

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

EST-CE QUE LES RÉCENTES BONIFICATIONS DES POLITIQUES SOCIALES ET
FAMILIALES ONT EU UN IMPACT SUR LE TAUX DE FÉCONDITÉ?

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

NICOLAS MORIN

décembre 2011

REMERCIEMENTS

Pour réaliser ce mémoire, j'ai bénéficié du soutien financier du Conseil de recherche en sciences humaines sous la forme d'une bourse d'excellence, dont je tiens à remercier.

Je tiens ensuite à offrir des remerciements distingués à Pierre Lefebvre et Philip Merrigan, mes directeurs de mémoire, qui me guidèrent tout au long du projet. Ils me permirent d'appliquer certaines notions théoriques de l'économie et m'initèrent aux microdonnées et à leur potentiel. Merci pour votre grande disponibilité, merci pour le partage de vos connaissances, merci pour vos éclaircissements et enfin, merci pour toute l'aide que vous m'avez apportée. J'y ai gagné beaucoup à vous côtoyer.

Merci également aux professeurs qui m'enseignèrent durant mes études en sciences économiques qui me permirent de voir différemment et qui, aujourd'hui, me permettent de gagner ma vie en tant qu'économiste.

Merci au personnel du département de sciences économiques, notamment Martine Boisselle-Lessard pour ces éclaircissements quant aux questions administratives, entre autres.

À Abel Brodeur, Bill Dorval, Mathieu Monette, Sébastien Plourde et Pierre-Guy Sylvestre, je vous dis merci. Sans vous, il n'y aurait pas eu autant de moments plaisants, et marrants. Je vous souhaite la meilleure des vies.

Finalement, merci à toi Maud, pour ta patience et ta compréhension. Merci aussi à toi et à nos merveilleuses filles. Lors des moments plus compliqués, je n'avais qu'à penser à vous et une nouvelle motivation m'animait. En fait, vous m'avez permis d'aller toujours un peu plus loin, de m'améliorer toujours un peu plus et de m'amener où je suis et où nous sommes. Merci infiniment.

AVANT-PROPOS

Premièrement, dans les estimations des modèles à effets aléatoires et à effets fixes, ainsi que le modèle *population averaged* pour des données longitudinales, les régressions ne peuvent utiliser de poids. Par conséquent, les résultats ne peuvent être inférés à la population. Les conclusions ne peuvent s'appliquer qu'à l'échantillon employé.

Deuxièmement, bien que la recherche et les analyses soient fondées sur des données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas celles de Statistique Canada.

Finalement, les données utilisées correspondent à celles ayant un accès restreint, mais anonyme, de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu. Leur emploi se déroula au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) de l'Université de Montréal.

TABLE DES MATIÈRES

REMARQUES	iii
LISTE DES FIGURES	viii
LISTE DES TABLEAUX	x
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	xiii
RÉSUMÉ	xv
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE	3
1.1 La chute de la fécondité	3
1.1.1 Hotz et Miller	3
1.1.2 Barro et Becker	4
1.1.3 Shultz	5
1.1.4 Heckman et Walker	5
1.1.5 Merrigan et St-Pierre	6
1.2 Les politiques publiques et la fécondité en Europe et aux États-Unis	7
1.2.1 Walker	7
1.2.2 Björklund	8
1.2.3 Lappegård	9
1.2.4 Asako	10
1.2.5 Gauthier et Hatzius	11
1.2.6 Lindo	12
1.3 Les politiques publiques et la fécondité au Canada	13

1.3.1	Lefebvre, Brouillette et Felteau	13
1.3.2	Zhan, Quan et van Meerbergen	14
1.3.3	Duclos, Lefebvre et Merrigan	14
1.3.4	Milligan	15
1.3.5	Kim	15
CHAPITRE II		
POLITIQUES SOCIALES ET FAMILIALES		
QUÉBÉCOISES ET CANADIENNES		
2.1	Allocations accordées aux familles	17
2.1.1	Prestations familiales québécoises versées jusqu'en 1997	17
2.1.2	Les différentes allocations canadiennes depuis 1993	19
2.1.3	Les plus récentes allocations provinciales	20
2.2	Les services de garde	24
2.2.1	Les garderies subventionnées	25
2.2.2	Ailleurs au Canada.....	28
2.3	Les congés de maternité et de paternité	31
2.3.1	L'assurance parentale au Québec.....	31
2.3.2	Ailleurs dans le reste du Canada et comparaisons avec le RQAP	32
2.4	Montants accordés par les différents politiques familiales	35
CHAPITRE III		
MÉTHODOLOGIE EMPIRIQUE		
3.1	Introduction.....	45
3.2	Le modèle <i>population averaged</i>	46
3.2.1	Point de départ	46
3.2.2	Modèles linéaires généralisés	48
3.2.3	Équations d'estimation généralisées	49
3.2.4	Les différentes structures de la matrice de corrélation	51
3.2.5	Un des modèles privilégiés	52

3.3	Le modèle à effets aléatoires pour une variable à choix discret	53
CHAPITRE IV		
	LES DONNÉES	57
CHAPITRE V		
	STATISTIQUES DESCRIPTIVES	61
5.1	Introduction	61
5.2	Le revenu des parents	62
5.3	Le conjoint occupe un emploi.....	67
5.4	Conjoint ou époux	70
5.5	Immigrante	71
5.6	Région rurale ou urbaine	74
5.7	Langue maternelle	77
5.8	Diplôme le plus élevé obtenu	80
5.9	Les groupes d'âge	84
5.10	Rang de naissance	88
5.11	Âge des autres enfants présents dans la famille	92
CHAPITRE VI		
	RÉSULTATS EMPIRIQUES	96
6.1	Introduction	96
6.2	Autre méthode	96
6.2.1	Le modèle à effets fixes	97
6.3	Résultats de la comparaison entre les trois modèles	101
6.4	Comparaisons entre les modèles à effets fixes et aléatoires	105
6.4.1	Raisons du rejet du modèle à effets fixes	105
6.4.2	Variations au sein de l'individu et entre les individus	108
6.4.3	Imprécision due à une diminution d'observations	114
6.5	Résultats	115
6.6	Interprétations des variables explicatives	118

6.7 L'effet des politiques familiales et sociales québécoises	122
CONCLUSION	127
ANNEXE	129
BIBLIOGRAPHIE	131

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
5.1 Proportion des femmes avec un revenu familial à moins de 20 000 \$ par année	65
5.2 Proportion des femmes avec un revenu familial annuel de 20 000 \$ à 40 000 \$.	65
5.3 Proportion des femmes avec un revenu familial annuel de 40 000 \$ à 60 000 \$.	66
5.4 Proportion des femmes avec un revenu familial annuel de 60 000 \$ à 80 000 \$.	66
5.5 Proportion des femmes avec un revenu familial annuel de 80 000 \$ et plus	67
5.6 Proportion des femmes du RdC dont le conjoint travaille ou ne travaille pas	69
5.7 Proportion des Québécoises dont le conjoint travaille ou ne travaille pas	69
5.8 Proportion des femmes avec ou sans conjoint	71
5.9 Proportion des femmes du RdC immigrantes ou non qui donna naissance	73
5.10 Proportion Québécoises immigrantes ou non qui donna naissance	73
5.11 Proportion des femmes du RdC de région rurale ou urbaine qui accouchèrent	76
5.12 Proportion des Québécoises de région rurale ou urbaine qui accouchèrent	76
5.13 Proportion des femmes du RdC qui accouchèrent selon leur langue maternelle	79
5.14 Proportion des Québécoises qui accouchèrent selon leur langue maternelle	79
5.15 Proportion des femmes du RdC qui accouchèrent selon leur niveau d'études ..	83
5.16 Proportion des Québécoises qui accouchèrent selon leur niveau d'études	83
5.17 Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon leur âge	87
5.18 Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon leur âge	87
5.19 Proportion des femmes du RdC réalisant l'évén. selon le rang de naissance	91
5.20 Proportion des Québécoises réalisant l'évén. selon le rang de naissance	91

Figure

5.21	Proportion des femmes du RdC réalisant l'évén. selon l'âge de leur(s) enfant(s)	95
5.22	Proportion des Québécoises réalisant l'évén. selon l'âge de leur(s) enfant(s)...	95
6.1	ISF des provinces canadiennes et du Canada.....	123
6.2	ISF québécois et politiques sociales et familiales	126
A.1	Indice synthétique de fécondité au Québec depuis 1950	129
A.2	Indice synthétique de fécondité au Canada depuis 1950.....	130
A.3	ISF des territoires	130

