux enfants et plus.

De plus, au niveau extensif, l'augmentation du taux horaire qu'occasionne la PAT incite les individus dont le salaire de réserve est élevé à intégrer le marché du travail. Ainsi le WFTC aurait eu pour conséquence d'augmenter de 11 PP le taux d'emploi des familles monoparentales (Gregg et Harkness, 2009).

2.2 Versement non monétaire

Souvent en complémentarité aux transferts monétaires, plusieurs juridictions mettent sur pied des programmes d'aide en nature pour les familles en difficulté, tel que des bons de nourriture ou, plus près de nous, la subvention de place en garderie. Concernant les garderies, Clavet et Duclos (2012) concluent que l'abolition de la subvention des services de garde aurait pour effet de diminuer, en moyenne, de 33 % le nombre d'heures travaillées annuellement par les mères célibataires, dont 17 PP serait causé par des sorties du marché de l'emploi. En ce qui concerne les mères en couple, les effets seraient respectivement de 15 % et de 12 PP. Selon la même étude, la seule abolition du service de CPE à 7 \$ entrainerait une diminution de l'offre de travail de 4 % chez les mères en couples et de 5 % chez les mères célibataires.

Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Kottenlenberg et Lehrer (2013), qui estiment à 11 PP l'augmentation de l'offre de travail des femmes suite à l'introduction des CPE en 1998, bien que ces derniers concernent les services à 5 \$.

Par ailleurs, en utilisant des données tirées de l'EDTR pour la période de 1996 à 2004, Lefebvre et Merrigan (2009) ont estimé l'effet de l'entrée en vigueur des CPE à 5 \$ sur le salaire maternel. Leurs résultats suggèrent un effet positif significatif sur les mères ayant un faible niveau d'éducation concernant le taux de participation, le nombre d'heures et de semaines travaillées ainsi que le salaire.

2.3 L'effet de la politique familiale canadienne sur la pauvreté infantile

Suite à l'introduction de la PNE en 1998, les gouvernements des différents paliers se sont engagés à produire annuellement un rapport conjoint concernant l'évolution de la PNE et ses résultats. Le rapport de 2001 fournit les premières analyses sur l'incidence du programme. Pour ce faire, l'analyste calcul le revenu des familles sélectionnées à l'aide de l'EDTR sous les régimes de 1996, soit avant l'instauration du nouveau régime, et de 1999, le régime à évaluer. Il ajoute la prestation de 1999 au revenu de 1996 et détermine quelles familles franchissent ainsi le seuil de faible revenu. Cette méthode comptable présente toutefois une faiblesse importante : elle ne tient pas compte des modifications dans le comportement des familles qui pourraient être causées par la PNE.

Ainsi, grâce à la PNE, le taux de familles à faible revenu avec enfants aurait diminué dans une fourchette allant de 2,4 % à 5,4 %, selon le seuil utilisé pour ce premier rapport. Les résultats sont réunis dans le tableau 2.1. Tous les rapports subséquents, excepté le rapport utilisant les données de 2003, utilisent la même méthodologie. À partir de 2004, le SFR avant impôt est remplacé par la MPC.

Ces résultats ont par la suite été comparés aux résultats obtenus par la Base de Données et Modèle de Simulation de Politique Sociale (BD/MSPS) de Statistique Canada, une base de données combinant l'EDTR, l'Enquête sur les dépenses des ménages, des données provenant de déclarations d'impôts sur le revenu et des données relatives aux prestataires d'assurance-emploi. Cette base de données de plus de 200 000 profils et plus de 600 variables est couplée

Tableau 2.1 Évolution, en pourcentage, du nombre de familles à faible revenu attribuable à la PNE

Rapport	SFR avant	SFR après impôts	MFR après impôts	MPC
2001 (1999)	- 2,4 %	- 5,4 %	- 4,8 %	-
2002 (2000)	- 3,2 %	- 5,1 %	- 5,1 %	-
2004 (2002)	-	- 9,7 %	- 7,7 %	- 7,5 %
2005 (2003)	-	- 12,4 %	- 6,9 %	10,1 %
2006 (2004)	-	- 12,1 %	- 11,5 %	- 9,9 %
2007 (2005)	-	- 14,7 %	- 13,5 %	- 13,7 %
2008 (2006)	-	- 25,3 %	- 23,7 %	- 23,8 %

Source : Rapports de la PNE, 2001-2008

à un modèle de simulation statique comptable. La méthodologie employée est la même que celle précédemment expliquée. Les résultats de cette simulation varient d'une diminution de 4,1 % à 8,5 % du taux de faible revenu selon le seuil utilisé.

Comme le rapport de 2003 n'offre pas d'évaluation du programme, un second rapport, qui est le fruit d'une collaboration du fédéral, des provinces et des territoires, a été publié en 2005 pour contrer cette lacune. En ajout aux simulations précédemment décrites, les auteurs utilisent une analyse en séries chronologiques puis une régression multiple afin d'étudier l'impact de la PNE sur le nombre de bénéficiaires de l'aide sociale en Saskatchewan, en Alberta et à Terre-Neuve. Ils estiment que la PNE a contribué à une diminution cumulative des bénéficiaires avec enfants de 6 % en Saskatchewan, 10 % en Alberta et 3 % à Terre-Neuve.

Utilisant la BD/MSPS, le *Centre for the Study of Living Standards* (2002) simule différents régimes de prestations pour enfants afin d'isoler l'impact du SPNE sur les familles à faible revenu. Vingt-huit scénarios ont été envisagés : trois de ces scénarios comparent le SPNE aux régimes pré-réforme de 1993, alors que les vingt-cinq autres consistent en différentes combinaisons de caractéristiques des réformes de 1993 et de 1998, notamment l'indexation, les modules du régime et différent niveau de bénéfice. Identique à l'évaluation officielle, cette étude a la faiblesse de ne pas inclure les changements de comportement des familles induits par les prestations familiales. L'étude conclut à une diminution de 0,6 à 1,8 PP, selon le scénario et le seuil utilisé, du taux de familles avec enfants à faible revenu au Canada.

Bibi et Duclos (2011) étudient deux aspects de la pauvreté au Canada et au Québec : la contribution des principales sources de revenus dans la tendance et l'efficacité des programmes sociaux. Leur analyse se base sur les données transversales de l'EDTR de Statistique Canada pour la période allant de 1996 à 2005. Leurs résultats démontrent que le revenu du marché a contribué de 72 à 79 PP de la diminution de l'incidence de la pauvreté. Les prestations provinciales pour enfants contribuent à une diminution de 0,18 PP de la pauvreté au Canada alors que les prestations fédérales contribuent à hauteur de 1,13 PP. L'impact des prestations en sol québécois est plus important : 0,36 PP pour les prestations fédérales et 1,4 PP pour les prestations provinciales. Cependant, ces résultats ne tiennent pas compte de modifications comportementales engendrées par ces transferts.

CHAPITRE III

STATISTIQUES ET DONNÉES

L'objectif de ce chapitre est de déterminer quelles données seront utiles pour notre analyse. Dans un premier temps, nous allons préciser les seuils qui seront utilisés. Par la suite, nous ferons un portrait de la pauvreté infantile au Québec et dans le RDC. À partir de ces constats, nous allons définir les données nécessaires à notre analyse à partir de la base de données de l'EDTR de Statistique Canada.

3.1 Description des indicateurs de faible revenu

Il n'y a pas de mesure officielle de la pauvreté au Canada. Cependant, quelques indicateurs sont mis à la disposition des chercheurs et commentateurs voulant offrir quantifier le phénomène. Pour faire des comparaisons internationales, la MFR est l'indicateur de faible revenu le plus utilisé. Lorsqu'il s'agit de comparaisons nationale et régionale, les autorités canadiennes utilisent le SFR et la MPC. Une famille ayant un revenu inférieur à ce seuil sera alors considérée comme étant une famille à faible revenu,

3.1.1 La mesure du faible revenu (MFR)

La MFR représente la moitié du revenu familial ajusté médian, ce qui en fait une mesure des plus faciles à utiliser et à interpréter. De plus, étant basée sur la distribution du revenu de la population étudiée, il est alors facile de comparer ses résultats à d'autres populations. Ainsi, le

taux de faible revenu utilisant cette mesure sera le pourcentage de famille dont le revenu est sous la MFR.

Cependant, puisqu'elle ne prend pas en considération les prix et qu'elle se limite à être une mesure relative du faible revenu, nous n'emploierons pas ce seuil lors de notre analyse.

3.1.2 La mesure du panier de consommation (MPC)

Instauré en 2000, la MPC est un indicateur basé sur le coût du panier de consommation de produits de base dans la région de résidence de la population. Les biens de comparaisons incluent ceux utilisés pour le SFR, auxquels sont ajoutés les coûts pour le transport, l'électricité, entre autres. Pour cette mesure, le revenu disponible, donc après impôt, est utilisé. Similaire à la MFR, le taux de faible revenu est déterminé par le pourcentage de famille dont le revenu est sous le seuil de la mesure.

Cette mesure à l'avantage de prendre en considération les variations du coût de vie à travers les régions. Cependant, sa récente implantation limite la portée de son utilisation. Nous allons donc utiliser cette mesure, tout en étant prudent quant à la validité des résultats qui en résulteront.

3.1.3 Le seuil de faible revenu (SFR)

Le SFR détermine si une famille est susceptible de consacrer une part importante de son revenu à la consommation de biens de nécessité, tels que le logement, la nourriture et l'habillement. Ainsi, un individu dépensant un ratio de 20 % supérieur à la moyenne pour ces consommations sera considéré comme étant à faible revenu. Afin de tenir compte de l'hétérogénéité des besoins, ces seuils sont ajustés selon la taille de famille et le type de région de résidence. Pour l'année en cours, et depuis 1992, la moyenne utilisée est de 43 % du revenu. Cet exercice est réalisé à partir des revenus avant impôt et après impôt. Le taux de faible revenu se mesure d'un calcul similaire aux deux précédentes mesures.

Dans cette étude nous utiliserons le SFR après impôt, car nous voulons évaluer l'effet de transferts gouvernementaux. Bien qu'elle ne soit pas aussi intéressante que la MPC, cette mesure est disponible pour toute la période analysée et est une mesure absolue de la pauvreté.

3.2 Les déterminants de la pauvreté infantile

Plusieurs facteurs influençant la pauvreté infantile sont à considérer. Nous savons que les corrélations de la pauvreté infantile avec l'âge des parents et la composition de la famille sont particulièrement robustes aux analyses. De plus, certains groupes bien précis sont plus à risques de présenter une situation de faible revenu : les immigrants récents, les membres de minorité visible et les individus ayant un faible niveau de scolarisation sont parmi ceux-ci (Statistique Canada, 2011). Sachant que certains programmes prennent en considération le type de famille et que les familles monoparentales tendent à être surreprésentées dans les familles à faible revenu, nous allons séparer notre population en deux groupes, soient les familles monoparentales et biparentales.

3.2.1 Les familles monoparentales

Lorsque nous observons l'évolution du Québec à la figure 3.1, nous remarquons que les familles monoparentales sont minoritaires : en 2011, elles ne représentaient que 20 % de toutes les familles de la province. Cependant, celles-ci sont surreprésentées parmi les familles sous le SFR, en représentant 47 % de ces familles. Cette situation est similaire dans le RDC, où ces taux étaient respectivement de 19 % et 42 %.

Il y a de moins en moins de familles monoparentales québécoises sous le SFR. Alors qu'en 1993, 48 % de ces familles étaient sous le SFR, elles étaient 17 % à l'être en 2011. Au Québec, la tendance est largement à la baisse depuis un sommet en 1997, où on atteint un taux de 51 % (figure 3.1). Pour ce qui est du RDC, nous notons une forte baisse depuis 1993 malgré une hausse en 2002. Le taux est ainsi passé de 43 % en 1993 à 19 % en 2011.

Par ailleurs, nous observons que la situation des familles monoparentales varie selon le sexe du parent responsable. Alors que pour la dernière année disponible, soit 2010, 72 % de ces familles avaient une femme à la tête, ce type de famille représente 90 % de toutes les familles monoparentales sous le SFR.

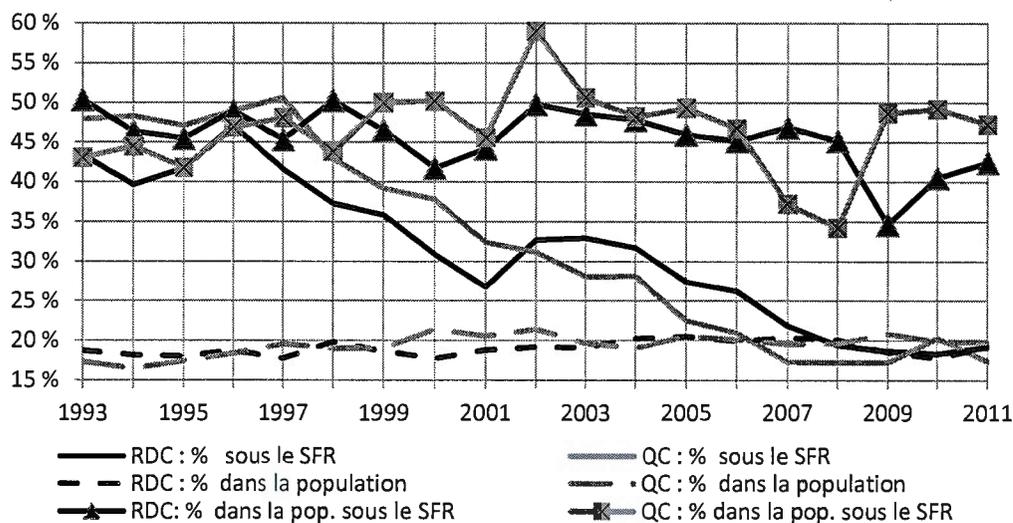


Figure 3.1 Familles monoparentales sous le SFR après impôt au Québec et dans le RDC, 1993 à 2011. Source : Statistique Canada, tableau CANSIM 202-0802. Calculs de l'auteur.

Ainsi, 25 % des familles monoparentales avec une femme à sa tête sont sous le seul de faible revenu, soit plus de trois fois le taux de leur équivalent masculin de 7 %. La situation dans le RDC est quelque peu différente. Bien que les femmes représentent 69 % des soutiens économiques principaux⁴ des familles monoparentales, soit un taux similaire à celui du Québec, celles-ci sont moins surreprésentées dans la population sous le SFR avec un taux de 77 %. Alors que 21 % de ces familles sont sous le SFR, 13 % des familles monoparentales avec un homme à sa tête sont sous ce seuil, soit un taux presque le double de celui observé au Québec.