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Allocations, montants annuels versés par enfant, en dollars, QC, 1993 à 1997 .	18
2.2 Allocations à la naissance	19
2.3 Montants annuels associés à la PFCE et au SPNE	20
2.4 Paramètres du Soutien aux enfants, paiements maximum	21
2.5 Paramètres du Soutien aux enfants, paiements minimum.....	21
2.6 Paramètres du Soutien aux enfants, seuil et taux de réduction	22
2.7 Allocations provinciales (montants de 2010).....	23
2.8 Allocation familiale du Québec	24
2.9 Coûts des services de garde subventionnés	26
2.10 Places en services de garde	28
2.11 Places en garderie réglementée pour les enfants de 0 à 5 ans par province	29
2.12 Coût quotidien moyen d'une place en garderie dans le reste du Canada	30
2.13 Prestations du RQAP et de l'A-E – Tableau synthèse	34
2.14 Sommaire des politiques sociales et familiales	35
2.15 Montants accordés pour un revenu familial de 20 000 dollars par année	37
2.16 Montants accordés pour un revenu familial de 25 000 dollars par année	38
2.17 Montants accordés pour un revenu familial de 30 000 dollars par année	39
2.18 Montants accordés pour un revenu familial de 40 000 dollars par année	40
2.19 Montants accordés pour un revenu familial de 50 000 dollars par année	41

Tableau

2.20	Montants accordés pour un revenu familial de 60 000 dollars par année	42
2.21	Montants accordés pour un revenu familial de 100 000 dollars par année	43
2.22	Montants accordés en 2006 par le RQAP et l'assurance-emploi	44
2.23	Montants accordés en 2007 par le RQAP et l'assurance-emploi	44
2.24	Montants accordés en 2008 par le RQAP et l'assurance-emploi	44
4.1	Plan de l'EDTR	58
4.2	Variables	60
3.1	Caractéristiques du modèle sélectionné	53
5.1	Proportion des femmes du RdC ayant donné naissance selon le revenu familial	63
5.2	Proportion des Québécoises ayant donné naissance selon le revenu familial	64
5.3	Proportion des femmes réalisant l'évén. Selon le statut d'emploi du conjoint ...	68
5.4	Proportion des femmes réalisant l'événement selon leur statut conjugal	70
5.5	Proportion des femmes réalisant l'événement selon leur statut d'immigration ..	72
5.6	Proportion des femmes réalisant l'événement selon le type de région	75
5.7	Proportion des femmes réalisant l'événement selon leur langue maternelle	78
5.8	Proportion des femmes du RdC réalisant l'évén. Selon leur niveau d'études ...	81
5.9	Proportion des Québécoises réalisant l'évén. Selon leur niveau d'études	82
5.10	Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon leur âge	85
5.11	Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon leur âge	86
5.12	Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon le rang de naissance	89
5.13	Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon le rang de naissance .	90
5.14	Proportion des femmes du RdC réalisant l'évén. Selon l'âge de leur(s) enfant(s)	93
5.15	Proportion des Québécoises réalisant l'évén. Selon l'âge de leur(s) enfant(s)....	94
6.1	Effets estimés des trois modèles.	103

Tableau

6.2	Test de Hausman.....	105
6.3	Variations au sein de l'individu et entre les individus.....	109
6.4	Effets marginaux estimés sur la probabilité de donner naissance	117
6.5	Variables d'intérêt tirées du tableau 6.4.....	124

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

A-E	Assurance-emploi
AL	Alberta
AN	Allocation à la naissance
ARC	Agence du revenu du Canada
C-B	Colombie-Britannique
CGAP	Conseil de gestion de l'assurance parentale
DED	Différence-en-différences
EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
EEG	Équations d'estimations généralisées
EFC	Enquête sur les finances des consommateurs
ESG	Enquête sociale générale
I-P-É	Île-du-Prince-Édouard
ISF	Indice synthétique de fécondité
ISQ	Institut de la statistique du Québec
M	Millions
MA	Manitoba
MEA	Modèle à effets aléatoires
MEF	Modèles à effets fixes
MLG	Modèle linéaire généralisé

N-B	Nouveau-Brunswick
N-É	Nouvelle-Écosse
NU	Nunavut
ON	Ontario
PDP	points de pourcentage
PA	Modèle <i>population averaged</i>
PFE	Prestation fiscale pour enfants
PFCE	Prestation fiscale canadienne pour enfants
PUGE	Prestation universelle pour la garde d'enfants
PSID	« Panel Study of Income Dynamics »
QC	Québec
RAG	Rapport annuel de gestion
RB	Régime de base du Régime québécois d'assurance parentale
RP	Régime particulier du Régime québécois d'assurance parentale
RdC	Reste du Canada
RQAP	Régime québécois d'assurance parentale
RRQ	Régie des rentes du Québec
SARG	Supplément au revenu gagné
SAS	Saskatchewan
SC	Statistique Canada
SPNE	Supplément de la Prestation nationale pour enfants
T-N	Terre-Neuve et Labrador
TNW	Territoires du Nord-Ouest
WFTC	« Working Families Tax Credit »
YU	Yukon

RÉSUMÉ

Face au déclin démographique, le gouvernement québécois mit de l'avant des politiques cherchant à accroître le taux de natalité depuis plusieurs années. Également, il bonifia certaines d'entre elles pour tenter d'influencer un peu plus le nombre de naissance.

Cette recherche s'intéresse aux programmes orchestrés et/ou bonifiés par le gouvernement québécois depuis 1993 jusqu'à 2008. L'objectif de cette recherche est de savoir si les bonifications apportées aux politiques sociales et familiales influencèrent positivement la fécondité.

La recherche emploie des données longitudinales provenant des panels un à cinq de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada. Seules les femmes âgées de 25 à 38 ans entrent dans l'échantillon utilisé par le modèle à effets aléatoires et par le *population averaged*, dont la variable dépendante présente une non-linéarité.

Les politiques avant 1997, dont le *baby-bonus*, se révèlent efficaces pour améliorer la probabilité de donner naissance, ainsi que la combinaison des garderies subventionnées, du Soutien aux enfants et du RQAP. Toutefois, il s'avère plus difficile de déterminer les impacts individuels du Soutien aux enfants et du RQAP, mais étant donné que les garderies subventionnées n'eurent pratiquement pas d'impact significatif à elles seules, il est probable que ces deux mesures-là soient plutôt favorables à la fécondité.

Mais en raison de l'inconvénient de ne pouvoir pondérer les régressions, les résultats obtenus ne s'appliquent qu'à l'échantillon. On ne peut donc pas les inférer à la population dans son ensemble.

Mots clés : données longitudinales, indice synthétique de fécondité, naissances, politiques familiales, politiques sociales.

INTRODUCTION

Vers la fin du dernier siècle et jusqu'à récemment, le Québec a déployé de nouvelles politiques familiales et sociales et il en a bonifiées quelques-unes dans le but d'augmenter le taux de natalité tout en maintenant constant le taux d'activité. Mais est-ce que les bonifications ont vraiment accru le taux de fécondité des Québécoises ?

Pour comprendre pourquoi le Québec et le Canada appliquent dorénavant des politiques natalistes, il faut d'abord regarder l'évolution de l'indice synthétique de fécondité¹ du XX^e siècle.

Selon l'Institut de la statistique du Québec, au Québec de 1926 à 1965, l'indice synthétique de fécondité variait entre 3 et 4 enfants par femme en âge de procréer. Mais à partir de 1957, ce taux décru jusqu'à se situer sous le seuil de remplacement de la population² en 1970. À une certaine époque, il descendit même sous 1,3. Dans le reste du Canada, selon Ressources humaines et Développement des compétences Canada, le même phénomène survint, mais avec un léger décalage. La chute commença en 1961 et atteignit 2,1 enfants par femmes fécondes en 1971. Dans les deux populations, le taux synthétique de fécondité n'a plus jamais atteint cette cible. Depuis, il oscille autour de 1,6 ou 1,7³.

Par conséquent, les ensembles d'individus d'âges différents sont de tailles différentes. La taille du groupe de citoyens nés après 1970 est beaucoup moins importante que celle née entre 1945 et 1970. Les premiers individus nés durant le « baby-boom »⁴ quittent aujourd'hui la population active et arrivent à la retraite. Ils sont plus nombreux que leurs successeurs et le déplacement d'une cohorte d'une telle ampleur ne se fait pas sans créer de vagues

¹ Nombre moyen d'enfants par femme en âge de procréer (15 à 46 ans) à l'intérieur d'une population.

² Ce taux est de 2,1 enfants par femme en âge de procréer.

³ Voir graphique A.1 et A.2 en annexe au chapitre intitulé « Indice synthétique de fécondité ».

⁴ Selon l'Institut de la statistique du Québec, le baby-boom se produisit entre 1946 et 1966.

La population vieillit et il semble que le Québec ainsi que le Canada ne pourront éviter le choc démographique imminent. En raison du vieillissement de la population, les coûts liés aux régimes publics de retraite et à la santé s'élèveront. Tandis que le déclin de la population active et la baisse de main-d'œuvre affaibliront les recettes gouvernementales. Mais bien que cette problématique démographique soit inévitable à court et à moyen terme, il semble possible d'atténuer ses effets à long terme.⁵ C'est du moins ce que croient et souhaitent les gouvernements.

Alors que l'immigration est une possibilité pour élargir le bassin de population, il faut l'appuyer, car à elle seule, elle n'y parviendra pas. Une seconde façon d'accroître la population serait de hausser la natalité. Les gouvernements orchestrent déjà des politiques pour inciter les couples à avoir un ou plusieurs enfants. Quelques recherches démontrèrent que différentes mesures incitatives financières gouvernementales influencent le taux de fécondité puisque, notamment, le coût d'avoir un enfant et de l'élever diminue.

Dès lors au Québec, de récentes mesures incitatives comme, notamment, les changements dans les congés parentaux, tel le régime québécois d'assurances parentales ; les différentes prestations familiales, les crédits d'impôt plus avantageux et les services de garde subventionnés comme les garderies à 5/7 \$ firent leur apparition. Cette recherche tentera de déterminer si les récentes bonifications apportées aux politiques sociales et familiales québécoises modifient les comportements de fécondité.

La première partie du travail présente les recherches passées parcourues liées au sujet traité. Le second chapitre énumère les principales politiques familiales et sociales québécoises depuis 1988. Par la suite, on aborde le type de données utilisées et la méthode employée, pour finalement conclure avec une section décrivant les statistiques et une autre exposant les résultats obtenus des modèles économétriques.

⁵ ISQ, 2009 ;

Statistique Canada, 2008 ;

Desjardins Études économiques, 2008.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Beaucoup d'économistes, de sociologues et de démographes portent une grande attention aux liens possibles entre la fécondité et le revenu. Différents pays accordent des montants relatifs aux revenus parentaux si un bébé ou un jeune enfant est membre de la famille dans le but de maintenir ou de rehausser le taux de fertilité qui chuta lors des périodes passées. Dès lors, il existe une vaste littérature entourant ce sujet.

Certains chercheurs tentèrent d'expliquer l'origine des chutes marquées du nombre de naissances par femme dans les pays industrialisés tandis que d'autres mesurèrent l'impact des aides financières gouvernementales sur la fécondité. Deux conclusions émergent des recherches parcourues : l'arrivée de la femme sur le marché du travail et l'augmentation salariale chez celle-ci expliqueraient la baisse du taux de fécondité et les différentes incitations financières gouvernementales influenceraient positivement le taux de fécondité.

1.1 La chute de la fécondité

1.2.1 Hotz et Miller

Pour comprendre les changements dans les taux de fécondité, Hotz et Miller (1988) partirent du point de vue que la taille de la famille dépend des choix des parents contraints par le temps et l'argent.

Appliquant les principes de la théorie du consommateur, ils employèrent une approche dynamique pour examiner les liens entre les cycles de travail et de fécondité des femmes mariées. Ils analysèrent comment le temps consacré à la maternité, les coûts liés à l'enfant et les bénéfices qu'en tirent les parents modifient les décisions attachées au travail et à la contraception.

Pour réaliser leur ouvrage, Hotz et Miller recoururent à des données longitudinales du « Panel Study of Income Dynamics » (PSID) aux États-Unis. Ainsi, ils possédaient des renseignements sur l'historique salarial et familial des femmes mariées ayant au moins un enfant.

Ils découvrirent par ailleurs que le temps accordé à l'enfant décroît avec son âge, que plus la mère consacre du temps à son enfant, plus la probabilité d'en avoir un autre s'amenuise et moins grande sera son offre de travail et que plus le revenu du conjoint augmente et plus la possibilité d'accroître la taille de la famille augmente. Selon leur équation de l'offre de travail, une constante revient toujours, soit que plus le salaire de la femme augmente et plus la probabilité qu'elle mette au monde une deuxième progéniture diminue par un effet de temps et de prix.

1.1.2 Barro et Becker

La plupart des recherches traitant de l'aspect économique de la fertilité se concentrent sur les effets du revenu familial et du coût lié à élever un enfant. Barro et Becker (1988) remarquèrent qu'on omettait les liens qui existent entre plusieurs générations d'une même famille.

Leur travail analysa les différents liens entre l'accumulation de capital entre les générations et le taux de fécondité. Leur modèle suggéra que les parents maximisent une fonction d'utilité dynastique qui dépend de la consommation des diverses générations, de leur fertilité, d'un équilibre entre le coût et le bénéfice associé à un enfant et de l'utilité de leurs enfants. Les parents maximisent donc une utilité qui dépend positivement de celles de leurs enfants. Les auteurs les définirent conséquemment comme des parents altruistes envers leurs enfants.

Leur modèle implique dès lors le bien-être de toutes les générations de la famille et ainsi le lien entre les générations se crée et justifie l'emploi d'une fonction de maximisation d'utilité dynastique. Il entraîne également des contraintes de ressources dynastiques qui dépendent de la richesse héritée par les parents, du revenu de toutes les générations et des coûts liés à élever un enfant. Barro et Becker étudièrent les effets de variations de variables pour comprendre l'évolution de la fécondité.

Leur modèle révéla que le coût lié à avoir un enfant diminue si les revenus permanents gonflent et augmente si le coût lié ou l'investissement consacré à un enfant augmente. Si on baisse le coût d'élever un enfant à une période, toutes choses étant égales par ailleurs, la progéniture s'accroît par rapport à la période suivante quand le coût d'élever un enfant revient à la normale. C'est en fait un effet de substitution temporelle.

Et toujours selon le modèle des auteurs, une croissance économique rapide, un taux de mortalité infantile faible, un accroissement rapide des paiements en sécurité sociale et un taux d'intérêt réel à court terme faible expliqueraient la chute du taux de fécondité des pays occidentaux de la fin des années 50 jusqu'au début des années 80.

1.1.3 Shultz

De son côté, Shultz (2001) observa autant les pays à revenu élevé que ceux à faible revenu durant le XX^e siècle. Il suggéra que l'augmentation du niveau d'éducation moyen chez la femme contribue à une hausse salariale et par conséquent à un coût d'opportunité plus grand d'avoir des enfants. Étant donné que la mère doit quitter le marché du travail pour s'occuper de son enfant qui vient de naître, elle renonce à son salaire. Il ajouta également que le coût d'opportunité suit le niveau de la rémunération.

L'auteur mentionna également qu'un accroissement du coût d'opportunité lié à la venue d'un bébé inciterait la famille à engendrer moins d'enfants. Elle consacrerait alors plus de ressources par enfant, par exemple envoyer les enfants poursuivre leurs études à un cycle supérieur. Elle substituerait la qualité à la quantité, une qualité qui se définit comme une plus grande part de ressources investie dans un enfant. Malgré tout, Becker remarqua cette tendance auparavant.

Il fit aussi état que dans les régions ou dans les industries où le salaire de l'époux s'accroît relativement à celui de la femme, le taux de fécondité se maintient élevé, tandis qu'à l'inverse, le taux de fécondité chute.

1.1.4 Heckman et Walker

Heckman et Walker (1990) tentèrent de déterminer l'impact du salaire des femmes et du revenu de l'époux autant sur la fécondité totale que sur la dynamique de la fécondité en Suède.

Leur recherche se focalisa sur cinq cohortes de femmes nées entre 1936 et 1960. Ils utilisèrent des données longitudinales provenant du « Swedish Fertility Survey » de 1981. Ils recoururent également à des données sur le salaire et le revenu des individus construites à partir d'informations tirées du salaire annuel réel manufacturier et de la base de données nommée « Statistics Sweden » entre 1941 et 1981.

Les auteurs comparèrent différents modèles qui variaient selon leur spécification. Tous prédisent un impact négatif d'une augmentation salariale chez la femme sur le nombre total de conceptions et sur le taux de transition entre passer d'aucun (un, deux) à un enfant (deux, trois). En somme, cela réduit la fécondité puisque le coût d'opportunité de la mère est plus élevé. Chaque modèle prétend qu'un accroissement du revenu du conjoint raccourcit l'intervalle entre les transitions et accélère l'arrivée d'un enfant de premier, de second ou de troisième rang.

L'effet principal d'une hausse salariale ou de revenu se répercuta principalement sur la troisième naissance. En fait, selon les effets de simulation de variations de salaires ou de revenus, une augmentation du revenu du conjoint s'accompagnerait par une proportion plus forte de celles qui accouchent une troisième fois. Et de plus, la famille se créerait plus jeune.

1.1.5 Merrigan et St-Pierre

Merrigan et St-Pierre (1998) répliquèrent la méthodologie des deux précédents auteurs, Heckman et Walker (1990), pour estimer un modèle néoclassique réduit de la fécondité totale et de la dynamique totale chez les Canadiennes.

Leur objectif consistait à explorer ce qui détermine le cycle de fécondité des femmes au Canada. Ils optèrent pour des données provenant de l'Enquête sociale générale (ESG) de Statistique Canada pour 1990 et de façon similaire à Heckman et Walker, ils prédirent le salaire réel pour chaque femme de leur échantillon pour une période s'étalant de 1954 à 1990. Mais contrairement à la Suède, le Canada se définit comme un pays plus multiculturel. Pour pallier cette différence, Merrigan et St-Pierre bénéficièrent de données de l'ESG qui leur permirent de maîtriser certains facteurs comme les pratiques religieuses qui varient d'une génération à l'autre, le nombre de frères et sœurs qui diffèrent selon l'individu et la période, et également les régions qui se caractérisent par diverses économies. Ces déterminants servirent

à cerner davantage la période quand l'enfant est conçu et l'intervalle avec les autres enfants déjà présents dans la famille.