3.2.2 Les familles biparentales

La situation des familles biparentales au Québec et dans le RDC est bien différente de celle des familles monoparentales. Alors qu'elles représentent entre 79 % et 84 % des familles au Québec et au RDC pour la période 1993 à 2011, seulement 5 % à 14 % de ces familles étaient sous le SFR tel que nous le constatons à la figure 3.2. Contrairement aux familles monoparentales, celles-ci sont largement sous-représentées dans la population sous le SFR.

⁴ Le soutien économique principal est le parent ayant le revenu le plus élevé de la famille.

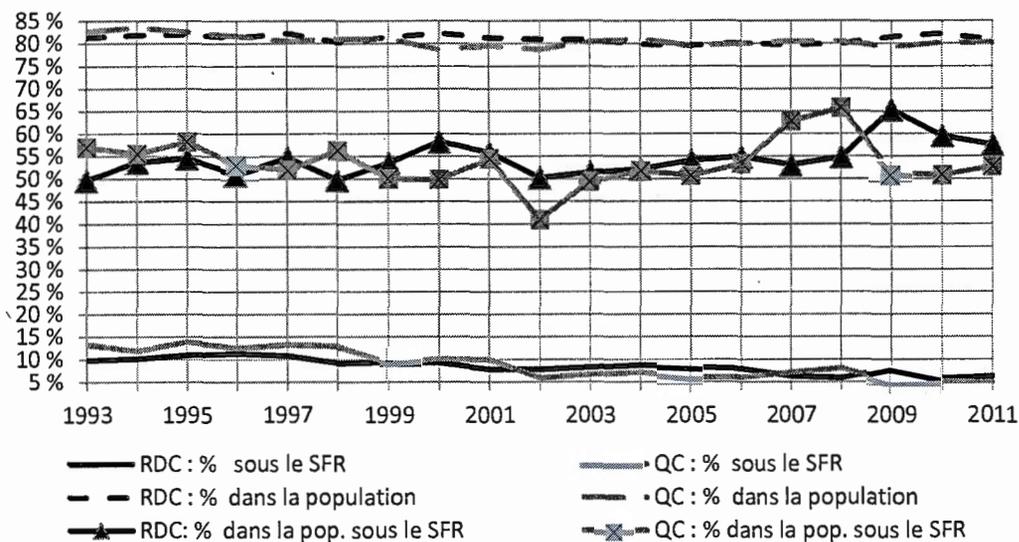


Figure 3.2 Familles biparentales sous le SFR après impôt au Québec et dans le RDC, 1993 à 2011. Source : Statistique Canada, tableau CANSIM 202-0802. Calculs de l'auteur.

Il est alors intéressant d'observer que les familles monoparentales, moins nombreuses, sont proportionnellement plus à risques d'être en situation de faible revenu. Il nous apparaît ainsi pertinent de discriminer les prestations selon le type de famille, ce que nous avons précédemment observé dans quelques programmes.

3.2.3 Variations moyennes pour les périodes étudiées

Lors de notre inventaire des principaux programmes, nous avons observé que les étapes récentes de la politiques familiales du Québec pouvaient être séparées en trois périodes distinctes : de 1993 à 1997, de 1997 à 2005, puis à partir de 2005. Nous avons aussi remarqué qu'il y a eu peu de variation depuis 1993 dans les politiques du RDC, ce qui nous permet d'utiliser les périodes des politiques québécoises comme périodes de référence.

Le tableau 3.1 présente la variation du taux moyen pour chacune de ces périodes pour le Québec, le RDC de même que la différence entre ces deux régions. Dans la présente section, nous commentons ces variations.

3.2.3.1 Variation pour le Québec

Nous observons que, pour la période 1998-2004, le taux de faible revenu des familles biparentales a diminué, relativement aux familles monoparentales, d'une proportion supérieure de 2,55 %. Considérant que les prestations québécoises ont été modifiées afin de tenir compte du type de famille à partir de 1997, cette observation est étonnante : nous nous serions attendus à ce que cette différence soit à l'avantage des familles monoparentales et non l'inverse. Cependant, nous remarquons que cette diminution est, en PP, supérieure pour les familles monoparentales de 9,8 %, ce qui est en cohérence avec l'objectif du programme.

La différence des taux des familles monoparentales et biparentales pour la période 2006-2011, qui fait suite à l'implantation des programmes SAE et PAT en 2005, est plus élevée pour cette période que la précédente. Lors de cette période, nous remarquons que la variation est largement supérieure en ce qui concerne les familles monoparentales. Celles-ci sont maintenant plus élevées pour les familles monoparentales autant en PP qu'en ratio.

Finalement, il apparaît clair que la période 2006-2011 fut plus importante quant à la diminution du taux de faible revenu chez les familles monoparentales. Concernant les familles biparentales, la diminution, en PP est moins importante. Vu le faible taux de faible revenu pour la seconde période, soit 6 %, une interprétation plausible serait que le gain, décroissant, soit près d'atteindre un plateau, contrairement au gain des familles monoparentales.

3.2.3.2 Variation pour le RDC

Tout comme au Québec, la diminution des taux de pauvreté infantile dans le RDC pour la période 1998-2004 est plus importante chez les familles monoparentales que les familles biparentales, mais cette fois-ci aussi bien en pourcentage qu'en PP. Ceci s'explique difficilement par des politiques familiales, considérant le peu de ces programmes pour cette région.

En ce qui concerne la période suivante, la période a encore été plus favorable pour les familles monoparentales que les familles biparentales. Alors que la baisse en PP est constante pour les

familles biparentales, il y a une amélioration pour les familles monoparentales, ce qui suggère un période plus favorable pour celles-ci.

Nous remarquons qu'il y a une faible accélération de la diminution entre les périodes 1998-2004 et 2006-2011. L'entrée en vigueur de programmes en Ontario aurait pu favoriser cette accélération, voire empêcher une baisse de la diminution du taux de faible revenu.

3.2.3.3 Différences entre le Québec et le RDC

Nous remarquons que le taux moyen de familles sous le SFR pour la période 1993-1998 était supérieur au Québec comparativement au RDC, mais qu'ensuite l'écart entre les deux régions diminue pour finalement avantager le Québec à la période 2006-2011.

L'écart est plus important en ce qui concerne les familles monoparentales, l'écart du taux entre les deux régions allant de 5,12 % à -2,19 %, un écart négatif signifiant un taux plus faible pour le Québec que le RDC. Nous remarquons aussi que cet écart est plus important pour la période 2006-2011 que la période précédente. Pour toutes ces périodes, la progression fut plus importante pour le Québec que le RDC.

Pour ce qui est des familles biparentales, l'écart diminue en 1998-2004 puis est par la suite à l'avantage du Québec en 2006-2011. Comparativement aux familles monoparentales, l'écart est moins importantes pour la période 2006-2011 que la précédente, un ralentissement qui se fait ressentir sur l'écart entre les deux taux : bien que le Québec fasse mieux de 0,7 %, cet écart est bien mince comparativement à l'écart des familles monoparentales.

Nous remarquons que la pauvreté infantile a diminué autant au Québec que dans le RDC, mais dans une proportion plus élevée au Québec, jusqu'à avantager cette région. De plus, pour toutes les régions nous remarquons que la diminution de la pauvreté infantile fut plus importante pour les familles monoparentales que les familles biparentales.

Les données

Pour cette étude, nous utilisons les données de l'EDTR en coupes transversales pour les années 1993 jusqu'à la dernière année de l'enquête, 2011, soit les panels 1 à 7. Cette enquête recueille

annuellement des informations détaillées sur les revenus de près de 17 000 ménages suivis pendant six ans, de même que d'autres caractéristiques sociodémographiques telles que le nombre d'enfants, l'âge et le sexe des membres de la famille, le niveau d'éducation, etc. Nous pourrions ainsi prendre en considération les déterminants précédemment mentionnés dans notre analyse. Ces facteurs nous serviront de variables de contrôle.

L'EDTR met à notre disposition les variables suivantes représentant des facteurs de pauvreté:

1. L'âge du soutien économique principal;
2. L'éducation du soutien économique principal;
3. Le type de famille.

À ces variables, il est intéressant d'ajouter les variables suivantes :

4. La taille de la région de résidence;
5. La province de résidence de la famille;
6. L'année de référence;
7. Le nombre d'enfants.

Nous considérons la taille de la région afin de distinguer la variation dans l'activité économique des villes et régions. Selon le dictionnaire électronique de l'EDTR, la taille ajustée de la région de résidence est déterminée en fonction de la population de la région métropolitaine de recensement (RMR) ou de l'agglomération de recensement (AR). Cependant, si la famille n'est pas située dans une RMR ou une AR, la valeur de la variable dépendra de la population du secteur de résidence et sera égale à la taille du secteur de résidence⁵. Les trois dernières variables nous permettront de différencier les familles québécoises des familles du RDC, les familles avant et après le changement de politique et les familles avec et sans enfant.

Nous présentons les données au tableau A.1 de l'appendice. Nous remarquons que nous avons, au total, 289 000 observations réparties sur 19 années, soit une moyenne de plus de 15 000 observations par année. Le cinquième de ces observations est associé au Québec et un peu plus

⁵ Pour plus d'information, se référer à la variable USZGA25 dans le dictionnaire électronique en ligne de l'EDTR.

du quart en Ontario. En observant le tableau, nous remarquons qu'il y a peu d'observations lorsque nous séparons nos familles selon le nombre d'années depuis qu'ils ont immigré au pays, en particulier pour les familles monoparentales. Ce dernier groupe est celui où nous retrouvons le moins d'observation. Nous pouvons nous attendre à quelques difficultés au niveau de la significativité pour ce groupe.

Dans le cadre de notre analyse, nous allons utiliser la totalité de l'échantillon disponible à laquelle nous allons retrancher les familles n'ayant pas déclaré leur niveau d'éducation de même que les familles où le soutien économique principal a moins de 18 ans ou plus de 49 ans. Nous éviterons les cas particuliers de parents mineurs et de parents âgés avec enfants mineurs. Ces groupes sont sujets à des réalités économiques différentes de la population générale.

Il est à noter que Statistique Canada met à la disposition des analystes une pondération calibrée à partir des données de recensement et des relevés T4 de l'Agence de Revenu du Canada. Nous utiliserons cette calibration lors de nos analyses.

Tableau 3.1 Taux moyens et variations du taux moyen de pauvreté en PP et en % pour les périodes analysées, Québec et RDC.

Périodes	Toutes familles			Biparentales			Monoparentales		
	Taux	Δ en PP	Δ en %	Taux	Δ en PP	Δ en %	Taux	Δ en PP	Δ en %
1993-1996	19,03 %	-	-	12,90 %	-	-	48,07 %	-	-
1998-2004	13,93 %	-5,10 %	-26,79 %	8,86 %	-4,04 %	-31,34 %	34,23 %	-13,84 %	-28,79 %
2006-2011	8,48 %	-5,45 %	-39,09 %	6,00 %	-2,86 %	-32,26 %	18,42 %	-15,80 %	-46,17 %

<i>Canada sans Québec</i>									
Périodes	Toutes familles			Biparentales			Monoparentales		
	Taux	Δ en PP	Δ en %	Taux	Δ en PP	Δ en %	Taux	Δ en PP	Δ en %
1993-1996	16,56 %	-	-	10,59 %	-	-	42,95 %	-	-
1998-2004	13,22 %	-3,34 %	-20,15 %	8,65 %	-1,94 %	-18,34 %	32,58 %	-10,36 %	-24,13 %
2006-2011	9,41 %	-3,82 %	-28,85 %	6,70 %	-1,94 %	-22,49 %	20,61 %	-11,97 %	-36,74 %

<i>Différences entre le Québec et le RDC (Québec – RDC)^A</i>									
Périodes	Toutes familles			Biparentales			Monoparentales		
	Taux	Δ en PP	Δ en %	Taux	Δ en PP	Δ en %	Taux	Δ en PP	Δ en %
1993-1996	2,46 %	-	-	2,31 %	-	-	5,12 %	-	-
1998-2004	0,71 %	-1,76 %	-6,63 %	0,21 %	-2,10 %	-13,00 %	1,65 %	-3,48 %	-4,66 %
2006-2011	-0,92 %	-3,01 %	-18,54 %	-0,70 %	-0,91 %	-9,77 %	-2,19 %	-3,83 %	-9,43 %

Notes: Les années 1997 et 2005 ont été volontairement exclues, car, pour ces années, deux programmes sont présents.

A : une valeur négative signifie que la diminution fut plus importante pour le Québec

Source : Statistique Canada, tableau CANSIM 202-0802. Calculs de l'auteur.

CHAPITRE IV

STRATÉGIE EMPIRIQUE

Le quatrième chapitre porte sur la méthode employée afin d'établir notre méthode d'évaluation quantitative. Nous allons débiter par sélectionner notre modèle de base, le probit, puis nous allons lui assigner la méthode qui se rapproche de nos besoins, c'est-à-dire l'approche en différences. Nous allons appliquer ce modèle à nos variables puis nous allons discuter des hypothèses du modèle.

4.1 Le modèle probit

Par la nature binaire de notre variable dépendante, nous sommes limités dans le type de régression à utiliser. Nous utiliserons donc un modèle de régression non linéaire probit. Le choix de ce modèle est d'ordre pratique : alors que les modèles logit et probit donnent des résultats similaires, l'utilisation du second modèle permet quelques options supplémentaires lors de l'utilisation du logiciel Stata, celui utilisé par l'auteur. Les modèles en probabilité se modélisent comme ceci :

$$P\{y_i = 1 | x_i\} = G(x_i, \beta)$$

Ce qui signifie que la probabilité conditionnelle que y_i soit de 1 dépend du vecteur x_i et du coefficient β selon une fonction G . Le résultat de la fonction G devant être entre 0 et 1, nous pouvons transformer notre formule :

$$P\{y_i = 1 | x_i\} = \Phi(x_i' \beta)$$

où Φ est la fonction de répartition de la loi normale, la fonction probit. Nous avons ici une version préliminaire de notre modèle. Par la suite nous obtiendrons l'effet marginal moyen de la variation du taux de SFR suivant un changement dans l'état de la variable représentant la politique familiale.