Finalement, les auteurs en arrivèrent à des évidences similaires à celles de Heckman et Walker, soit que la hausse salariale chez les femmes durant la période étudiée fût un élément important dans la chute du taux de fécondité, mais cette fois pour le Canada. Étant donné l'effet salarial, le coût d'opportunité d'avoir un ou plusieurs enfants augmenta et il semble fortement probable que le déclin de la fécondité chez les mères canadiennes est dû à une rémunération plus forte plutôt qu'à un changement de préférence.

La majorité des recherches parcourues convergent vers la même conclusion, soit qu'un niveau de scolarisation plus élevé expliquerait les chutes de fécondité observées dans plusieurs pays, puisqu'un niveau de scolarité plus élevé engendre une plus grande participation sur le marché du travail qui procure, à son tour, un revenu plus élevé chez la femme et donc un coût d'opportunité plus grand d'avoir un enfant. Dès lors, on peut comprendre pourquoi les gouvernements consacrent une partie de leur budget pour influencer la fertilité des citoyennes. Mais encore reste-t-il à mesurer l'impact des mesures incitatives mises de l'avant par les décideurs publics pour voir s'il est bien réel.

1.2 Les politiques publiques et la fécondité en Europe et aux États-Unis

1.2.1 Walker

James R. Walker publia divers travaux entourant la fécondité et les revenus. Un de ceux-ci apparut dans le *Journal of Population Economics* en 1995 et s'intitula « The Effect of Public Policies on Recent Swedish Fertility behavior ».

Pour cette recherche, il recourut à un modèle néoclassique pour mettre en lumière les effets des politiques publiques et de l'environnement économique sur les comportements de fécondité au cours des années 70 et 80 en Suède.

Il fit usage de la notion de prix de la fécondité pour englober les coûts liés à avoir un enfant. Ces coûts englobent le salaire auquel la femme renonce lorsqu'elle quitte le marché du travail pour s'occuper de son enfant lors de ses premiers moments, la perte de capital humain, car la mère quitte le marché de l'emploi et les coûts directement liés au bébé tels les

soins et l'alimentation. Comme une personne gagne généralement un plus faible salaire à son arrivée sur le marché du travail et possède moins de capital humain que si elle se situe au milieu de sa carrière, le coût de fécondité est moins grand également. Par conséquent, une femme donnant naissance au début de sa carrière professionnelle réduirait les pertes salariales de capitaux humains relativement au milieu de sa carrière.

Son travail révéla que les variables économiques mises en vigueur durant les années étudiées influèrent plutôt le moment où on met au monde un enfant et la durée entre deux naissances que la fécondité totale. Il soutient que la hausse importante du prix de fécondité durant les années 70 fit chuter le taux de fécondité, alors que la baisse de ce prix la décennie suivante en expliquerait la remontée. Il remarqua également qu'une politique accordant un congé parental à un pourcentage du salaire gagné avant l'accouchement avait tendance à élever l'incitation à donner naissance à un autre enfant plus tard que plus tôt puisque le salaire serait probablement plus élevé.

1.2.2 Björklund

Plus récemment, un autre chercheur suédois se pencha sur cette question, Anders Björklund.

Vers le début de 1960, la Suède instaura et bonifia plusieurs politiques familiales. On allongea la durée et on augmenta la proportion des prestations du congé parental, on subventionna les garderies et on en augmenta le nombre de places, on accorda des congés payés aux parents pour prendre soin de leur(s) enfant(s) malade(s) et on permit la possibilité aux parents de réduire à 75 % leurs heures de travail par semaine pour consacrer plus de temps à leur progéniture. Selon les caractéristiques du congé parental, les parents qui venaient d'avoir un autre enfant pouvaient conserver le même niveau de prestations qu'ils recevaient à l'enfant précédent sans devoir travailler à nouveau à temps plein pour se requalifier pour le même niveau de prestations.

Björklund (2006) étudia les changements de fécondité, également selon le niveau d'éducation, et les intervalles de temps entre chaque naissance entre les femmes nées dans les années 1920 et 1930 et celles nées dans les années 1950. Celles de cette génération-ci étaient exposées à ces mesures incitatives durant leur période de fécondité alors que celles-là n'y étaient pas. Il compara ces générations avec celles des autres pays scandinaves et la Finlande

qui ne mirent pas en vigueur des politiques natalistes aussi importantes. Il choisit la méthode différence-en-différences (DED) pour mesurer les tendances et émit l'hypothèse que les pays comparés partageaient les mêmes effets fixes communs comme notamment les méthodes contraceptives et les lois sur l'avortement. Par conséquent, puisque les politiques familiales changeaient, la méthode DED capterait les impacts sur la fécondité.

Selon les résultats de sa recherche, les bonifications des politiques familiales eurent un impact sur la fécondité, elles raccourcirent l'intervalle de temps entre chaque naissance dans le cycle de fécondité, mais elles ne parvinrent pas à modifier la relation négative entre le niveau d'éducation de la femme et la fécondité. Ce dernier résultat proviendrait possiblement du fait que le congé parental accordait un pourcentage du salaire gagné l'année précédant l'accouchement et que cela créerait une incitation à compléter ou à augmenter son éducation et à travailler avant de procréer.

1.2.2 Lappegård

Un autre chercheur examina des politiques similaires, mais pour la Norvège pour une période différente puisqu'on les introduisit à la fin du siècle dernier et à la première décennie de ce siècle.

Lappegård (2008) analysa les relations entre différentes politiques familiales et la fécondité en Norvège. L'objectif de son travail n'était pas de trouver l'impact causal du congé parental, des garderies subventionnées et des prestations pour garde d'enfants sur la fécondité, mais d'en établir les relations. Il étudia les liens selon le niveau d'éducation de la femme puisque les programmes comme le congé parental et les garderies subventionnées s'adressaient aux femmes employées et rémunérées, alors que les prestations pour garde d'enfants visaient généralement les femmes au foyer ou celles gagnant un faible salaire. Il porta une attention particulière aux politiques qui réconcilient le travail et la famille, car il constata qu'un changement se produisit. En fait, les pays avec le plus haut taux d'emploi chez la femme présentaient également le plus haut taux de fertilité, en particulier au Danemark, en Norvège et en Finlande.

Il utilisa un modèle à choix discret et à effets fixes pour maîtriser les éléments invariables qui influenceraient la fécondité. Il opta pour des données provenant des registres de la

population norvégienne de 1995 à 2002, période où on appliqua les différentes incitations financières.

Puisqu'il étudia la question sous différentes combinaisons de taille de la famille, de niveau d'éducation et de degré de partage du congé parental, il en arriva à différentes conclusions. Mais principalement, l'auteur découvrit que le laps de temps entre le premier et le deuxième enfant était plus court pour les couples bénéficiant du congé parental par opposition à ceux n'en bénéficiant pas. Et que plus le père s'octroyait des semaines de congé de paternité du congé parental, plus l'espace de temps entre le premier et le deuxième enfant raccourcissait. Mais l'auteur n'établit aucun lien causal du partage entre les sexes du congé parental et la fécondité. De plus, il n'observa aucun lien significatif entre la disponibilité des places en garderies subventionnées et la fertilité.

1.2.4 Asako

Alors que les précédents auteurs s'intéressaient généralement à l'impact des politiques visant à accentuer le taux de natalité, Asako Ohinata (2008) porta plutôt une attention sur une politique britannique qui ne s'orientait pas primordialement vers la fécondité.

Le « Working Families Tax Credit (WFTC), instauré en 1995, encourageait les familles à revenus modestes à se joindre au marché du travail. Au préalable, ce supplément au travail élevait les gains générés par le travail pour les familles avec des enfants pour atténuer la pauvreté.

Étant donné qu'on associe souvent une hausse du revenu à une baisse du coût d'opportunité d'avoir des enfants, l'auteur se douta que cette politique influencerait potentiellement la fertilité. Il voulait connaître l'impact de la mesure incitative sur la probabilité de donner naissance ainsi que sur le moment où on conçoit l'enfant chez les femmes seules ou en couple. De plus, puisque cette incitation financière aux familles à revenus modestes pouvait influencer sur l'emploi, le revenu et possiblement la fécondité simultanément, et que l'auteur fit appel à des données longitudinales, le problème d'endogénéité sembla écarté.

Pour réaliser une telle recherche, il employa des données de 1995 à 2003 du « British Household Panel Survey » pour observer les variations dans la fécondité. Possédant ces

éléments longitudinaux, il ne lui restait plus qu'à trouver le groupe de contrôle pour pouvoir utiliser un estimateur DED dans un modèle *probit* à effets aléatoires.

Le groupe de contrôle comparé gagnait un salaire annuel oscillant entre 25 000 et 35 000 livres sterling alors que le groupe traité en gagnait un d'environ 23 000 livres sterling.

D'après tous ces éléments, l'impact de cette politique chez les femmes célibataires réduit de façon significative la probabilité de donner naissance et allonge l'intervalle temporel entre tous les rangs de naissance. Pour les femmes en couple, le même effet se reproduit, soit que la mesure incitative n'incitât pas ces femmes à procréer plus. Mais l'effet diffère concernant le « tempo » de naissance, puisqu'il accélère la conception du second enfant. Mais ce dernier résultat ne surprend pas, car en moyenne les femmes britanniques donnent naissance à deux enfants. Sans le WFTC, les Britanniques en couple auraient probablement donné naissance à un autre bébé. Mais il faut aussi spécifier que ce supplément touchait plus particulièrement les femmes seules avec un ou des enfants.

1.2.5 Gauthier et Hatzius

Gauthier et Hatzius (1997) évaluèrent 22 pays industrialisés de 1970 à 1990 à l'aide de séries temporelles. En gérant les facteurs différents, mais fixes entre les pays analysés et en ajoutant la variable dépendante retardée pour tenir compte de la persistance de la fécondité, les résultats de leur modèle économétrique montrent qu'une augmentation de 25 % des transferts financiers gouvernementaux accordés aux parents influence positivement le taux de fécondité de 0,07 points de pourcentage, alors que les prestations accordées au congé de maternité ne semblèrent pas influencer significativement le nombre de naissances.

L'absence de signification statistique de cette dernière mesure incitative pourrait s'expliquer par le fait qu'elle peut influencer de façons opposées le taux de fécondité. Elle est divisible en deux composantes : le montant et la durée. Alors que le montant accordé pour le congé de maternité semble être corrélé positivement avec la fécondité, l'effet de la durée sur la probabilité d'avoir un enfant paraît plus incertain. Puisque d'un côté, plus le congé dure longtemps et plus la mère peut manquer des occasions de promotions ou de formations, ce qui créerait un lien négatif avec l'intention d'avoir un enfant. Mais d'un autre côté, un congé plus long pourrait inciter certaines femmes avec une sécurité d'emploi d'élever ou d'élargir une

famille, puisqu'elles disposeraient de plus de temps pour récupérer d'un accouchement (Gauthier et Hatzius, 1997, p. 297).

1.2.6 Lindo

Alors que certaines recherches prétendent qu'une corrélation négative entre la fertilité et le revenu existe en raison d'utilisation de données transversales, Lindo (2008) rechercha l'impact causal du revenu sur la fécondité en utilisant un choc permanent au revenu du conjoint en raison d'une perte d'emploi comme variable explicative. Aussi, son travail s'intéressa à l'aspect dynamique de la fécondité en réponse à ce choc, parce qu'un ménage considère quand et combien il aura d'enfants.

L'avantage du papier de Lindo provient de cette variable explicative qu'il considéra comme plus exogène que le revenu de la mère ou du conjoint. La perte d'emploi lui donna l'occasion de posséder une variation exogène du revenu du conjoint. Donc, cela lui permit de considérer la perte d'emploi comme une expérience naturelle, car il apparaît qu'avec une certaine probabilité qu'elle soit aléatoire.

Pour déterminer l'incidence de la variable indépendante sur la probabilité de donner naissance et sur la période où on donne naissance, Lindo misa sur un modèle *logit* à effets fixes. Ce qui lui accorda la chance de maîtriser les caractéristiques immuables inobservables corrélées aux variables dépendante et indépendantes d'intérêt.

Il choisit des données longitudinales américaines provenant du PSID qui inclut le « Childbirth and Adoption History Supplement » (CAHS) de 1968 à 1995. L'échantillon se limita aux femmes de 14 à 42 ans.

Un choc au revenu permanent du conjoint en raison d'une perte d'emploi augmenta la probabilité d'avoir un enfant les années suivant cette perte d'emploi, mais en diminua la probabilité plus tard. Au total, la diminution l'emporta sur l'augmentation et il s'ensuivit une baisse du nombre de naissances. En somme, l'impact causal du revenu sur la fécondité est positif. Les résultats tendent vers ceux de Heckman et Walker : une réduction de 32 % du revenu de long terme du conjoint amènerait une baisse de 0,10 unités de la fécondité totale par opposition à une hausse de 12 % du salaire du conjoint pour une augmentation de 0,05 unités.

1.3 Les politiques publiques et la fécondité au Canada

Bien que des politiques familiales au Canada existaient déjà, l'écart entre les montants associés à ces mesures incitatives et les revenus de travail s'accroissait puisque les salaires augmentaient plus rapidement. La population disposait de certaines incitations financières favorables à la natalité telles les exemptions fiscales et les allocations familiales depuis 1918 et 1945 respectivement. En 1973, l'intensité des versements d'allocations familiales pour chaque enfant s'accroît fortement et les exemptions fiscales passèrent de 100 à 300 dollars et de 300 à 500 pour les jeunes de moins de 16 ans et pour ceux de 17 ans et plus, respectivement. Plus tard, en 1978, le gouvernement établit une autre politique qui prit la forme d'un crédit d'impôt remboursable dégressif selon le revenu familial par enfant admissible. Au Québec, cette dernière incitation financière s'apparenta plutôt à une exemption fiscale.

1.3.1 Lefebvre, Brouillette et Felteau

Lefebvre, Brouillette et Felteau (1994) examinèrent l'effet de ces politiques sur la fécondité et sur la participation des femmes au marché du travail de 1975 à 1987. Ils optèrent pour des données transversales de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) de 1976, 1978, 1980, 1982, 1983, 1985, 1986, 1987 et 1988. Ils s'attardèrent aux couples mariés avec ou sans enfant dont l'âge de la femme variait de 23 à 40 ans pour des fins pratiques.

Ils estimèrent par un maximum de vraisemblance à information complète un modèle à choix discret emboîté et séquentiel. C'était un modèle où on évaluait huit options, car il y existait la possibilité ou non de travailler, d'avoir ou non des enfants et le nombre d'enfants. Ils déterminèrent chaque niveau de décision simultanément pour contrer la perte d'efficacité puisqu'ils conçurent la régression de façon séquentielle.

Les résultats empiriques concordent généralement à la théorie. Une hausse salariale nette chez la femme diminue la fécondité (le coût d'opportunité de travailler augmente), tandis qu'un accroissement des montants financiers gouvernementaux associés à la présence et au nombre d'enfants contribue positivement à la fécondité.

Dans le même ouvrage, Lefebvre, Brouillette et Felteau simulèrent quelques scénarios pour connaître l'effet des différentes mesures incitatives sur la natalité, entre autres. Ils modifièrent les paramètres fiscaux pour observer les impacts sur la probabilité d'avoir ou pas

un enfant et sur le rang de naissance. Quelques faits ressortirent de ces simulations, notamment que si le revenu familial augmentait en raison de ces aides gouvernementales, la fécondité en ferait autant puisque le coût associé à un nouvel enfant dans la famille diminuerait pour les familles avec déjà un enfant.

Mais en général, les simulations procurent des effets différents et inverses sur la fécondité et le nombre d'enfants. Par exemple, il ne suffirait pas de bonifier une politique pour accroître la fécondité, les allocations familiales qui augmentent selon le rang de naissance favoriseraient les naissances et une allocation familiale plus importante pour le premier enfant inciterait la mise au monde de cet enfant.

1.3.2 Zhan, Quan et van Meerbergen

Sur une période s'étendant de 1921 à 1988, Zhan, Quan et van Meerbergen (1994) étudièrent les effets de différentes aides financières. Contrairement à Gauthier et Hatzius (1994), ils évaluèrent chaque incitation financière séparément dont le congé de maternité, l'allocation familiale, le crédit et l'exemption de taxe pour les parents sur le taux de fécondité à l'aide de données temporelles agrégées.

À l'exception du congé de maternité, les différentes mesures incitatives financières affectent positivement et significativement le nombre moyen d'enfants par femme canadienne. De plus, ils suggèrent que hausser l'aide financière publique à un certain niveau pourrait ramener le taux de fécondité au seuil de remplacement. Ce qui va à l'opposé de ce que Lefebvre, Brouillette, Felteau (1994) conclurent.

1.3.3 Duclos, Lefebvre et Merrigan

Plus récemment, Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001) examinèrent un ensemble de politiques familiales et sociales sur l'intervalle allant de 1988 à 1997 au Québec et dans le reste du Canada.

Les différentes mesures financières n'avaient pas seulement comme but d'augmenter les taux de fécondité, mais aussi d'accroître la taille de la famille, car passer du premier au deuxième rang ou du deuxième au troisième rang pouvait élever les transferts gouvernementaux de plusieurs centaines de dollars et de plusieurs milliers de dollars respectivement.

Par conséquent, ils optèrent pour des données démographiques et des micro-données de l'EFC pour déterminer le nombre de femmes à risque de donner naissance à un premier, à un deuxième et à un troisième enfant. L'étude se limita aux femmes de 18 à 35 ans puisque les femmes plus âgées que celles-ci auraient pu avoir un ou des enfants qui ne soient plus dans le ménage.

Par une approche DED, ils obtinrent des résultats positifs pour des naissances de rang un, deux ou trois. Tandis qu'avec l'estimateur DED dans une analyse économétrique, les auteurs arrivèrent à des conclusions soutenant l'idée que des outils incitatifs mis en place par le gouvernement modifièrent la probabilité d'avoir un ou plusieurs enfants, surtout un troisième, et qu'un montant plus généreux accroîtrait de façon importante la fertilité.