4.2 L'approche en différences-en-différences

Lorsqu'il s'agit de mesurer l'impact d'un programme sur un échantillon, la littérature empirique est riche en techniques économétriques. L'une des méthodes les plus prisées, empruntée à l'analyse statistique, est celle de l'approche en différences (Imbens et Wooldridge, 2009; Meyer, 1995; Lechner, 2011). Cette dernière est particulièrement attrayante si nous considérons le nombre réduit d'hypothèses nécessaires afin d'assurer un résultat valide. De plus, comparativement à l'approche structurelle, une telle méthode facilite l'interprétation. Elle porte l'emphase sur un événement produisant un effet sur un échantillon au lieu d'opter pour une interprétation des paramètres d'intérêt, celle-ci étant plus ardue considérant les contraintes additionnelles attribuées aux formes fonctionnelles et aux variables inobservables (Heckman, 2010). Il est alors aisé de conclure en un effet causal.

4.2.1 La double différence

L'approche en différence est hautement intuitive⁶. Un premier échantillon sélectionné aléatoirement reçoit un programme alors qu'en parallèle un second échantillon, détenant des caractéristiques comparables, n'en est pas sujet. Ainsi, nous mesurons l'état de nos groupes avant et après la période de traitement et remesurons la variation de la variable d'intérêt afin de les comparer. Cette approche nous permet d'éliminer les effets des facteurs communs aux groupes comparés en ne laissant que l'effet étudié. Si nos hypothèses sont respectées, la différence dans l'évolution de nos groupes nous permet de mesurer l'impact du traitement sur le groupe traité.

L'effet du programme sur les traités se traduit par :

⁶ La présente démonstration est tributaire de Lechner (2011), Meyer (1995), Imbens et Wooldridge (2009) et Puhani (2012)

$$\Delta \bar{Y}_{DD} = \Delta \bar{Y}_0^1 - \Delta \bar{Y}_0^0 = (\bar{Y}_1^1 - \bar{Y}_0^1) - (\bar{Y}_1^0 - \bar{Y}_0^0),$$

Nous avons donc une double différence (DD) où Y_t^g est une variable observée selon la période $T, t \in \{0,1\}$ et le groupe $G, g \in \{0,1\}$. Nous observons la variable du groupe traité ($g = 1$) ou nontraité, c'est-à-dire le groupe contrôle ($g = 0$).

Cette approche nous permet d'obtenir directement l'effet moyen du traitement sur la population traitée. Ceci est l'équivalent de :

$$Y_i = \alpha_i + \beta_i D_i$$

Une fois ramené à notre modèle probit, nous avons :

$$P\{Y_i = 1 | \alpha_i, D_i\} = \Phi(\alpha_i + \beta_i D_i)$$

Sous sa forme complète, notre modèle en DD se traduit par :

$$\begin{aligned} P\{Y_i = 1 | \text{Période}_i \times \text{Région}_i, \text{Période}_i, \text{Région}_i, \mathbf{X}_i\} \\ = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \times \text{Période}_i \times \text{Région}_i + \beta_2 \text{Période}_i + \beta_3 \text{Région}_i + \mathbf{X}_i \beta_4) \end{aligned}$$

Où « région » et « période » sont des variables dichotomiques représentant le Québec (ou le RDC) et indiquent si le groupe se situe avant ou après la période représentant le programme analysé. À ces dichotomiques nous ajoutons un vecteur X de variables de contrôles représentant les déterminants de la pauvreté. En les modélisant sous forme dichotomique, nous pouvons évacuer les problèmes liés à la forme fonctionnelle du modèle. Notre variable d'intérêt est alors la croisée entre la région, dans notre cas le Québec, et la période étudiée.

4.2.2 La triple différence

Afin de confirmer, ou d'infirmier, la validité de nos résultats, nous allons comparer nos résultats en DD à des résultats obtenus en utilisant la méthode en triple différence (DDD). Celle-ci étant une extension de la DD, il suffit alors d'y inclure une différence supplémentaire c'est-à-dire :

$$\Delta \bar{Y}_{DDD} = \left((\bar{Y}_1^{1A} - \bar{Y}_0^{1A}) - (\bar{Y}_1^{0A} - \bar{Y}_0^{0A}) \right) - \left((\bar{Y}_1^{1B} - \bar{Y}_0^{1B}) - (\bar{Y}_1^{0B} - \bar{Y}_0^{0B}) \right)$$

où, dans notre cas, A et B représentent des régions différentes et les G représentent des familles sans, $g = 0$, ou avec, $g = 1$, enfant mineur. Cette différence supplémentaire nous permet d'éliminer des effets propres aux régions comparées.

Notre groupe traité \bar{Y}_t^{1A} est constitué des familles québécoises ayant des enfants mineurs. Afin de pouvoir faire une comparaison, nous avons sélectionné les familles québécoises sans enfant ou avec des enfants majeurs comme groupe contrôle, \bar{Y}_t^{0A} . Cependant, il pourrait y avoir des caractéristiques non observables propres à notre groupe de familles avec enfants mineurs que nous pourrions ne pas percevoir chez le groupe contrôles, en particulier chez les familles sans enfants. Afin d'y remédier, nous allons faire une différence en comparant des groupes contrôles du RDC ayant les mêmes caractéristiques que nos groupes québécois, soient \bar{Y}_t^{1B} et \bar{Y}_t^{0B} . Par la suite, en prenant compte de l'évolution de cette différence supplémentaire, nous croyons pouvoir tenir compte de ces caractéristiques.

La forme du modèle en DDD est une extension de la précédente forme :

$$P\{Y_i = 1 \mid \left. \begin{array}{l} \text{Période}_i \times \text{Région}_i \times \text{Enfant}_i, \text{Période}_i \times \text{Région}_i, \text{Période}_i, \text{Période}_i \times \text{Enfant}_i, \text{Région}_i \\ \times \text{Enfant}_i, \text{Région}_i, X_i \end{array} \right\}$$

$$= \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Période}_i \times \text{Région}_i \times \text{Enfant}_i + \beta_2 \text{Période}_i \times \text{Région}_i + \beta_3 \text{Période}_i + \beta_4 \text{Période}_i \times \text{Enfant}_i + \beta_5 \text{Région}_i \times \text{Enfant}_i + \beta_6 \text{Région}_i + X_i \beta_7)$$

À la DD, nous ajoutons une dichotomique indiquant si la famille a un enfant ou non. Encore une fois, notre variable d'intérêt est la croisée entre la région, la période étudiée et une variable dichotomique signifiant la présence d'au moins un enfant.

4.2.3 Application de l'approche en différence

Nous allons couvrir trois périodes : 1993 à 1996, 1998 à 2004 et 2006 à 2011. Nous n'incluons pas dans nos analyses les années 1997 et 2005, qui sont caractérisées par des périodes de transition lors desquelles deux programmes étaient actifs simultanément. Nous allons ainsi comparer la réforme de 1997 à la précédente période, puis la réforme 2005 à celle de 1997. Considérant que les réformes fédérales s'appliquent à toutes les familles du Canada, la méthode en différences éliminera leur effet.

Nous allons analyser l'impact pour plusieurs groupes. En premier lieu nous allons séparer les familles en type, soient les monoparentales et les biparentales. Suite à l'observation du taux de faible revenu pour ces types de familles et le niveau des prestations, nous croyons que leurs effets seront différents. Par ailleurs, puisque la vaste majorité des familles monoparentales ont une femme à leur tête, nous allons prendre en considération uniquement les femmes seules pour l'analyse en DDD. Puis, nous allons refaire cette même analyse, mais en éliminant soit les familles ayant au moins un enfant de 5 ans et moins, soit les familles ayant au moins un enfant de 6 ans et plus. Certains aspects de la politique familiale ciblent particulièrement les plus jeunes, notamment en ce qui concerne le service de garde. Ainsi, nous pourrions établir quel groupe a le plus bénéficié des réformes. Cependant, nous ne pourrions utiliser la valeur du coefficient pour d'autres conclusions.

Nos analyses utiliseront le SFR comme seuil de référence. Bien que la MPC ne puisse être efficacement utilisée, car sa couverture n'est que de 2000 à 2010, nous allons l'utiliser pour faire une analyse de la seconde période. Cette dernière sera donc une comparaison des périodes 2000 à 2004 et 2006 à 2010. Bien que nous n'ayons pas l'intention de discuter en profondeur des résultats, nous allons tout de même aborder en surface les résultats.

4.2.4 Les hypothèses du modèle en différences

Bien qu'étant grandement favorisée pour sa grande simplicité, l'analyse en différences nécessite de satisfaire quelques hypothèses.

En premier lieu, il est nécessaire que la tendance entre tous les groupes sélectionnés soit commune dans un cadre sans traitement. En comblant cette hypothèse en période prétraitement, nous nous assurons que, suivant ce traitement, les changements dans les différences entre les groupes sélectionnés reflètent l'effet du programme étudié. Ainsi, cette hypothèse se traduit par :

$$\begin{aligned} E(Y_1^1 | X = x, D = 0) - E(Y_0^1 | X = x, D = 0) \\ = E(Y_1^0 | X = x, D = 0) - E(Y_0^0 | X = x, D = 0) \end{aligned}$$

Où $D = 1$ lorsqu'il y a effectivement eu traitement et $D = 0$ dans le cas inverse. Cette hypothèse implique que nos variables de contrôles X captent les variations dans les tendances.

En second point, afin de nous assurer que nos résultats soient consistants, nous devons nous assurer que X ne soit pas influencé par le traitement. Vu la nature immuable de nos variables de contrôle, nous ne croyons pas que des changements dans ces variables puissent être reliés au programme étudié.

Notre troisième hypothèse nécessite que notre programme n'ait pas d'influence sur les groupes en période prétraitement. Dans un tel cas, nous ne pourrions faire les comparaisons nécessaires entre nos groupes contrôles et traités. Parce que les critères déterminant les prestations sont le nombre d'enfants et le revenu, il est peu probable que ce programme ait incité les familles à changer de comportement avant son entrée en vigueur. Dans une approche totalement pécuniaire, il serait plutôt avantageux d'attendre que le programme soit effectif afin de ne pas avoir à subir les coûts de la période préprogramme.

Quatrièmement, les distributions de nos différents groupes doivent être similaires. Deux problèmes s'imposent à nous : veillez à ne pas avoir ni un biais de sélection ni un problème d'attrition. Considérant que l'échantillon n'a pas eu le choix de bénéficier du programme, ces deux considérations ne sont pas pertinentes pour notre analyse.

Notre dernière hypothèse, celle du *Stable Unit Treatment Value Assumption* implique que le traitement n'affecte que le groupe traité, donc n'a aucun effet sur le groupe contrôle. Ce postulat implique qu'aucune interaction n'a lieu entre nos différents groupes pouvant affecter notre variable d'intérêt. En ce qui concerne notre étude, une violation de cette hypothèse pourrait se traduire par une violation de notre première hypothèse. Un scénario hypothétique serait que notre groupe traité influence les revenus de marché pour les groupes contrôles, modifiant les différences de tendances. Nous croyons que, bien que certaines familles puissent changer la localisation de leur résidence selon les allocations, ce phénomène serait marginal et confiné aux seules régions frontalières, en particulier la région de Gatineau.

CHAPITRE V

RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS

Dans ce chapitre nous allons présenter les résultats de nos estimations avec lesquels nous allons dégager quelques constats et interprétations. Ces estimations sont présentées plus en détail dans des tableaux annexés au présent document. Nous allons d'abord présenter et discuter nos estimations mesurées à l'aide du SFR concernant l'impact de la politique de 1997, puis, en second point, nous discuterons des estimations concernant l'impact de la réforme de 2005. Par la suite, nous aborderons nos résultats mesurés à l'aide de la MPC concernant la réforme de 2005. Nous terminerons le chapitre en testant la robustesse de nos estimations en les comparants à des estimations en DDD de même que par des tests de sensibilité.

Comme nous avons préalablement observé, la politique familiale du Canada, hormis celle du Québec, fut relativement stable pour la période étudiée. Il est alors tentant de conclure que nos résultats sont absolus, ou plus précisément, relatifs seulement à la précédente période. Nous émettons une réserve quant à cette approche et nous préférons l'interpréter comme une différence à la fois avec la période précédente et avec le RDC.

Par ailleurs, il est à noter que, vu la nature des échantillons retenus lors des estimations pour les familles avec un ou plusieurs enfants de 5 ans et moins et les familles avec un ou plusieurs enfants de 6 ans ou plus, nous nous servirons de ces estimations pour établir quel groupe d'âge a eu le taux de faible revenu le plus corrélé avec les politiques.

5.1 Résultats selon le SFR

5.1.1 Les variables de contrôles

Nous observons que nos variables de contrôle sont cohérentes avec la théorie économique ainsi qu'avec les études empiriques. Nos résultats, présentés en annexe, affichent que le risque de faible revenu est corrélé positivement avec une faible éducation, une récente immigration, un nombre élevé d'enfants et une faible expérience de travail, ici représentée par l'âge du soutien économique principal. Il y a cependant quelques résultats non significatifs pour les groupes avec moins d'observations, tel que les familles monoparentales et les familles avec un ou des enfants de moins de 5 ans ou plus de 6 ans. Néanmoins, le signe et l'ampleur du coefficient sont tout de même cohérents.

Nous remarquons que le risque de faible revenu est constant avec la taille de la région, mais nous ne pouvons expliquer l'ordre dans laquelle ce risque se distribue. Selon nos résultats, vivre dans une agglomération urbaine augmenterait le risque de pauvreté en comparaison avec une région rurale. Nous observons qu'une ville de moins de 30 000 habitants est la moins à risque, celle de 30 000 à 99 999 habitants est plus à risque qu'une ville de 100 000 à 499 999 habitants et que ces résultats sont constants. Quant aux villes de 500 000 habitants et plus, elles sont plus corrélées avec la pauvreté infantile que les autres. Nous ne pouvons donc conclure que, plus une ville est peuplée, plus la corrélation entre sa taille et le risque de pauvreté infantile est élevé.

5.1.2 La politique familiale de 1997 à 2005

Le coefficient d'intérêt

Les résultats concernant la politique familiale de 1997, que nous présentons au tableau 5.1, nous indiquent un effet significatif à 99 % sur le taux de faible revenu chez les enfants suite à l'introduction de cette politique. Le coefficient d'intérêt nous indique alors que le Québec a bénéficié d'une diminution de 4,25 PP de la pauvreté infantile supérieure au RDC en comparaison à la période de référence, soit la politique de 1993 (N = 78 305).