1.3.4 Milligan

Milligan (2004) se pencha sur la même période que les précédents auteurs pour étudier l'impact de l'allocation à la naissance uniquement. Mais en plus des données démographiques pour obtenir des caractéristiques importantes pour restreindre certains facteurs, il choisit plutôt des micro-données provenant des recensements canadiens sur la famille de 1991 et de 1996 afin de posséder de l'information sur les parents et sur les enfants pour recréer la structure de la famille.

Il illustra que les incitations financières gouvernementales québécoises augmentèrent la probabilité d'avoir un premier, un deuxième et même un troisième enfant. Plus concrètement, Milligan parvint à des augmentations de 10,7 %, 12,6 % et 25 % pour avoir un, deux ou trois enfants respectivement. De plus, il établit qu'une augmentation de 1000 dollars augmenterait la fécondité de 9,6 % pour n'importe quel rang de naissance.

1.3.5 Kim

Kim (2007), tout comme Milligan (2004) étudia l'impact de l'allocation à la naissance (AN) (1988 à 1997) orchestrée par le Québec à l'aide de recensements canadiens, mais de 1986 à 2001 au lieu de 1991 à 1996 pour tenir compte des naissances des cinq années précédentes. Cette politique ne dépendait pas du statut social ou économique du bénéficiaire.

Contrairement à Milligan, qui utilisa un modèle de probabilité linéaire, Kim opta plutôt pour un modèle non linéaire à effets fixes : un *probit* ordonné. De ce fait, il contra le

problème potentiel lié à l'utilisation d'un modèle linéaire lorsque la variable dépendante est à choix discret.

Selon ses résultats, le nombre d'enfants nés en raison de l'AN se chiffrait à 96 792. La probabilité d'avoir un enfant tout rang confondu augmenta de 9,07 %. Et puisque cette mesure incitative était plus généreuse lorsque la famille avait un troisième enfant ou plus, la probabilité grimpa à 16 %, alors que la probabilité d'en avoir un premier chuta à 2,29 %. Milligan parvint à des résultats plus élevés, surtout pour la première naissance.

Kim détailla sa recherche en évaluant l'AN chez différents groupes d'âge et selon différents niveaux de revenus familiaux. Ses résultats concordèrent avec ses hypothèses et ses appréhensions. Puisque l'incitation générait plus d'argent aux familles plus pauvres financièrement, l'impact fut plus important pour celles dont le revenu familial se situait sous 10 000 dollars par année. En fait, c'est le seul groupe où l'impact fut statistiquement significatif.

Il découvrit également la relation négative de l'incitation financière du gouvernement du Québec sur le taux de fertilité selon l'âge de la mère. Les groupes de femmes plus jeunes réagirent plus fortement à la politique que les femmes de 35-44 dont la politique ne sembla pas les influencer. Ce qui suggère un effet temporel et non de quantité de l'AN sur la fécondité.

C'est-à-dire qu'elle incitait les femmes à avoir des enfants plus tôt dans leur cycle de fécondité. Mais l'ajustement temporel ne pourrait être précisé qu'avec des données permettant d'obtenir le cycle complet de fécondité de ces femmes éligibles à l'AN.

Qu'on applique des politiques favorables à la natalité dans différents pays européens, aux États-Unis ou au Canada, les effets se ressemblent. La hausse salariale chez la femme et l'arrivée de celle-ci sur le marché du travail paraissent liées à la diminution de la fécondité, du moins elles ne semblent pas inciter une augmentation du nombre de naissances par femme. Ces deux caractéristiques créent un coût d'opportunité qui n'existait pas il y a 70 ans au Canada. Les mesures incitatives gouvernementales pour accroître la procréation diminuent ce coût d'opportunité. Conformément aux recherches parcourues, l'effet cause une augmentation de naissances. Mais lorsqu'on envisage le facteur temporel, l'impact s'atténue pour la raison que les couples devancent le moment d'élargir la famille ou accélèrent le moment de la venue d'un second enfant.

CHAPITRE II

POLITIQUES SOCIALES ET FAMILIALES QUÉBÉCOISES ET CANADIENNES

Le présent chapitre énumère les différentes mesures familiales et sociales orchestrées ou en vigueur depuis 1993. Mais puisque certaines politiques firent leur apparition avant cette année-ci, la recherche les mentionne également. Chaque sous-chapitre présente les mesures incitatives québécoises et canadiennes pour comprendre les différences existantes.

2.1 Allocations accordées aux familles

2.1.1 Prestations familiales québécoises versées jusqu'en 1997

Le 1^{er} mai 1988, le gouvernement du Parti libéral du Québec mit en place un important programme d'aide aux familles où chaque citoyen ou résident permanent rencontrait l'admissibilité. Une mesure nataliste d'une telle envergure ne trouvait pas son équivalent ailleurs dans le reste du Canada.

Le Québec créa les allocations à la naissance et pour jeunes enfants, puis bonifia l'allocation familiale. Les recherches de Milligan (2004) et Kim (2007) étudièrent l'impact de la première prestation mentionnée. Son caractère unique permit aux chercheurs de comparer les femmes québécoises à celles du reste du Canada pour déterminer son impact sur la fécondité. Cette mesure financière permettait à certaines catégories de familles de toucher jusqu'à 8000 dollars. Le but de cette politique était de soutenir ou d'augmenter la taille familiale ou de diminuer les différents coûts liés à un autre enfant (Baril, Lefebvre, Merrigan 1997). Le second programme abordé se destinait aux familles avec des enfants mineurs, tandis que le troisième s'adressait à celles avec des enfants de moins de six ans.

Le tableau 2.1 provient de l'article « La politique familiale : ses impacts et les options » de Baril, Lefebvre et Merrigan. Il indique l'intensité des différentes prestations financières québécoises selon le rang de naissance. On remarque que l'AN se démarque des deux autres par ses montants et surtout par son accent sur la naissance de troisième rang au moins. C'est possiblement en raison de cet intérêt pour un enfant de troisième rang que Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001), Milligan (2004) et Kim (2007) s'intéressèrent à la probabilité de donner naissance à un enfant de différent rang.

Tableau 2.1
Allocations, montants annuels versés par enfant, en dollars,
Québec, 1993 à 1997

Rang de l'enfant	Allocation à la naissance	Allocations familiales	Allocations pour jeunes enfants
1 ^{er} enfant	500 \$	130.92 \$	117.24 \$
2 ^{ème} enfant	1 000 \$	174.48 \$	234.36 \$
3 ^{ème} enfant	8 000 \$	218.16 \$	585.96 \$
4 ^{ème} enfant et suivants	8 000 \$	261.32 \$	585.96 \$

Source Baril, Lefebvre et Merrigan (1997) et ministère de la Sécurité du revenu.

Même si la seconde et la troisième allocation amplifient l'aide versée aux familles québécoises, l'intérêt porte sur la première étant donné son intensité et ses effets probables sur la fécondité.

Le tableau 2.2 extrait du papier de Milligan (2004) démontre l'évolution de l'AN ou également nommée « bébé-bonus » tout au long de son application. Ce soutien financier accordait différents montants aux familles dépendamment du rang de l'enfant dans la famille. L'intérêt était grandement orienté vers le troisième enfant, alors que l'aide financière pour des enfants de rangs un et deux y était comparativement négligeable.

Tableau 2.2.
Allocations à la naissance

	Premier enfant	Deuxième enfant	Troisième enfant ou plus
Mai 1988 à avril 1989	500 \$ à la naissance	500\$ à la naissance	8 paiements trimestriels de 375 \$ = 3000 \$
Mai 1989 à avril 1990	500 \$ à la naissance	500 \$ à la naissance plus 500 \$ au 1 ^{er} anniversaire	12 paiements trimestriels de 375\$ = 4500 \$
Mai 1990 à avril 1991	500 \$ à la naissance	500 \$ à la naissance plus 500 \$ au 1 ^{er} anniversaire	16 paiements trimestriels de 375 \$ = 6000 \$
Mai 1991 à avril 1992	500 \$ à la naissance	500 \$ à la naissance plus 500 \$ au 1 ^{er} anniversaire	20 paiements trimestriels de 375 \$ = 7500 \$
Mai 1992 à septembre 1997	500 \$ à la naissance	500 \$ à la naissance plus 500 \$ au 1 ^{er} anniversaire	20 paiements trimestriels de 400 \$ = 8000 \$

Source :Milligan (2004)

2.1.2 Les différentes allocations canadiennes depuis 1993

En 1993, la prestation fiscale pour enfants (PFE) remplaça le crédit fiscal non remboursable et l'allocation familiale. Par la suite, en 1998, la PFE devint la prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE). Encore aujourd'hui en 2011 on accorde cette prestation aux familles ayant au moins un enfant de 18 ans ou moins et les montants des versements associés diminuent progressivement quand le revenu net familial excède 40 970 dollars. Plus précisément, on réduit de 2 % les prestations attribuées aux familles lorsque le revenu familial net dépasse ce seuil.