Tableau 5.1 Coefficients d'intérêts pour la politique familiale de 1998 à 2004 selon le type de famille et l'âge des enfants, selon le SFR

Variable dépendante : taux de faible revenu. Référence: Politique familiale de 1993-1996

<i>Tous les âges</i>	DD		DDD	
	β_1	<i>N</i>	β_1	<i>N</i>
Toutes les familles	-0,0425***	78 305	- 0,0455***	117 659
Biparentales	-0,0358***	65 993	- 0,0255	88 738
Monoparentales	-0,136***	12 312	- 0,0966**	28 921
<i>5 ans et moins</i>				
Toutes les familles	-0,00817	19 140	- 0,00449	58 494
Biparentales	-0,016	16 828	- 0,00186	39 573
Monoparentales	-0,161**	2 312	- 0,0808	18 921
<i>6 ans et plus</i>				
Toutes les familles	-0,0601***	44 802	- 0,0688***	84 156
Biparentales	-0,036***	36 418	- 0,0274	59 163
Monoparentales	-0,164***	8 384	- 0,127**	24 993

Variables de contrôles : période, province(s), taille de la région, éducation, année(s) depuis l'immigration, nombre d'enfant(s), âge

En nous reportant au tableau 3.1, nous observons que cette différence est supérieure à la différence des variations des taux entre le Québec et le RDC pour ces périodes, qui est alors de 1,76 PP. Ceci suggère que l'effet du programme compenserait un ou des effets exogènes au programme qui feraient une pression à la hausse plus forte sur le taux de faible revenu au Québec que dans le RDC. Par exemple, ceci pourrait être causé par une modification dans nos variables de contrôles.

Estimation selon l'âge des enfants

Nous remarquons que l'effet pour les familles avec des enfants de 6 ans et plus est significative à 99 % ($N = 44\ 802$) et supérieur en comparaison à la corrélation non significative pour les familles avec des enfants de 5 ans et moins ($N = 19\ 140$). Cette observation est particulière si nous considérons que la politique québécoise de 1997 fut celle ayant donné jour au programme des CPE à 5 \$. Nous avançons quelques explications qui méritent d'être approfondies.

Une première possibilité serait que la politique des CPE ne soit pas corrélée avec des changements dans le niveau de la pauvreté infantile, d'où la non-significativité du coefficient. Cette hypothèse est peu probable si nous considérons les études démontrant l'impact positif de cette politique sur le revenu des familles (Lefebvre et Merrigan, 2009; Kottenlenberg et Lehrer 2013; Clavet et Duclos, 2012).

Une seconde possibilité serait que cette politique soit corrélée, mais que les autres programmes annulent cet effet. Ceci implique que ces autres programmes désavantagent les familles ayant de très jeunes enfants. Les prestations de la politique de 1997 n'étant pas établies à partir de l'âge de l'enfant, nous devrions observer ce même effet chez les familles avec enfant de 6 ans et plus qui, eux, ne sont pas sujets au programme de CPE. Considérant que le coefficient des familles avec un ou des enfants de 6 ans et plus est négatif et significatif, cette hypothèse ne sera pas retenue.

Une troisième possibilité propose plutôt que cet effet soit significatif pour une petite partie des familles avec enfant de 5 ans et moins et non significatif pour une plus grande partie. La plus grande partie affecterait davantage le coefficient, jusqu'à annuler l'effet du petit groupe. Considérant qu'il a été démontré par de nombreuses études que l'effet de la politique des CPE avait un impact plus important sur les familles monoparentales et que les prestations étaient, à partir de 1997, établies en fonction du type de famille, nous allons ultérieurement expliciter les estimations selon le type de familles : les familles biparentales et les familles monoparentales.

Une quatrième possibilité suggère plutôt que nous captions mal la corrélation en ce qui concerne les familles avec enfant de 5 ans et moins. Ceci pourrait être causé par des variables n'ayant pas été prise en compte, des groupes de contrôles ne représentant pas suffisamment le groupe traitement ou un nombre insuffisant d'observations. Cette hypothèse est plausible, considérant que nous captions tout de même une corrélation significative pour les familles ayant un enfant de 6 ans et plus.

5.1.1.1 Les familles biparentales

Le coefficient d'intérêt

Nous observons au tableau 5.1 que le coefficient concernant le sous-groupe composé uniquement des familles biparentales est d'un niveau de significatif à 99 % et d'une corrélation inférieure au groupe regroupant toutes les familles, soit de -3,58 PP (N = 65 993).

Cette différence avec le RDC est supérieure à la différence de la variation avec le RDC (voir tableau 3.1). Encore une fois, ceci suggère qu'il y a des corrélations faisant pression à la hausse sur la pauvreté infantile spécifique au Québec pour ce type de famille. Cependant, celles-ci seraient moins importantes pour ce sous-groupe.

Estimation selon l'âge des enfants

Une fois les familles biparentales avec un ou des enfants de 5 ans et moins isolées, notre coefficient n'est plus significatif (N = 16 828), alors que le coefficient des familles biparentales avec des enfants de 6 ans et plus l'est à 99 % (N = 36 418). De plus, ce dernier étant de 3,6 PP, il est inférieur au coefficient pour toutes les familles. Nous ne pouvons expliquer avec certitude la raison pour laquelle seules les familles biparentales avec enfants de 6 ans et plus ont un coefficient significatif. Comme nous avons précédemment discuté, les politiques de 1997 ciblaient particulièrement les familles avec des enfants de très jeunes âges. Il était alors plausible que le coefficient représentant le sous-groupe des familles biparentales ait un coefficient significatif.

5.1.1.2 Les familles monoparentales

Le coefficient d'intérêt

Le coefficient représentant les familles monoparentales est de 13,6 PP et significatif à 99 % (N = 12 312). Il est largement supérieur au coefficient pour les familles biparentales, ce qui est peu surprenant vu les paramètres de la politique de 1997, ces derniers favorisant ce type de famille. Plus précisément, le coefficient pour les familles monoparentales est près de 4 fois supérieures aux familles biparentales.

Nous remarquons que la corrélation obtenue est largement supérieure à la différence de taux entre le Québec et le RDC pour les périodes comparées. Cette différence est supérieure que la différence pour les familles biparentales, ce qui suggère qu'une famille monoparentale au Québec est, excluant la politique familiale, fortement défavorisée comparativement aux familles du RDC.

Estimation selon l'âge des enfants

Les coefficients des corrélations pour les familles avec des enfants de 5 ans et moins et les familles avec des enfants de 6 ans et plus sont d'une ampleur similaire. Ceci suggère que cibler les familles monoparentales est une stratégie efficace pour diminuer le taux de pauvreté chez ces familles, peu importe l'âge des enfants. Cependant, la similitude dans le niveau de ces corrélations suggère que l'effet des CPE, ciblant une clientèle de famille avec de très jeunes enfants, serait peu important quant à la diminution de la pauvreté infantile. Il faut cependant ajouter que la significativité du coefficient de ce groupe est de 95 % alors que celui des familles avec des enfants de 6 ans et plus est de 99 %, ce qui pourrait être causé par un échantillon moins important : nous obtenons 2 312 observations pour les très jeunes enfants comparativement à 8 384 observations pour les enfants de 6 ans et plus.

5.1.1.3 Tests de robustesses et triple différence

Nous avons refait nos régressions en DDD en ajoutant les familles sans enfants comme groupe contrôle supplémentaire. Pour des fins de comparaisons, nous présentons dans le même tableau que nos résultats en DD, c'est-à-dire le tableau 5.1. De plus, nous avons testé nos résultats à l'aide de quatre spécifications supplémentaires : une première où l'Ontario est la seule région de référence, une seconde où le RDC ne comprend pas l'Ontario, une troisième sans les variables de contrôle représentant l'âge et une quatrième sans les variables de contrôles représentant l'éducation. Ces régressions supplémentaires ont été effectuées sur une population qui inclut tous les types de familles, avec des enfants mineurs de tout âge. Ces résultats sont disponibles en annexe.

Lorsque nous comparons nos résultats en DDD pour ce qui est de l'estimation concernant la totalité des familles, la faible différence entre les résultats en DD et en DDD suggère que les variations dues à des facteurs distincts aux groupes ont bien été écartées. Dans le cas des familles monoparentales, nous retrouvons une importante différence entre ces deux variables, suggérant des effets exogènes importants faisant pression à la baisse sur la pauvreté infantile de ce groupe.

Tous nos résultats en DD issue de nos tests de sensibilités sont significatifs à 99 % et cohérents dans leur signe. De plus, leur ampleur est proche du coefficient obtenu pour lors de notre régression de base, ce qui renforce nos résultats.

5.1.3 La politique familiale à partir de 2005

Le coefficient d'intérêt

Nos estimations pour la politique familiale de 2005 sont disponibles au tableau 5.2. Nos résultats sont moins parlants que ceux précédemment présentés. Nous y observons que la politique familiale de 2005 est corrélée avec une diminution de 2,5 PP du taux de pauvreté comparativement au RDC et que le coefficient d'intérêt est significatif à 99 % (N = 90 518).

Lorsque nous comparons avec la variation du taux de faible revenu avec le RDC au tableau 3.1, nous remarquons que la différence est moins élevée que la précédente politique familiale. Ceci suggère que la pression à la hausse propre au Québec, comparativement au RDC, ait diminué avec le temps ou qu'un effet positif s'est ajouté au calcul depuis la précédente période.

Estimation selon l'âge des enfants

Nous remarquons que l'effet est plus important pour les familles ayant des enfants de 5 ans et moins que les autres familles. La politique familiale québécoise de 2005 étant avant tout une bonification des prestations en vigueur, nous n'avons pas d'explication quant à la différence de cet effet. Finalement, nous remarquons que, bien que la prestation fût largement bonifiée, son impact est inférieur à la réforme de 1997.

5.1.2.1 Les familles biparentales

Le coefficient d'intérêt

Le coefficient d'intérêt pour les familles biparentales est significatif à 95 % et inférieur au coefficient pour toutes les familles (-1,71 PP, N = 75 461). Ceci suggère que l'impact pour les familles monoparentales est supérieur. Nous remarquons que la différence entre l'écart de la variation décrit au tableau 3.1 et l'effet de la politique a fortement diminué comparativement à l'écart de la période précédente. Cependant, il n'est pas positif, tel que nous observions lorsque nous estimons pour toutes les familles.

Estimation selon l'âge des enfants

L'effet est encore une fois important pour les familles avec des enfants de 5 ans et moins et le coefficient est significatif à 99 % (N=19 455). Le coefficient est inférieur et non-significatif pour les familles avec des enfants de 6 ans et plus (N=41 578).

Tableau 5.2 Coefficients d'intérêt pour la politique familiale de 2006 à 2011 selon le type de famille et l'âge des enfants, selon le SFR

Variable dépendante : taux de faible revenu. Référence: Politique familiale de 1998-2004)

	DD		DDD	
	β_1	N	β_1	N
<i>Tous les âges</i>				
Toutes les familles	-0,0253***	90 518	-0,0193	138 352
Biparentales	-0,0171**	75 461	-0,00745	103 386
Monoparentales	-0,0433*	15 057	-0,0385	34 966
<i>5 ans et moins</i>				
Toutes les familles	-0,0527***	21 932	-0,0636**	69 766
Biparentales	-0,0483***	19 455	-0,026	47 380
Monoparentales	-0,0768	2 477	-0,0887	22 386
<i>6 ans et plus</i>				
Toutes les familles	-0,0182*	52 175	-0,0109	100 009
Biparentales	-0,0144	41 578	0,00838	69 503
Monoparentales	-0,0197	10 597	-0,0204	30 506

Variables de contrôles : période, province(s), taille de la région, éducation, année(s) depuis l'immigration, nombre d'enfant(s), âge

5.1.2.2 Les familles monoparentales

Le coefficient d'intérêt

Selon l'estimation obtenue, le coefficient d'intérêt est de 4,33 PP et d'une significativité de 90 % (N = 15 057). L'effet serait donc environ 2.5 fois plus important pour les familles monoparentales que les autres.

Estimation selon l'âge des enfants

Lorsqu'il s'agit de différencier l'impact selon l'âge des enfants, nous n'obtenons pas de résultats significatifs. Encore une fois, le faible nombre d'observations pour les familles monoparentales pour les familles avec enfants de 5 ans et moins (N = 2 477) pourrait expliquer en partie cette difficulté.

5.1.2.3 Tests de robustesses et triple différence

Nos résultats pour cette période sont moins significatifs que pour la période précédente. Ceci pourrait être causé par divers événements pouvant influencer la qualité de l'estimation, avec en premier plan la récession de 2008-2009, qui pourrait alors causer un changement important dans le parallélisme des tendances des groupes comparés. Ceci est particulièrement observable avec nos résultats en DDD, qui démontrent peu de significativité (voir le tableau 5.2).

Nous avons effectué les mêmes tests de robustesse que ceux que nous avons effectués pour la politique précédente. Lorsque nous ne gardons que la population de l'Ontario à notre échantillon du RDC, notre coefficient est significatif, bien que supérieur. *A contrario*, lorsque nous omettons la population ontarienne, notre coefficient est maintenant non-significatif.

Lors des spécifications sans l'âge et l'éducation, les coefficients sont cohérents et d'une ampleur similaire à l'estimation de base. Ce dernier constat nous permet d'être confiants quant aux résultats de nos régressions pour l'échantillon regroupant toutes les familles. Cependant, nos résultats sont maintenant plus sensibles aux changements de groupes contrôles, ce qui nous amène à être vigilants dans nos conclusions.

5.2 Résultats selon la MPC : la politique familiale de 2005

Quelques coefficients obtenus à partir de la MPC sont significatifs (voir tableau 5.3). Nous observons que, selon cette mesure, la politique de 2005 serait corrélée à une diminution de 2,16 PP du taux de faible revenu, un résultat similaire à celui obtenu avec le SFR pour cette même politique. Bien que ce coefficient soit significatif à 95 % (N = 67 584), une fois la distinction faite selon le type de famille, ce même coefficient est maintenant non-significatif (N = 56 233, N = 11 351).