En 1993 également, le Supplément au revenu gagné (SARG) s'ajouta à la PFE, mais visait les parents qui gagnaient un faible revenu. Le SARG devint par la suite le Supplément de la Prestation nationale pour enfants (SPNE). Encore valable aujourd'hui, le montant maximal diminue de 12,2 %, de 23 % et de 33,3 % pour un premier, un deuxième et un troisième enfant respectivement aussitôt que le revenu familial net surpasse un seuil qui passa de 21 744 \$ par année en 2001/2002 à 23 855 \$ par année en 2010/2011. Également, depuis 2003/2004, on accorde des prestations pour les enfants handicapés. À titre informatif, le tableau 2.3 énumère quelques caractéristiques liées à la PCFE et au SPNE dont le Québec profite également.

Tableau 2.3
Montants annuels associés à la PFCE et au SPNE

Année	PFCE	SPNE	Prestations maximales totales		
	Seuil à partir duquel les prestations diminuent	Seuil à partir duquel les prestations diminuent	Premier enfant	Deuxième enfant	Chaque autre enfant
98/99	25 921 \$	20 921 \$	1 625 \$	1 425 \$	1 425 \$
99/00	25 921 \$	20 921 \$	1 805 \$	1 605 \$	1 605 \$
00/01	30 004 \$	21 214 \$	2 081 \$	1 875 \$	1 875 \$
01/02	32 000 \$	21 744 \$	2 372 \$	2 172 \$	2 175 \$
02/03	32 960 \$	22 397 \$	2 444 \$	2 238 \$	2 240 \$
03/04	33 487 \$	21 529 \$	2 632 \$	2 423 \$	2 427 \$
04/05	35 000 \$	22 615 \$	2 719 \$	2 503 \$	2 507 \$
05/06	35 595 \$	21 480 \$	2 950 \$	2 730 \$	2 734 \$
06/07	36 378 \$	20 435 \$	3 200 \$	2 975 \$	2 980 \$
07/08	37 178 \$	20 883 \$	3 271 \$	3 041 \$	3 046 \$
08/09	38 832 \$	21 287 \$	3 332 \$	3 099 \$	3 102 \$
09/10	40 726 \$	23 710 \$	3 416 \$	3 177 \$	3 180 \$
10/11	40 970 \$	23 855 \$	3 436 \$	3 196 \$	3 200 \$

Source : Agence du revenu du Canada, site Prestation nationale pour enfants et ministère des Finances

2.1.3 Les plus récentes allocations provinciales

Par contre, plusieurs provinces bénéficient de prestations pour enfants et de programme de crédits similaires non imposables à la prestation fiscale pour enfants. L'Agence du revenu du Canada (ARC) administre ces prestations pour les familles ayant des enfants de 18 ans et moins, mais chaque province finance son programme. Le tableau 2.7 (p.23) présente les prestations pour les années 2010 et 2011.

Les familles québécoises, quant à elles, reçoivent depuis 2005 une aide financière administrée par la Régie des rentes du Québec (RRQ) nommée le Soutien aux enfants. Cette mesure remplace l'allocation familiale instaurée en 1997. Le gouvernement du Québec verse ce crédit non imposable aux familles pour chaque enfant mineur à charge dont une partie est un paiement de soutien aux enfants et l'autre un supplément pour enfant handicapé. Le soutien minimal annuel pour un premier enfant s'élève à 611 \$ et à 564 \$ pour tous les enfants suivants, pour une famille monoparentale, on ajoute 305 \$ par enfant et 172 \$ pour tout enfant handicapé peu importe le type de famille. Les trois tableaux qui suivent détaillent les paiements du Soutien aux enfants depuis sa création jusqu'en 2010.

Tableau 2.4
Paramètres du Soutien aux enfants, paiements maximum

Année	Maximum par année				
	supplément monoparental	1 ^{er} enfant	2 ^e enfant	3 ^e enfant	4 ^e enfant et +
2005	700 \$	2 000 \$	1 000 \$	1 000 \$	1 500 \$
2006	717 \$	2 049 \$	1 024 \$	1 024 \$	1 536 \$
2007	732 \$	2 091 \$	1 045 \$	1 045 \$	1 567 \$
2008	741 \$	2 116 \$	1 058 \$	1 058 \$	1 586 \$
2009	758 \$	2 166 \$	1 083 \$	1 083 \$	1 623 \$
2010	762 \$	2 176 \$	1 088 \$	1 088 \$	1 631 \$

Source :RRQ

Tableau 2.5
Paramètres du Soutien aux enfants, paiements minimum

Année	Minimum par année		
	supplément monoparental	1 ^{er} enfant	2 ^e enfant et +
2005	280 \$	561 \$	517 \$
2006	287 \$	575 \$	530 \$
2007	293 \$	587 \$	541 \$
2008	297 \$	594 \$	548 \$
2009	304 \$	608 \$	561 \$
2010	305 \$	611 \$	564 \$

Source :RRQ

Tableau 2.6
Paramètres du Soutien aux enfants, seuil et taux de réduction

Année	Seuil de réduction		Taux de réduction
	famille biparentale	famille monoparentale	
2005	42 800 \$	31 600 \$	4%
2006	43 094 \$	31 680 \$	4%
2007	43 437 \$	31 832 \$	4%
2008	43 654 \$	31 984 \$	4%
2009	44 599 \$	32 696 \$	4%
2010	44 788 \$	32 856 \$	4%

Source :RRQ

De 1993 à 1998 et de 2005 à aujourd’hui, le gouvernement québécois offre davantage d’argent pour les familles que le gouvernement canadien ou n’importe quel autre gouvernement provincial. Et bien que durant la période de 1998 à 2005, le Québec ne se démarquait pas pour les allocations familiales ou toutes autres aides familiales, il établit un programme qui encore aujourd’hui ne retrouve aucun équivalent au pays : les garderies subventionnées.

Tableau 2.7
Allocations provinciales (montants de 2010-2011)

Provinces	1 ^{er} enfant	2 ^e enfant	3 ^e enfant	4 ^e enfant	Seuil du revenu familial à partir duquel les prestations diminuent
	Montant annuel				
T-N	337 \$	358 \$	384 \$	412 \$	17 397 \$
N-É	445 \$	645 \$	720 \$		18 000 \$ à 23 000 \$
N-B	250 \$				20 000 \$
N-B supplément pour travailleur	250 \$				20 921 \$ à 25 921 \$ et revenu de travail minimum 3 750 \$
ON	1 100 \$				20 000 \$
AL	696 \$	633 \$	380 \$	127 \$	33 974 \$
C-B	101 \$	85 \$	144 \$		21 480 \$
TNW	330 \$				20 921 \$
TNW supplément pour travailleur	275 \$	350 \$			Revenu de travail minimum 3 750 \$
NU	330 \$				20 921 \$
NU supplément pour travailleur	275 \$	350 \$			Revenu de travail minimum 3 750 \$
YU	690 \$				30 000 \$
QC	2 176 \$	1 088 \$		1 631 \$	44 788 \$
QC famille monoparentale	+ 762 \$				32 856 \$

Source : ARC et RRQ

2.2 Les services de garde

À la fin du mois de septembre 1997, le gouvernement du Parti québécois mit fin à l'ensemble d'allocations (allocation à la naissance, allocations familiales et allocations pour jeunes enfants) pour n'en créer qu'une seule plus complexe qui devint l'allocation familiale du Québec. Il semblait que cet ensemble d'allocations ne procurait pas les effets escomptés selon le gouvernement, mais aucune analyse de son impact global sur les familles ne fut publiée (Baril, Lefebvre et Merrigan ; 1997, p.19). Cette nouvelle allocation s'orientait principalement sur le revenu de la famille et s'annexait à la prestation fiscale fédérale. Le tableau 2.8 illustre la nouvelle approche adoptée en 1997. On remarque principalement que ce nouveau programme n'approche pas la portée de l'AN.

Tableau 2.8
Allocation familiale du Québec

	1^{er} septembre 1997	1^{er} juillet 1998
Allocation maximale	975 \$	975 \$
1 ^{er} enfant	975 \$	975 \$
2 ^e enfant	398 \$	975 \$
3 ^e enfant		
Allocation pour famille monoparentale	1300 \$	
Seuil de revenu familial à partir duquel l'allocation maximale est réduite	Couples avec enfants : 21 825 \$ Familles monoparentales : 15 332 \$	
Taux de réduction de l'allocation maximale	50% entre le seuil de revenu précédent et 20 921 \$ 30 % entre 20 921 \$ et 25 921 \$ 50 % entre 25 921 \$ et le seuil de sortie	
Allocation minimale		
1 ^{er} enfant	131 \$	131 \$
2 ^e enfant	174 \$	174 \$
3 ^e enfant	398 \$	975 \$
Revenu familial à partir duquel l'allocation devient minimale (applicable aux familles de deux enfants ou moins)	Couple avec 1 enfant : 24 638 \$ Couple avec 2 enfants : 26 754 \$ Famille monoparentale avec 1 enfant : 19 620 \$ Famille monoparentale avec 2 enfants : 21 423 \$	
Allocation nulle	À partir d'un revenu de 50 000 \$, l'allocation est réduite à un taux de 5 %	

Source Baril, Lefebvre et Merrigan (1997)

2.2.1 Les garderies subventionnées

Pour remédier à cet affaiblissement du soutien financier envers les familles, le gouvernement du Québec inaugura en 1997 le programme de places à contribution réduite dans les centres de la petite enfance et garderies pour les enfants de zéro à quatre ans, communément appelées les garderies à cinq dollars. Par la suite, il devint un programme de services de garde éducatifs. Le prix quotidien d'une place en garderie passa à sept dollars à partir de 2004. Cette nouvelle politique s'adressait aux parents quelque soit leur situation.