Lorsque le groupe est restreint aux familles avec enfants de 5 ans et moins, une comparaison entre l'impact sur la totalité des familles (N = 16 271) et les familles biparentales (N = 14 450) suggère que l'impact des politiques familiales ait avantage les familles biparentales plus que les familles monoparentales (N = 1 821). Cependant, nous ne pouvons le confirmer, le coefficient concernant les familles monoparentales étant non-significatif. Quant aux familles avec des enfants de 6 ans et plus, tous les coefficients sont non-significatifs. Le peu de significativité des coefficients nous force à rejeter les estimations selon la MPC.

Tableau 5.3 Coefficients d'intérêts selon la période analysée, le type de famille et l'âge des enfants selon la MPC

<i>Politiques familiales de 2005 à 2010 (Référence: Politique familiale de 2000-2004)</i>		
<i>Tous les âges</i>	β_T	N
Toutes les familles	-0,0216**	67 584
Biparentales	-0,0130	56 233
Monoparentales	-0,0348	11 351
<i>5 ans et moins</i>		
Toutes les familles	-0,0474**	16 271
Biparentales	-0,0621***	14 450
Monoparentales	0,0165	1 821
<i>6 ans et plus</i>		
Toutes les familles	-0,00856	39 181
Biparentales	0,00391	31 166
Monoparentales	-0,0344	8 015

Variables de contrôles : période, province(s), taille de la région, éducation, année(s) depuis l'immigration, nombre d'enfant(s), âge

CONCLUSION

Cette étude a pour objectif d'évaluer l'impact des politiques familiales québécoises sur la pauvreté infantile. Exploitant une différence entre les politiques familiales du Québec et du RDC, nous avons évalué l'apport des politiques québécoises en vigueur pour les périodes 1993-1997, 1997-2005 et 2005 à 2011.

Cette étude fait suite aux multiples recherches ayant pour sujets les politiques familiales au Québec et au Canada. Peu d'études tentent d'établir une corrélation entre les politiques familiales et les taux de faibles revenus et, lorsqu'une tentative est faite, l'influence de la politique familiale sur l'allocation des ressources des individus sur le marché du travail n'est pas prise en considération. Cette étude se veut une première où cet aspect est inclus.

Outillé de l'EDTR, nous avons utilisé une méthode statistique reconnue lors d'analyse de politiques publiques : l'analyse en différences. En comparant des groupes sujets à la politique à des groupes qui n'y sont pas sujets, nous avons évacué les autres facteurs influençant l'évolution du taux de faible revenu selon le SFR.

Nos résultats suggèrent une plus forte corrélation entre la politique familiale québécoise et la diminution de la pauvreté infantile au Québec que dans le RDC. La politique familiale québécoise en vigueur entre 1997 et 2005 est particulièrement corrélée avec une diminution de la pauvreté chez les familles monoparentales, en cohérence avec la réforme de l'époque. Bien que nous notions un ralentissement de la diminution du taux de faible revenu selon le SFR suite à l'introduction de la politique familiale québécoise en 2005, la diminution du taux chez les familles monoparentales a continué. Nos résultats se sont trouvés robustes aux tests.

Nous observons que la politique de 1997 eu un effet de près de quatre fois supérieures sur les familles monoparentales que les familles biparentales. En ce qui a trait à la politique de 2005, les familles monoparentales subissent un effet 2,5 fois plus important.

Considérant que la politique familiale de 2005 offre des prestations de deux à sept fois supérieures aux précédentes et que son impact sur le taux de faible revenu soit moins élevé suggère qu'une bonification des transferts en vigueur pourrait n'avoir qu'un faible impact sur le taux de faible revenu. De plus, l'« effet CPE » pourrait aussi avoir atteint un plateau, ce qui nous laisse croire que la politique familiale québécoise devra explorer de nouveaux horizons en ce qui a trait à la lutte contre la pauvreté infantile.

APPENDICE

TABLEAUX SUPPLÉMENTAIRES

Tableau A.1 Nombre de familles observées dans la base de données de l'EDTR pour les années 1993 à 2011 selon le type de famille et ses caractéristiques.

	Sans enfant		Avec enfant(s)		Total
	Personnes seules	Couple	Monoparentale s	Biparentale s	
Taille de la région					
Région rurale	11546	15434	3904	21709	52593
	13,5 %	20,8 %	16,1 %	20,7 %	18,3 %
0-29 k hab	13471	14019	4693	19126	51309
	15,7 %	18,9 %	19,4 %	18,2 %	17,8 %
30 k -99 k hab	11202	9529	3455	12927	37113
	13,1 %	12,8 %	14,3 %	12,3 %	12,8 %
100 k-499 k hab	23332	18528	6540	26356	74756
	27,3 %	24,9 %	27,0 %	25,1 %	25,9 %
500 k hab et plus	26071	16780	5625	24753	73229
	30,4 %	22,6 %	23,2 %	23,6 %	25,3 %
Éducation					
Sans secondaire	15489	14406	4018	14301	48214
	18,1 %	19,4 %	16,6 %	13,6 %	16,7 %
Secondaire complété	26059	18830	7484	27742	80115
	30,4 %	25,3 %	30,9 %	26,5 %	27,7 %
Postsecondaire non-universitaire	26722	24543	9496	38755	99516
	31,2 %	33,0 %	39,2 %	37,0 %	34,4 %
Universitaire	17352	16511	3219	24073	61155
	20,3 %	22,2 %	13,3 %	23,0 %	21,2 %

Années depuis l'immigration					
Jamais immigré	79524	67886	22216	92939	262565
	92,9 %	91,4 %	91,7 %	88,6 %	90,9 %
1 à 5 ans	515	369	125	1269	2278
	0,6 %	0,5 %	0,5 %	1,2 %	0,8 %
6 à 10 ans	597	390	287	1969	3243
	0,7 %	0,5 %	1,2 %	1,9 %	1,1 %
plus que 10 ans	4986	5645	1589	8694	20914
	5,8 %	7,6 %	6,6 %	8,3 %	7,2 %
Régions					
Québec	19005	14987	5277	19699	58968
	22,2 %	20,2 %	21,8 %	18,8 %	20,4 %
Ontario	21775	19214	6477	30400	77866
	25,4 %	25,9 %	26,7 %	29,0 %	26,9 %
RDC - Ontario	44842	40089	12463	54772	152166
	52,4 %	54,0 %	51,5 %	52,2 %	52,7 %
RDC	66617	59303	18940	85172	230032
	77,8 %	79,8 %	78,2 %	81,2 %	79,6 %
Nombre d'enfant(s)					
Aucun enfant	85622	74290	N/A	N/A	159912
	100,0 %	100,0 %	N/A	N/A	55,3 %
1 enfant	N/A	N/A	13223	39378	52601
	N/A	N/A	54,6 %	37,5 %	18,2 %
2 enfants	N/A	N/A	8075	45542	53617
	N/A	N/A	33,3 %	43,4 %	18,6 %
3 enfants et plus	N/A	N/A	2919	19951	22870
	N/A	N/A	12,1 %	19,0 %	7,9 %
Total	85622	74290	24217	104871	289000

Source:EDTR, 1996-2011. Calculs de l'auteur.

Tableau A.2 Effets marginaux pour la période 1998-2004 en double différence, résultats selon le SFR, comparaison avec la période 1993-1997

Groupes	Tout âge		5 ans et moins		6 ans et plus	
	Tous	Mono	Tous	Mono	Tous	Mono
Types de famille						
Période 98-04, Québec	-0,0425*** (0,00931)	-0,0358*** (0,00839)	-0,00817 (0,0189)	-0,016 (0,0166)	-0,0601*** (0,0116)	-0,0360*** (0,0103)
Période 98-04	-0,0108** (0,00472)	-0,0116*** (0,00421)	-0,0440*** (0,00953)	-0,0383*** (0,0089)	0,00553 (0,00609)	0,000261 (0,00535)
Québec	0,0548*** (0,00786)	0,0434*** (0,00704)	0,0434*** (0,0158)	0,0451*** (0,014)	0,0643*** (0,00987)	0,0391*** (0,00872)
Niveau d'éducation (Référence: secondaire non-complété)						
Secondaire	-0,0748*** (0,00735)	-0,0478*** (0,00706)	-0,0554*** (0,0164)	-0,0506*** (0,0175)	-0,0650*** (0,0088)	-0,0409*** (0,00823)
Postsecondaire	-0,128*** (0,00686)	-0,0845*** (0,00662)	-0,120*** (0,0166)	-0,0930*** (0,0173)	-0,103*** (0,00801)	-0,0671*** (0,00754)
Universitaire	-0,191*** (0,00704)	-0,118*** (0,00677)	-0,168*** (0,0179)	-0,120*** (0,0184)	-0,157*** (0,00823)	-0,0986*** (0,00749)
Années depuis l'immigration (Référence: 0)						
1 à 5 ans	0,257*** (0,023)	0,276*** (0,0236)	0,218*** (0,0433)	0,231*** (0,0427)	0,299*** (0,033)	0,315*** (0,0348)
6 à 10 ans	0,171*** (0,0178)	0,171*** (0,0178)	0,204*** (0,0344)	0,187*** (0,0322)	0,147*** (0,0268)	0,153*** (0,029)
Plus de 10 ans	0,0267*** (0,00706)	0,0320*** (0,00635)	-0,00455 (0,0139)	0,00658 (0,0122)	0,0381*** (0,00884)	0,0440*** (0,00832)
Région de résidence (Référence : Région rurale)						
0 à 29 999 habitants	0,0304*** (0,00399)	0,0110*** (0,00376)	0,0305*** (0,0078)	0,0144** (0,00728)	0,0255*** (0,00511)	0,00822* (0,0048)
30 000 à 99 999 habitants	0,0751***	0,0327***	0,0821***	0,0428***	0,0581***	0,0197***
		0,187***		0,259***		0,135***

100.000 à 499 999 habitants	(0,00523)	(0,00489)	(0,019)	(0,0106)	(0,0103)	(0,0434)	(0,00647)	(0,0059)	(0,0226)
	0,0605***	0,0176***	0,184***	0,0686***	0,0276***	0,263***	0,0446***	0,00882*	0,117***
	(0,00417)	(0,00378)	(0,0168)	(0,00806)	(0,00725)	(0,0389)	(0,00526)	(0,00471)	(0,0196)
500 000 habitants et plus	0,103***	0,0550***	0,245***	0,119***	0,0698***	0,360***	0,0846***	0,0407***	0,160***
	(0,00468)	(0,00441)	(0,0171)	(0,00943)	(0,00897)	(0,0391)	(0,00596)	(0,00552)	(0,0202)
<i>Nombre d'enfant(s) (Référence : 1 enfant)</i>									
2 enfants	0,0106**	0,0247***	0,0503***	0,0315***	0,0355***	0,143***	-0,0130**	0,0157***	0,00032
	(0,00421)	(0,00376)	(0,0136)	(0,00831)	(0,00761)	(0,0308)	(0,00518)	(0,00457)	(0,0156)
3 enfants et plus	0,0691***	0,0752***	0,180***	0,108***	0,120***	0,187**	0,0331***	0,0527***	0,137***
	(0,00584)	(0,00531)	(0,0221)	(0,0213)	(0,0206)	(0,0803)	(0,00772)	(0,00683)	(0,0302)
âge	-0,0355***	-0,0205***	-0,0374***	-0,0724***	-0,0391***	-0,0537***	-0,0206***	-0,00886*	-0,0183
	(0,00248)	(0,00248)	(0,00759)	(0,00496)	(0,0049)	(0,0182)	(0,00531)	(0,0052)	(0,0144)
âge ²	0,000387***	0,000225***	0,0003***	0,000940***	0,000515***	0,000562*	0,000167**	0,00007	0,000104
	(0,0000348)	(0,0000343)	(0,000011)	(0,0000786)	(0,0000758)	(0,000299)	(0,0000687)	(0,0000663)	(0,000191)
N	78305	65993	12312	19140	16828	2312	44802	36418	8384
Deso-do R2-	0,136	0,14	0,144	0,188	0,154	0,163	0,115	0,129	0,104

Noté sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Plus de 10 ans	0,0242*** (0,00672)	0,0278*** (0,00556)	0,0211 (0,0185)	0,0108 (0,0111)	0,0136 (0,00845)	0,0143 (0,0257)	0,0310*** (0,00827)	0,0351*** (0,00686)	0,0340* (0,0200)
Région de résidence (Référence : Région rurale)									
0 à 29 999 habitants	0,0348*** (0,00405)	0,00909*** (0,00333)	0,0743*** (0,0141)	0,0390*** (0,00685)	0,00778 (0,00517)	0,0721*** (0,0195)	0,0328*** (0,00519)	0,00602 (0,00400)	0,0475*** (0,0155)
30 000 à 99 999 habitants	0,0820*** (0,00505)	0,0327*** (0,00445)	0,132*** (0,0151)	0,0911*** (0,00820)	0,0376*** (0,00729)	0,106*** (0,0205)	0,0744*** (0,00628)	0,0242*** (0,00526)	0,0987*** (0,0166)
100 000 à 499 999 habitants	0,0719*** (0,00406)	0,0144*** (0,00327)	0,139*** (0,0133)	0,0850*** (0,00662)	0,0161*** (0,00500)	0,119*** (0,0181)	0,0661*** (0,00511)	0,00727* (0,00382)	0,102*** (0,0146)
500 000 habitants et plus	0,102*** (0,00430)	0,0487*** (0,00383)	0,147*** (0,0132)	0,108*** (0,00693)	0,0490*** (0,00596)	0,117*** (0,0179)	0,0892*** (0,00535)	0,0368*** (0,00451)	0,0998*** (0,0145)
Nombre d'enfant(s) (Référence : Aucun enfant)									
1 enfant	-0,0334*** (0,00805)	0,0109 (0,00670)	0,0237 (0,0198)	-0,0359*** (0,0117)	0,0266*** (0,00969)	0,0337 (0,0352)	-0,0210** (0,00985)	0,00393 (0,00787)	0,00763 (0,0229)
2 enfants	-0,0174** (0,00814)	0,0369*** (0,00702)	0,0904*** (0,0207)	-0,00267 (0,0128)	0,0651*** (0,0116)	0,165*** (0,0392)	-0,0280*** (0,00958)	0,0231*** (0,00842)	0,0267 (0,0234)
3 enfants et plus	0,0454*** (0,00947)	0,0889*** (0,00857)	0,228*** (0,0270)	0,0788*** (0,0259)	0,159*** (0,0251)	0,203** (0,103)	0,0246** (0,0119)	0,0623*** (0,0104)	0,168*** (0,0357)
âge	-0,0570*** (0,00174)	-0,0212*** (0,00189)	-0,0838*** (0,00407)	-0,0836*** (0,00235)	-0,0319*** (0,00253)	-0,0991*** (0,00464)	-0,0558*** (0,00197)	-0,0142*** (0,00217)	-0,0896*** (0,00421)
âge ²	0,000699*** (0,0000249)	0,000252*** (0,0000265)	0,001*** (0,00006)	0,00110*** (0,0000350)	0,000428*** (0,0000369)	0,0013*** (0,00007)	0,000676*** (0,0000281)	0,0002*** (0,00003)	0,00113*** (0,0000618)
N	117659	88738	28921	58494	39573	18921	84156	59163	24993
Pseudo R2	0,144	0,128	0,148	0,165	0,126	0,167	0,139	0,109	0,146

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Tableau A.4 Effets marginaux pour la période 2006-2011 en double différence, résultats selon le SFR, comparaison avec la période 1998-2004

Groupes	Tout âge		5 ans et moins		6 ans et plus	
	Tous	Biparentales	Tous	Biparentales	Tous	Biparentales
Types de famille						
		Mono		Mono		Mono
Période 06-11, Québec	-0,0253*** (0,00799)	-0,0171** (0,00744)	-0,0483*** (0,0143)	-0,0768 (0,0684)	-0,0182* (0,00988)	-0,0144 (0,00944)
Période 06-11	-0,0238*** (0,00366)	-0,0121*** (0,00343)	-0,00438 (0,00634)	-0,102*** (0,0312)	-0,0238*** (0,00465)	-0,0138*** (0,00441)
Québec	0,0126*** (0,00439)	0,00665* (0,00398)	0,0214*** (0,00741)	0,0495 (0,0446)	0,00569 (0,00538)	0,00181 (0,0168)
Niveau d'éducation (Référence: secondaire non-complète)						
Secondaire	-0,0715*** (0,00660)	-0,0489*** (0,00632)	-0,0357*** (0,0133)	-0,115*** (0,0410)	-0,0589*** (0,00789)	-0,0442*** (0,0214)
Postsecondaire	-0,115*** (0,00629)	-0,0768*** (0,00601)	-0,0577*** (0,0130)	-0,229*** (0,0444)	-0,0924*** (0,00743)	-0,0656*** (0,00726)
Universitaire	-0,162*** (0,00640)	-0,104*** (0,00609)	-0,0748*** (0,0135)	-0,380*** (0,0573)	-0,135*** (0,00768)	-0,0918*** (0,0234)
Années depuis l'immigration (Référence: 0)						
1 à 5 ans	0,209*** (0,0185)	0,218*** (0,0189)	0,217*** (0,0350)	0,0408 (0,231)	0,204*** (0,0258)	0,196*** (0,0270)
6 à 10 ans	0,123*** (0,0127)	0,131*** (0,0127)	0,0972*** (0,0215)	0,203** (0,0908)	0,111*** (0,0177)	0,127*** (0,0188)
Plus de 10 ans	0,0276*** (0,00563)	0,0295*** (0,00504)	-0,000903 (0,0119)	-0,0106 (0,0702)	0,0397*** (0,00714)	0,0400*** (0,00670)
Région de résidence (Référence : Régions rurales)						
0 à 29 999 habitants	0,0228*** (0,00346)	0,00724** (0,00313)	0,0106** (0,00535)	0,139*** (0,0344)	0,0168*** (0,00462)	0,00310 (0,0175)
30 000 à 99 999 habitants	0,0605*** (0,00661)	0,0261*** (0,00661)	0,0321*** (0,00661)	0,286*** (0,00661)	0,0516*** (0,00661)	0,0200*** (0,0111)

100 000 à 499 999 habitants	(0,00461)	(0,00407)	(0,0171)	(0,00863)	(0,00800)	(0,0403)	(0,00601)	(0,00507)	(0,0203)
	0,0579***	0,0165***	0,181***	0,0674***	0,0253***	0,329***	0,0456***	0,0122***	0,110***
	(0,00360)	(0,00305)	(0,0146)	(0,00635)	(0,00544)	(0,0333)	(0,00478)	(0,00404)	(0,0172)
500 000 habitants et plus	0,0787***	0,0470***	0,180***	0,0929***	0,0518***	0,324***	0,0632***	0,0349***	0,117***
	(0,00379)	(0,00355)	(0,0150)	(0,00710)	(0,00631)	(0,0365)	(0,00494)	(0,00464)	(0,0172)
Nombre d'enfant(s) (Référence : 1 enfant)									
2 enfants	0,00431	0,0193***	0,0236**	0,0209***	0,0351***	0,0527	-0,0137***	0,00711*	-0,000377
	(0,00339)	(0,00305)	(0,0113)	(0,00681)	(0,00598)	(0,0332)	(0,00420)	(0,00388)	(0,0122)
3 enfants et plus	0,0700***	0,0731***	0,172***	0,106***	0,120***	0,179**	0,0319***	0,0402***	0,131***
	(0,00495)	(0,00466)	(0,0163)	(0,0191)	(0,0186)	(0,0781)	(0,00639)	(0,00589)	(0,0217)
âge	-0,0308***	-0,0182***	-0,0419***	-0,0589***	-0,0331***	-0,0536***	-0,0272***	-0,0185***	-0,0238**
	(0,00207)	(0,00208)	(0,00634)	(0,00387)	(0,00378)	(0,0177)	(0,00398)	(0,00391)	(0,0112)
âge ²	0,000345***	0,000207***	0,0004***	0,000769***	0,000437***	0,00062**	0,000268***	0,0002***	0,000202
	(0,0000286)	(0,0000284)	(0,000009)	(0,0000594)	(0,0000569)	(0,000285)	(0,0000515)	(0,00005)	(0,000148)
N	90518	75461	13057	21932	19455	2477	52175	41578	10597
Pseudo R2	0,126	0,137	0,142	0,181	0,158	0,157	0,104	0,114	0,103

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Tableau A.5 Effets marginaux pour la période 2006-2011 en triple différence, résultats selon le SFR, comparaison avec la période 1998-2004

Groupes	Tout âge		5 ans et moins		6 ans et plus	
	Tous	Biparentales	Tous	Biparentales	Tous	Biparentales
Types de famille						
		Mono		Mono		Mono
Période 06-11, Québec, avec enfant(s)	-0,0193 (0,0143)	0,00745 (0,0147)	-0,0636** (0,0255)	-0,0260 (0,0181)	-0,0109 (0,0170)	0,00838 (0,0150)
Période 06--11, Québec	-0,00800 (0,0107)	-0,0236* (0,0128)	-0,00623 (0,0119)	-0,0203* (0,0118)	-0,00860 (0,0111)	-0,0217* (0,0118)
Période 06-11	-0,0188*** (0,00507)	-0,00729 (0,00617)	-0,0220*** (0,00561)	-0,00831 (0,00571)	-0,0193*** (0,00524)	-0,00642 (0,00566)
Période 06-11, avec enfant(s)	-0,00970 (0,00670)	-0,00435 (0,00703)	0,00522 (0,0119)	0,00509 (0,00850)	-0,0151* (0,00804)	-0,0839*** (0,0184)
Québec, avec enfant(s)	0,00620 (0,00815)	0,000630 (0,00861)	0,0362** (0,0143)	0,0188* (0,0101)	-0,00492 (0,00952)	-0,00576 (0,00853)
Québec	0,00829 (0,00643)	0,00615 (0,00780)	0,00472 (0,00722)	0,00339 (0,00727)	0,00961 (0,00671)	0,0135 (0,0132)
Niveau d'éducation (Référence: secondaire non-complété)						
Secondaire	-0,0920*** (0,00620)	-0,0479*** (0,00568)	-0,114*** (0,0101)	-0,0388*** (0,00906)	-0,0962*** (0,00746)	-0,0453*** (0,00675)
Postsecondaire non-universitaire	-0,153*** (0,00596)	-0,0775*** (0,00543)	-0,185*** (0,00997)	-0,0649*** (0,00886)	-0,160*** (0,00713)	-0,0721*** (0,00640)
Universitaire	-0,201*** (0,00609)	-0,103*** (0,00549)	-0,223*** (0,0103)	-0,0833*** (0,00904)	-0,207*** (0,00731)	-0,0966*** (0,00646)
Arrivées depuis l'immigration (Référence: 0)						
1 à 5 ans	0,181*** (0,0156)	0,204*** (0,0166)	0,159*** (0,0227)	0,193*** (0,0250)	0,155*** (0,0189)	0,177*** (0,0211)
6 à 10 ans	0,126*** (0,0119)	0,130*** (0,0119)	0,109*** (0,0193)	0,103*** (0,0182)	0,108*** (0,0154)	0,125*** (0,0165)
						0,0754** (0,0325)

Plus de 10 ans	0,0237*** (0,00578)	0,0276*** (0,00464)	0,0189 (0,0168)	0,0100 (0,0107)	0,0124 (0,00756)	0,00455 (0,0249)	0,0316*** (0,00735)	0,0360*** (0,00596)	0,0267 (0,0180)
Région de résidence (Référence : Régions rurales)									
0 à 29 999 habitants	0,0276*** (0,00359)	0,00507* (0,00281)	0,0549*** (0,0120)	0,0322*** (0,00582)	0,00342 (0,00412)	0,0451*** (0,0164)	0,0251*** (0,00466)	0,00118 (0,00345)	0,0348*** (0,0132)
30 000 à 99 999 habitants	0,0693*** (0,00445)	0,0234*** (0,00371)	0,125*** (0,0130)	0,0789*** (0,00695)	0,0229*** (0,00574)	0,113*** (0,0175)	0,0674*** (0,00559)	0,0184*** (0,00449)	0,100*** (0,0143)
100 000 à 499 999 habitants	0,0707*** (0,00351)	0,0154*** (0,00277)	0,147*** (0,0110)	0,0851*** (0,00551)	0,0179*** (0,00419)	0,137*** (0,0149)	0,0681*** (0,00448)	0,0122*** (0,00346)	0,113*** (0,0121)
500 000 habitants et plus	0,0848*** (0,00356)	0,0410*** (0,00310)	0,131*** (0,0111)	0,0974*** (0,00559)	0,0378*** (0,00457)	0,121*** (0,0149)	0,0775*** (0,00449)	0,0309*** (0,00377)	0,100*** (0,0121)
Nombre d'enfant(s) (Référence : Aucun enfant)									
1 enfant	-0,0557*** (0,00474)	-0,00429 (0,00387)	-0,00974 (0,0120)	-0,0789*** (0,00661)	-0,0102** (0,00500)	0,0183 (0,0245)	-0,0355*** (0,00595)	0,00243 (0,00477)	-0,0257* (0,0136)
2 enfants	-0,0476*** (0,00477)	0,0157*** (0,00414)	0,0284** (0,0128)	-0,0597*** (0,00793)	0,0231*** (0,00701)	0,0689** (0,0340)	-0,0456*** (0,00560)	0,0117** (0,00479)	-0,00813 (0,0145)
3 enfants et plus	0,0238*** (0,00633)	0,0702*** (0,00579)	0,188*** (0,0175)	0,0286 (0,0213)	0,108*** (0,0199)	0,183** (0,0878)	0,0100 (0,00813)	0,0471*** (0,00709)	0,141*** (0,0233)
âge	-0,0505*** (0,00145)	-0,0190*** (0,00163)	-0,0788*** (0,00345)	-0,0754*** (0,00201)	-0,0277*** (0,00210)	-0,0951*** (0,00414)	-0,0505*** (0,00168)	-0,0150*** (0,00195)	-0,0798*** (0,00355)
âge ²	0,000630*** (0,0000207)	0,000231*** (0,0000224)	0,001*** (0,000051)	0,00100*** (0,0000296)	0,000373*** (0,0000298)	0,0013*** (0,000062)	0,000625*** (0,0000239)	0,0002*** (0,000026)	0,00103*** (0,0000519)
N	13832	103386	34966	69766	47380	22386	100009	69503	30506
Pseudo R ²	0,138	0,122	0,137	0,156	0,115	0,145	0,132	0,096	0,136

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Tableau A.6 Effets marginaux pour la période 2006-2010 en double différence, résultats selon la MPC, comparaison avec la période 2000-2004

Groupes	Tout âge		5 ans et moins		6 ans et plus	
	Tous	Mono	Tous	Mono	Tous	Mono
Types de famille						
Période 06-10, Québec	-0,0216** (0,00936)	-0,0348 (0,0295)	-0,0474** (0,0196)	0,0165 (0,0823)	-0,00856 (0,0110)	-0,0344 (0,0325)
Période 06-10	-0,00877** (0,00406)	-0,0708*** (0,0134)	0,00957 (0,00836)	-0,0385 (0,0360)	-0,0132*** (0,00499)	-0,0671*** (0,0151)
Québec	-0,0147*** (0,00564)	-0,0305 (0,0194)	0,00289 (0,0118)	-0,0267 (0,0567)	-0,0181*** (0,00690)	-0,0340 (0,0214)
Niveaux d'éducation (Référence: secondaire non-complété)						
Secondaire	-0,0584*** (0,00774)	-0,0949*** (0,0213)	-0,0856*** (0,0194)	-0,112** (0,0475)	-0,0458*** (0,00906)	-0,103*** (0,0259)
Postsecondaire	-0,105*** (0,00733)	-0,200*** (0,0204)	-0,134*** (0,0195)	-0,223*** (0,0507)	-0,0812*** (0,00848)	-0,203*** (0,0241)
Universitaire	-0,152*** (0,00761)	-0,275*** (0,0250)	-0,165*** (0,0204)	-0,384*** (0,0693)	-0,125*** (0,00887)	-0,272*** (0,0278)
Années depuis l'immigration (Référence: 0)						
1 à 5 ans	0,178*** (0,0217)	0,124 (0,0776)	0,207*** (0,0434)	0,366*** (0,142)	0,144*** (0,0268)	0,138 (0,0855)
6 à 10 ans	0,136*** (0,0162)	0,175*** (0,0508)	0,137*** (0,0304)	0,285*** (0,0853)	0,129*** (0,0227)	0,111* (0,0615)
Plus de 10 ans	0,0304*** (0,00702)	0,0315 (0,0247)	0,00552 (0,0151)	0,00300 (0,0788)	0,0432*** (0,00866)	0,0560*** (0,0267)
Région de résidence (Référence : Régions rurales)						
0 à 29 999 habitants	0,0162*** (0,00547)	0,0423*** (0,0216)	0,0291*** (0,0109)	0,101* (0,0521)	0,0123* (0,00704)	0,00514 (0,0257)
30 000 à 99 999 habitants	-0,000150 (0,0190***)	-0,0182 (0,0182)	0,0153 (0,0115)	0,0748 (0,0748)	-0,00439 (0,0156**)	-0,0482* (0,0214)

100 000 à 499 999 habitants	(0,00591)	(0,00532)	(0,0223)	(0,0116)	(-0,0112)	(0,0519)	(0,00758)	(0,00638)	(0,0270)
	0,00282	-0,0235***	0,0147	0,0268***	-0,00621	0,0971**	-0,00430	-0,0202***	-0,0364
	(0,00501)	(0,00445)	(0,0198)	(0,00973)	(0,00949)	(0,0459)	(0,00650)	(0,00541)	(0,0241)
500 000 habitants et plus	-0,000172	-0,0150***	-0,0251	0,0244**	-0,00934	0,0649	-0,00798	-0,0140**	-0,0729***
	(0,00512)	(0,00475)	(0,0202)	(0,00994)	(0,00938)	(0,0491)	(0,00657)	(0,00593)	(0,0238)
Nombre d'enfant(s) (Référence : 1 enfant)									
2 enfants	-0,00167	0,0145***	0,0287**	0,0113	0,0250***	0,112***	-0,0207***	0,00309	-0,00868
	(0,00404)	(0,00362)	(0,0132)	(0,00808)	(0,00691)	(0,0400)	(0,00487)	(0,00443)	(0,0142)
3 enfants et plus	0,0390***	0,0482***	0,114***	0,0968***	0,115***	0,167**	-0,0000879	0,0144**	0,0778***
	(0,00552)	(0,00510)	(0,0188)	(0,0227)	(0,0221)	(0,0811)	(0,00681)	(0,00599)	(0,0243)
âge	-0,0295***	-0,0139***	-0,0495***	-0,0640***	-0,0327***	-0,0580***	-0,0245***	-0,0148***	-0,0263*
	(0,00245)	(0,00242)	(0,00794)	(0,00449)	(0,00426)	(0,0206)	(0,00465)	(0,00448)	(0,0136)
âge ²	0,000320***	0,000146***	0,0005***	0,000842***	0,000436***	0,00068**	0,000232***	0,0002***	0,000240
	(0,0000338)	(0,0000328)	(0,000112)	(0,0000679)	(0,0000632)	(0,000326)	(0,0000599)	(0,000057)	(0,000179)
N	67584	56233	11351	16271	14450	1821	39181	31166	8015
Pseudo R2	0,094	0,096	0,115	0,155	0,124	0,130	0,075	0,078	0,073

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Tableau A.7 Effets marginaux pour la période 2006-2010 en triple différence, résultats selon la MPC, comparaison avec la période 2000-2004

Groupes	Tout âge		5 ans et moins		6 ans et plus	
	Tous	Mono	Tous	Mono	Tous	Mono
Types de famille						
Période 06-10 Québec, avec enfant(s)	-0,0255 (0,0164)	-0,0491 (0,0385)	-0,0637** (0,0285)	-0,0541** (0,0225)	-0,0110 (0,0186)	-0,0575 (0,0416)
Période 06-10, Québec	0,00271 (0,0125)	0,0174 (0,0253)	0,00602 (0,0136)	-0,00586 (0,0140)	0,00260 (0,0127)	0,0173 (0,0246)
Période 06-10	-0,00944* (0,00569)	-0,0228* (0,0118)	-0,0116* (0,00620)	-0,00257 (0,00650)	-0,00932 (0,00577)	-0,0223* (0,0114)
Période 06-10, avec enfant(s)	-0,000981 (0,00733)	-0,0519*** (0,0179)	0,0237* (0,0122)	0,0176* (0,00956)	-0,0102 (0,00846)	-0,0520*** (0,0196)
Québec, avec enfant(s)	-0,0125 (0,0102)	-0,0273 (0,0247)	0,0159 (0,0172)	0,0156 (0,0132)	-0,0211* (0,0117)	-0,0287 (0,0269)
Québec	-0,00408 (0,00801)	-0,00498 (0,0162)	-0,00870 (0,00886)	-0,0113 (0,00929)	-0,00316 (0,00820)	-0,00632 (0,0158)
Niveau d'éducation (Référence: secondaire non-complété)						
Secondaire	-0,0726*** (0,00704)	-0,154*** (0,0155)	-0,0964*** (0,0114)	-0,0354*** (0,00975)	-0,0733*** (0,00830)	-0,170*** (0,0171)
Postsecondaire non-universitaire	-0,137*** (0,00674)	-0,283*** (0,0151)	-0,173*** (0,0112)	-0,0676*** (0,00936)	-0,140*** (0,00789)	-0,298*** (0,0165)
Universitaire	-0,183*** (0,00696)	-0,360*** (0,0163)	-0,206*** (0,0116)	-0,0824*** (0,00971)	-0,185*** (0,00816)	-0,369*** (0,0174)
Années depuis l'immigration (Référence: 0)						
1 à 5 ans	0,147*** (0,0180)	0,183*** (0,0195)	0,139*** (0,0265)	0,186*** (0,0301)	0,105*** (0,0203)	0,0524 (0,0419)
6 à 10 ans	0,138*** (0,0148)	0,144*** (0,0152)	0,133*** (0,0232)	0,116*** (0,0228)	0,127*** (0,0190)	0,101*** (0,0389)

Plus de 10 ans	0,0258*** (0,00682)	0,0323*** (0,00595)	0,0167 (0,0187)	0,0159 (0,0120)	0,0211** (0,0101)	0,00332 (0,0263)	0,0349*** (0,00843)	0,0426*** (0,00754)	0,0260 (0,0197)
Région de résidence (Référence : Région rurale)									
0 à 29 999 habitants	0,0163*** (0,00508)	-0,00588 (0,00443)	0,0207 (0,0153)	0,0201** (0,00793)	-0,00909 (0,00674)	0,0116 (0,0202)	0,0126** (0,00627)	-0,00888* (0,00524)	0,0000440 (0,0166)
30 000 à 99 999 habitants	0,00364 (0,00548)	-0,0193*** (0,00477)	-0,0223 (0,0158)	0,0140* (0,00845)	-0,0156** (0,00755)	-0,0196 (0,0207)	0,00232 (0,00675)	-0,0172*** (0,00562)	-0,0375*** (0,0172)
100 000 à 499 999 habitants	0,0120*** (0,00461)	-0,0232*** (0,00399)	0,0145 (0,0138)	0,0298*** (0,00712)	-0,0148** (0,00633)	0,0216 (0,0181)	0,0108* (0,00572)	-0,0208*** (0,00473)	-0,00676 (0,0151)
500 000 habitants et plus	-0,000685 (0,00461)	-0,0167*** (0,00418)	-0,0485*** (0,0137)	0,0125* (0,00710)	-0,0131** (0,00641)	-0,0446** (0,0179)	-0,00644 (0,00567)	-0,0167*** (0,00497)	-0,0692*** (0,0149)
Nombre d'enfant(s) (Référence : Aucun enfant)									
1 enfant	-0,0322*** (0,00557)	-0,00356 (0,00475)	0,0451*** (0,0140)	-0,0524*** (0,00794)	-0,0100 (0,00638)	0,0917*** (0,0296)	-0,0155** (0,00689)	0,00201 (0,00571)	0,0157 (0,0155)
2 enfants	-0,0301*** (0,00559)	0,0118** (0,00500)	0,0876*** (0,0151)	-0,0442*** (0,00914)	0,0124 (0,00808)	0,209*** (0,0402)	-0,0323*** (0,00649)	0,00739 (0,00570)	0,0247 (0,0169)
3 enfants et plus	0,0147** (0,00707)	0,0463*** (0,00645)	0,178*** (0,0201)	0,0449* (0,0249)	0,102*** (0,0235)	0,259*** (0,0851)	-0,00604 (0,00872)	0,0202*** (0,00737)	0,120*** (0,0261)
âge	-0,0479*** (0,00168)	-0,0166*** (0,00191)	-0,0752*** (0,00395)	-0,0735*** (0,00232)	-0,0286*** (0,00256)	-0,0907*** (0,00462)	-0,0470*** (0,00190)	-0,0135*** (0,00226)	-0,0750*** (0,00400)
âge ²	0,000593*** (0,0000239)	0,000197*** (0,0000261)	0,001*** (0,000058)	0,000978*** (0,0000340)	0,000387*** (0,0000362)	0,0012*** (0,000069)	0,000579*** (0,0000271)	0,0002*** (0,00003)	0,000968*** (0,0000585)
N	104119	77742	26377	52806	35959	16847	75716	52675	23041
Pseudo R2	0,111	0,0811	0,127	0,137	0,084	0,153	0,110	0,062	0,124

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Tableau A.8 Tests de sensibilités pour la période 1998-2004, résultats selon le SFR, effets marginaux en DD pour tous les types de familles

Types de famille	Ontario seulement	RDC sans Ontario	Sans l'âge	Sans l'éducation
Période 98-04, Québec				
	-0,0408*** (0,0109)	-0,0465*** (0,0102)	-0,0374*** (0,00955)	-0,0429*** (0,00981)
Période 98-04				
	-0,0117 (0,00770)	-0,00944* (0,00567)	-0,0192*** (0,00476)	-0,0167*** (0,00480)
Québec	0,0736*** (0,00942)	0,0393*** (0,00848)	0,0492*** (0,00806)	0,0635*** (0,00834)
<i>Niveau d'éducation (Référence: secondaire non-complété)</i>				
Secondaire	-0,0636*** (0,0102)	-0,104*** (0,00870)	-0,0825*** (0,00759)	
Postsecondaire non-universitaire	-0,136*** (0,00934)	-0,159*** (0,00810)	-0,145*** (0,00702)	
Universitaire	-0,194*** (0,00932)	-0,226*** (0,00848)	-0,214*** (0,00707)	
<i>Années depuis l'immigration (Référence: 0)</i>				
1 à 5 ans	0,237*** (0,0275)	0,354*** (0,0314)	0,269*** (0,0232)	0,230*** (0,0230)
6 à 10 ans	0,196*** (0,0224)	0,190*** (0,0233)	0,177*** (0,0182)	0,179*** (0,0182)
Plus de 10 ans	0,0418*** (0,00950)	0,0428*** (0,0102)	0,00781 (0,00675)	0,0307*** (0,00734)
<i>Région de résidence (Référence : Région rurale)</i>				
0 à 29 999 habitants	0,0386*** (0,00608)	0,0275*** (0,00441)	0,0327*** (0,00407)	0,0283*** (0,00429)
30 000 à 99 999 habitants	0,0845*** (0,00716)	0,0780*** (0,00645)	0,0816*** (0,00536)	0,0722*** (0,00557)

100 000 à 499 999 habitants	0,0661*** (0,00584)	0,0877*** (0,00572)	0,0637*** (0,00428)	0,0501*** (0,00429)
500 000 habitants et plus	0,115*** (0,00612)	0,118*** (0,00568)	0,100*** (0,00471)	0,0878*** (0,00476)

Nombre d'enfant(s) (Référence : Un enfant)

2 enfants	0,0111* (0,00569)	0,00702 (0,00511)	0,000385 (0,00422)	0,0125*** (0,00433)
3 enfants et plus	0,0656*** (0,00817)	0,0658*** (0,00699)	0,0510*** (0,00571)	0,0751*** (0,00601)
âge	-0,0318*** (0,00348)	-0,0412*** (0,00301)		-0,0438*** (0,00253)
âge ²	0,000340*** (0,0000485)	0,000459*** (0,0000425)		0,000483*** (0,0000354)

N	37 482	55 768	78 305	78 305
Pseudo R2	0,156	0,155	0,101	0,095

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Tableau A.9 Tests de sensibilités pour la période 2006-2011, résultats selon le SFR, effets marginaux en DD pour tous les types de familles

Types de famille	Ontario seulement	RDC sans Ontario	Sans l'âge	Sans l'éducation
Période 06-11, Québec	-0,0403*** (0,00904)	-0,0111 (0,00850)	-0,0232*** (0,00814)	-0,0281*** (0,00819)
Période 06-11	-0,00803 (0,00570)	-0,0401*** (0,00458)	-0,0244*** (0,00371)	-0,0319*** (0,00370)
Québec	0,0302*** (0,00519)	-0,00313 (0,00466)	0,0121*** (0,00449)	0,0197*** (0,00454)
Niveau d'éducation (Référence: secondaire non-complété)				
Secondaire	-0,0677*** (0,00906)	-0,0803*** (0,00777)	-0,0793*** (0,00696)	
Postsecondaire	-0,123*** (0,00855)	-0,119*** (0,00744)	-0,132*** (0,00659)	
non-universitaire	-0,169*** (0,00858)	-0,171*** (0,00753)	-0,185*** (0,00660)	
Universitaire				
Années depuis l'immigration (Référence: 0)				
1 à 5 ans	0,209*** (0,0235)	0,257*** (0,0254)	0,213*** (0,0189)	0,178*** (0,0178)
6 à 10 ans	0,137*** (0,0156)	0,156*** (0,0190)	0,129*** (0,0132)	0,119*** (0,0126)
Plus de 10 ans	0,0391*** (0,00736)	0,0378*** (0,00795)	0,0127** (0,00582)	0,0343*** (0,00582)
Région de résidence (Référence : Régions rurales)				
0 à 29 999 habitants	0,0288*** (0,00533)	0,0204*** (0,00366)	0,0265*** (0,00352)	0,0222*** (0,00368)
30 000 à 99 999 habitants	0,0685*** (0,00631)	0,0546*** (0,00539)	0,0678*** (0,00475)	0,0631*** (0,00501)

100 000 à 499 999 habitants	0,0646*** (0,00503)	0,0704*** (0,00467)	0,0607*** (0,00365)	0,0507*** (0,00367)
500 000 habitants et plus	0,0857*** (0,00498)	0,0850*** (0,00445)	0,0760*** (0,00376)	0,0675*** (0,00381)

Nombre d'enfants) (Référence : Un enfant)

2 enfants	0,00310 (0,00454)	0,00386 (0,00403)	-0,00413 (0,00339)	0,00556 (0,00344)
3 enfants et plus	0,0679*** (0,00686)	0,0704*** (0,00589)	0,0565*** (0,00488)	0,0772*** (0,00509)
âge	-0,0320*** (0,00282)	-0,0303*** (0,00243)		-0,0385*** (0,00211)
âge ²	0,000362*** (0,0000389)	0,000338*** (0,0000337)		0,000435*** (0,0000291)

N	43 481	64 495	90 518	90 518
Pseudo R ²	0,145	0,138	0,095	0,088

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

Tableau A.10 Tests de sensibilités pour la période 2006-2010 résultats selon la MPC, effets marginaux en DD pour tous les types de familles

Types de famille	Ontario seulement	RDC sans Ontario	Sans l'âge	Sans l'éducation
Période 06-10, Québec	-0,0339*** (0,00989)	-0,00939 (0,00993)	-0,0196** (0,00958)	-0,0245** (0,00952)
Période 06-10	0,00559 (0,00619)	-0,0228*** (0,00491)	-0,00858** (0,00412)	-0,0144*** (0,00409)
Québec	0,00849 (0,00622)	-0,0329*** (0,00595)	-0,0152*** (0,00581)	-0,00820 (0,00579)
<i>Niveau d'éducation (Référence: secondaire non-complété)</i>				
Secondaire	-0,0446*** (0,0104)	-0,0725*** (0,00921)	-0,0642*** (0,00817)	
Postsecondaire non-universitaire	-0,103*** (0,00974)	-0,112*** (0,00880)	-0,121*** (0,00768)	
Universitaire	-0,142*** (0,00996)	-0,167*** (0,00904)	-0,173*** (0,00781)	
<i>Années depuis l'immigration (Référence: 0)</i>				
1 à 5 ans	0,164*** (0,0263)	0,238*** (0,0320)	0,181*** (0,0222)	0,149*** (0,0206)
6 à 10 ans	0,138*** (0,0191)	0,169*** (0,0237)	0,142*** (0,0168)	0,130*** (0,0158)
Plus de 10 ans	0,0451*** (0,00891)	0,0239*** (0,00925)	0,0138** (0,00667)	0,0365*** (0,00716)
<i>Région de résidence (Référence : Région rurale)</i>				
0 à 29 999 habitants	0,0330*** (0,00832)	0,00886 (0,00593)	0,0214*** (0,00556)	0,0138** (0,00579)
30 000 à 99 999 habitants	0,0189** (0,00788)	-0,00749 (0,00683)	0,00756 (0,00611)	-0,00315 (0,00631)

100 000 à 499 999 habitants	0,0250*** (0,00683)	0,0113* (0,00611)	0,00525 (0,00507)	-0,00967* (0,00508)
500 000 habitants et plus	0,0252*** (0,00665)	-0,00635 (0,00586)	-0,00262 (0,00512)	-0,0153*** (0,00516)
Nombre d'enfant(s) (Référence : Un enfant)				
2 enfants	-0,00630 (0,00526)	-0,000411 (0,00481)	-0,0101** (0,00407)	-0,000842 (0,00408)
3 enfants et plus	0,0318*** (0,00746)	0,0413*** (0,00655)	0,0260*** (0,00546)	0,0460*** (0,00567)
âge	-0,0298*** (0,00317)	-0,0299*** (0,00300)		-0,0373*** (0,00248)
âge ²	0,000330*** (0,0000434)	0,000327*** (0,0000414)		0,000415*** (0,0000340)
N	32 459	48 176	67 584	67 584
Pseudo R2	0,109	0,103	0,063	0,063

Note sur les niveaux de significativité : * p<0,1 / ** p<0,05 / *** p<0,01

BIBLIOGRAPHIE

- Adema, W., N. Ali et O. Thévenon. 2014. « Changes in Family Policies and Outcomes: Is there Convergence? ». *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, no. 157, 90 p.
- Bibi, Sami et Jean-Yves Duclos. 2011. « L'effet des prélèvements fiscaux et des transferts aux particuliers sur la pauvreté au Québec et au Canada ». *Canadian public policy – analyse de politiques*, vol. 37, no.1, p. 1-24.
- Borjas, George J. 2010. *Labor Economics*, 5^e éd., Éditions McGraw Hill international, 560 p.
- Boudarbat, Brahim et Lee Grenon. 2013 « Sample Attrition in the Canadian Survey of Labor and Income Dynamics ». IZA discussion paper no. 7295, 25 p.
- Brzozowski, Matthew. 2007. « Welfare reform and consumption among single mother households : evidence from Canadian provinces ». *Canadian public policy – analyse de politiques*, vol. 33, no.2, p. 227-250.
- Canada, Ministère des Finances. 1992. « Le Budget 1992 », 181 p.
- _____. 1996. « Dépenses fiscales 1995 ». F1-27/1995F, 135 p.
- _____. 1997. « Dépenses fiscales 1997 ». F1-27/1997F, 122 p.
- _____. 1998. « Dépenses fiscales 1998 ». F1-27/1998F, 175 p.
- _____. 1999a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 1999*. MP43-395/1999F, 77 p.
- _____. 1999b. « Dépenses fiscales 1999 ». F1-27/1999F, 135 p.

- _____. 2000. « Dépenses fiscales 2000 ». F1-27/2000F, 107 p.
- _____. 2001. « Dépenses fiscales 2001 ». F1-27/2001F, 66 p.
- _____. 2002a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 2001*. SP-119-05-02F, 102 p.
- _____. 2002b. « Dépenses fiscales 2002 ». F1-27/2002F, 80 p.
- _____. 2003a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 2002*. SP-119-07-03F, 101 p.
- _____. 2003b. « Dépenses fiscales 2002 ». F1-27/2003F, 100 p.
- _____. 2004a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 2003*. Document disponible sur demande, 75 p.
- _____. 2004b. « Dépenses fiscales 2004 ». F1 F1-27/2004F, 85 p.
- _____. 2005a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 2004*. SD14-1/2004F-PDF, 99 p.
- _____. 2005b. « Dépenses fiscales 2005 ». F1-27/2005F, 76 p.
- _____. 2006a. « Dépenses fiscales 2006 ». F1-27/2006F, 86 p.
- _____. 2006b. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2005-2006 ». F1-25/2006F, 21 p.
- _____. 2007a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 2005*. HS1-3/2005F, 111 p.
- _____. 2007b. « Dépenses fiscales 2007 ». F1-27/2007F, 59 p.
- _____. 2007c. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2006-2007 ». F1-25/2007F, 32 p.

- _____. 2008a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 2006*. HS1-3/2006F, 112 p.
- _____. 2008b. « Dépenses fiscales 2008 ». F1-27/2008F, 53 p.
- _____. 2008c. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2007-2008 ». F1-25/2008F, 28 p.
- _____. 2009a. « Dépenses fiscales 2009 ». F1-27/2009F, 61 p.
- _____. 2009b. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2008-2009 ». F1-25/2009F, 34 p.
- _____. 2010a. *La prestation nationale pour enfants : rapport d'étape 2007*. HS1-3/2007F, 117 p.
- _____. 2010b. « Dépenses fiscales 2010 ». F1-27/2010F, 74 p.
- _____. 2010c. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2009-2010 ». F1-25/2010F, 30 p.
- _____. 2011a. « Dépenses fiscales 2011 ». F1-27/2011F, 75 p.
- _____. 2011b. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2010-2011 ». F1-25/2011F, 39 p.
- _____. 2012a. « Dépenses fiscales 2012 ». F1-27/2012F, 66 p.
- _____. 2012b. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2011-2012 ». F1-25/2012F, 39 p.
- _____. 2013. « Rapport financier annuel du gouvernement du Canada : exercice 2012-2013 ». F1-25/2013F, 39 p.

Centre for the study of living standards. 2002. « The impact of the national child benefit supplement on the low income status of canadian families with children : the SPSPD/M results ». CSLS research reports 02 cb, 56p.

Clavet, Nicholas-James et Jean-Yves Duclos. 2012. « Le financement des services de garde des enfants : effets sur le travail et le revenu des familles québécoises ainsi que sur les finances publiques ». Cahiers de recherche 1216, CIRPEE, 43 p.

Coulombe, Simon et Feng Hou. 2010. «Earnings Gaps for Canadian-Born Visible Minorities in the Public and Private Sectors ». *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, vol. 36, no 1, p. 29-43.

Dahl, Gordon B et Lochner, Lance. 2012. « The Impact of Family Income on Child Achievement: Evidence from the Earned Income Tax Credit ». *American Economic Review*, vol. 102, no. 5, p. 1927-1956.

DeFina, Robert H. 2007. « A comparaison of poverty trends and policy impacts for working families using different poverty indexes ». *Journal of economic and social measurement*, vol. 32, no.2-3, p. 129-147.

Eissa, Nada et Hilary Williamson Hoynes. 2004. « Taxes and labor market participation of married couples : the earned income tax credit ». *Journal of public economics*, vol.88, no. 9-10, p. 1931-1958.

Forer, Barry, Martha Friendly et Shani Halfon. 2013. « Early childhood education and care in Canada 2012 ». Childcare Resource and Research Unit, Toronto, Aout, 69 p.

Godbout, Luc et Mathieu Arseneau. 2005. « La prime au travail du Québec : Un véritable outil d'incitation au travail ou une simple façon de baisser l'impôt? ». CIRANO, Série scientifique, Montréal, Février, 79 p.

Godbout, Luc et Suzie St-Cerny. 2008. *Québec, un paradis pour les familles? Regards sur la famille et la fiscalité*, Edition Presses de l'Université Laval, 280 p.

Gonzalez, Libertad. 2013. « The Effect of a Universal Child Benefit on Conceptions, Abortions, and Early Maternal Labor Supply». *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 5, no. 3, p. 160-188.

Gregg, Paul et Susan Harkness. 2009. « Welfare reform and lone parents employment in the UK ». *Economic Journal*, vol. 119, no.535, pp. F38-F65.

Havnes, Tarjei et Magne Mogstad. 2014. « Is universal child care leveling the playing field? ». *Journal of Public Economics*.

Heckman, James J. 2010. « Building Bridges between Structural and Program Evaluation Approaches to Evaluating Policy ». *Journal of Economic Literature*, vol. 47, no. 2, p. 356-98.

Heckman, James J., John E. Humphries, Sergio Urzua et Gregory Veramendi. 2014. « Education, Health and Wages ». *IZA Discussion Papers 8027*, 60 p.

Hotz, Joseph V., Charles H. Mullin, John Karl Scholz. 2006. « Examining the effect of the earned income tax credit on the labor market participation of families on welfare ». NBER working paper n°11968.

Hum Derek et Wayne Simpson. 1999. « Wage Opportunities for Visible Minorities in Canada ». *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, vol. 25, no. 3, p. 379-394.

Imbens, Guido W., et Jeffrey M. Wooldridge. 2009. « Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation ». *Journal of Economic Literature*, vol. 47, no. 1, p. 5-86.

Kosonen, Tuomas. 2014. « To Work or Not to Work? The Effect of Childcare Subsidies on the Labour Supply of Parents ». *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 14, no. 3, p 32.

Kottelenberg, Michael J. et & Steven F. Lehrer. 2013. «New Evidence on the Impacts of Access to and Attending Universal Child-Care in Canada ». *Canadian Public Policy*, vol. 39, no. 2, pp. 263-286.

Lechner, Michael. 2011. « The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods ». *Foundations and Trends(R) in Econometrics*, vol. 4, no. 3, p. 165-224.

Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan. 2009. « Dynamic labour supply effects of childcare subsidies : evidence from a canadian natural experiment on low-fee universal child care ». *Labour economics*, vol. 16, no.5, p. 490-502.

Legault, Marie-Hélène. 2007. « Impact, dans cinq provinces canadiennes, de l'introduction de la Prestation nationale pour enfants (PNE) sur les revenus et la consommation de femmes monoparentales ». Mémoire, Montréal, Université du Québec à Montréal, 497 p.

Loi constitutionnelle de 1867, 30 & 31 Victoria, c 3, <<http://canlii.ca/t/q3x7>> consulté le 2014-09-21

Meyer, Bruce D. 1995. « Natural and Quasi-Experiments in Economics ». *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, no. 2, p. 151-161.

Milligan, Kevin et Mark Stabile. 2007. « The integration of child tax credits and welfare: Evidence from the Canadian National Child Benefit program ». *Journal of Public Economics* vol. 91, no. 1-2, p. 305-326.

Milligan, Kevin et Mark Stabile. 2009. « Child Benefits, Maternal Employment, and Children's Health: Evidence from Canadian Child Benefit Expansions ». *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 99, no. 2, pp. 128-132.

Milligan, Kevin. 2012. *Canadian Tax and Credit Simulator*. Database, software and documentation, Version 2012-1.

Puhani, Patrick A. 2012. « The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear "difference-in-differences" models ». *Economics Letters*, vol. 115, no. 1, p 85-87.

Québec. 2007. « Office des services de garde à l'enfance et Secrétariat à la famille : Rapport annuel 1996-1997 ». ISBN 2-551-17913-0. 53 p.

_____. 2009. « Le Québec renforce sa position de paradis des familles ». En ligne.

<https://www.premier-ministre.gouv.qc.ca/actualites/communiqués/details.asp?idCommunique=627>

_____. 2011. « Analyse comparative des politiques en matière familiale dans les provinces canadiennes ». En ligne.

http://www.mfa.gouv.qc.ca/fr/publication/Documents/analyse_politiques_fam.pdf

Régie des rentes du Québec. 2013. « Soutien aux enfants, statistiques de l'année 2012 ». 978-2-550-68928-7, 36 p.

Rubin, Donald B. 1977. « Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate ».

Journal of Educational Statistics, vol. 2, no. 1, p. 1-26

Statistique Canada. 2011. *Dynamique et déterminants du faible revenu selon différents seuils : nouvelles observations relatives au Canada en 2000 et après*. Catalogue n°75F0002M.

Ottawa, 44 p.

Statistique Canada. 2012a. *Les lignes de faible revenu 2010-2011*. Catalogue n°75F0002M.

Ottawa, 39 p.

Statistique Canada. 2012b. « Présence d'enfants peu importe l'âge de la famille économique ». En ligne. <http://www.statcan.gc.ca/concepts/definitions/efchildp-penfantfe-fra.htm>

UNICEF. 2012. *Mesurer la pauvreté des enfants: nouveaux tableaux de classement de la pauvreté des enfants dans les pays riches*. Centre de recherche Innocenti, 36 p.

Verneek, Marno. 2004. *A guide to modern econometric*, 2^e ed., Edition John Wiley & Sons Ltd, 429 p