Cette politique s'en voulait une qui incite les gens à revenus modestes à s'intégrer au marché du travail ou à reprendre les études, surtout les mères. Avec des garderies à prix modestes, les coûts des services de garde ne constituent plus une entrave à l'accession au marché du travail. L'impact des garderies subventionnées à cinq dollars sur l'offre de travail des mères québécoises avec des enfants de cinq ans et moins s'avéra statistiquement significatif (Lefebvre et Merrigan ; 2005).

Les garderies subventionnées favorisent aussi le développement de l'enfant, principalement ceux provenant de milieux défavorisés ou aux prises avec des problèmes psychologiques graves (Baril, Lefebvre et Merrigan ; 1997, p.29). De plus, en diminuant le coût des garderies, le gouvernement du Parti québécois voulait uniformiser les services de garde offerts pour assurer un seuil minimal de qualité. En fait, c'est une politique qui réconcilie le travail et la famille. Il semble également possible que ce programme exerce un impact sur la natalité. Le travail tentera de déterminer si un tel effet existe.

Selon le document intitulé « Crédits des ministères et organismes » du Budget de dépenses pour la période 2007-2008, le gouvernement injecta environ 1 821 M\$ dont un peu plus 1 690 M\$ allèrent aux services de garde subventionnés.

Pour l'exercice 2008-2009, le gouvernement du Québec versa la somme de 1 975 millions de dollars au ministère de la Famille et des aînés et 92 % de cette somme, soit 1 817 millions de \$ allèrent au service de garde pour un peu plus de 201 000 places en garderie.

À l'exercice suivant, ce montant est passé à 1 926 millions de dollars, soit une proportion d'environ 91,8 % du budget alloué au ministère de la Famille et des Aînés.

Les coûts des premières années des garderies subventionnées ne sont pas mentionnés, par contre la tendance reste toujours la même : ce programme nécessite beaucoup de fonds pour fonctionner. Le tout se présente dans le tableau suivant.

Tableau 2.9
Coûts des services de garde subventionnés

Année	Soutien financier aux centres de la petite enfance et aux autres services de garde	Service de la dette des centres de la petite enfance	Régime de retraite à l'intention d'employés oeuvrant dans le domaine des services de garde à l'enfance	Gestion des services à la famille **	Total approximatif	Budget alloué au Ministère de la Famille et des Aînés ***
(x 1 000 \$)						
2003-2004	1 279 897.3	8 527.2	37 000.0	14 605.4	1 340 029.9	
2004-2005	1 332 113.6	16 032.1	39 900.0	18 787.2	1 406 832.9	
2005-2006	1 430 562.2	19 829.2	42 542.2	18 009.8	1 510 943.4	1 648 729.3
2006-2007	1 545 880.4	19 650.3	45 900.0	18 292.2	1 629 722.9	1 762 067.4
2007-2008	1 609 537.7	13 560.1	48 100.0	18 319.3	1 689 517.1	1 821 429.6
2008-2009	1 716 816.0	27 411.4	51 400.0	21 619.5	1 817 246.9	1 975 172.6
2009-2010	1 819 279.3	28 632.4	54 400.0	23 685.6	1 925 997.3	2 099 262.8

* Englobe également les organismes communautaires et le programme Soutien aux enfants

** Jusqu'en 2004, cet élément se nommait : Gestion des services à la famille et à l'enfance

*** Jusqu'en 2007-2008 le ministère se nommait : ministère de la Famille, des Aînés et de la Condition féminine

Source : Secrétariat du Conseil du Trésor du Québec

L'accroissement d'une part du budget gouvernemental accordée aux familles dépend en grande partie de l'augmentation du nombre de places en garderie à sept dollars par jour. À la suite de l'implantation de ce programme, on consentit 36 523 places dans les centres de la petite enfance. Sept ans plus tard, ce nombre doubla et en 2010, plus de 79 500 enfants reçurent les services des éducatrices de la petite enfance. La tendance se dessina aussi du côté des garderies à prix modeste en milieu familial, mais avec une croissance encore plus remarquable. Le nombre d'enfants de 0 à 5 ans bénéficiant de ces places passa de 21 761 à 32 816 l'année suivante et atteint 44 882 en deux ans seulement. Toujours en progression, en 2010, le nombre de places dans cette catégorie atteignit 91 607 places. Ces informations se présentent dans le tableau 2.10.

Le 20 mars 2009, le ministère des Finances du Québec bonifia le crédit d'impôt remboursable pour frais de garde d'enfants. Le crédit accordé dépend du revenu familial et du statut du ou des parents dans la population active ou inactive. Les parents privilégiés par les places à contribution réduite ne bénéficient pas de cette aide financière étant donné qu'ils jouissent déjà d'une réduction du montant payé pour la garde de leur(s) enfant(s). Cette bonification procure l'avantage aux parents de diminuer le coût quotidien d'une place en garderie. Le coût revient dans certains cas à celui d'une place à contribution réduite si on tient également compte de l'aide fiscale fédérale. Par exemple, une famille avec un revenu familial de 100 000 dollars par année avec un enfant fréquentant une garderie dont le coût quotidien s'élève à 25 \$ obtient un crédit d'impôt pour frais de garde d'enfants de 14,25 \$ et 7,94 \$ des différentes déductions fédérales dont la prestation fiscale canadienne pour enfants, la prestation universelle pour la garde d'enfants et une déduction pour frais de garde d'enfants. Le coût revient alors à environ 2,81 \$ par jour, alors que le coût d'une place à contribution réduite soustrait des mesures fédérales mentionnées juste auparavant se situe à approximativement 2,73 \$ quotidiennement. Par conséquent, l'augmentation de 235 % du nombre de places en garderie non subventionnée depuis l'entrée en vigueur de cette bonification ne surprend que peu. Mais la recherche ne considère pas ce crédit puisqu'elle s'arrête en 2008.

Tableau 2.10
Places en services de garde

Date	Places à contribution réduite				Places en garderie non subventionnée	Places en garderie subventionnées et non subventionnées	Total des places
	Centre de la petite enfance	Milieu familial	Garderie subventionnée	Total			
1998	36 523	21 761				24 018	82 302
1999	38 918	32 816				24 964	96 698
2000	44 735	44 882				24 936	114 553
2001	51 570	55 979				25 701	133 250
2002	58 525	62 193				25 882	146 600
2003	63 339	75 355	24 740	163 434	1 620	26 360	165 054
2004	68 274	82 044	27 530	177 848	1 907	29 437	179 755
2005	72 057	87 192	30 131	189 380	2 457	32 588	191 837
2006	74 573	89 011	33 034	196 618	3 487	36 521	200 105
2007	75 934	88 645	34 027	198 606	4 538	38 565	203 144
2008	77 165	88 771	35 230	201 166	4 751	39 981	205 917
2009	77 864	91 582	36 377	205 823	6 954	43 331	212 777
2010	79 547	91 607	38 865	210 019	11 173	50 038	221 192

Source : Agence des services à la famille et ministère de la Famille, des Aînés et de la Condition féminine

2.2.2 Ailleurs au Canada

Le tableau suivant présente l'évolution des places en garderies réglementées au cours de la dernière décennie. Aucune province canadienne autre que le Québec ne connut ou ne connaît une telle explosion du nombre de places en garderies puisqu'aucune ne subventionne les garderies avec l'ampleur de celle du Québec. Le phénomène des garderies à seulement sept

dollars par jour se restreint au Québec. Les prix moyens pour une place à temps plein dans un service de garde dans les autres provinces en 2008 variaient entre 16.40 \$ et 45 \$ pour un enfant de cinq ans ou moins (tableau 2.12).

Tableau 2.11
Places en garderie réglementée pour les enfants de 0 à 5 ans par province

Provinces	1998	2001	2004	2006	2007	2008 **
T-N	3 740	3 632	4 343	5 017	5 168	5 237
I-P-É	3 235	3 751	3 405	3 394	4 027	3 565
N-É	11 163	11 464	12 759	12 982	13 247	11 023
N-B	9 204	11 086	11 897	13 163	14 170	8 344
QC	82 302	133 250	179 755	200 105	203 144	205 917
ON	167 090 *	118 110	144 130	158 727	167 576	179 364
MAN	16 593	18 050	19 508	19 473	19 595	19 615
SAS	6 205	6 321	7 036	7 805	7 915	8 174
AL	47 033	47 693	47 959	47 587	55 598	54 499
C-B	52 574	53 416	57 141	54 007	55 853	59 305
TNW	1 351	1 082	1 058	1 235	1 253	1 315
NU	indisponible	832	919	887	852	878
YU	1 081	1 097	1 126	1 149	1 118	765
RDC	319 269 *	276 534	311 281	325 426	346 372	352 084

* Inclus également les places en garderie pour les 6 à 12 ans.

** Pour la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick, les données permettent de séparer les garderies pour les 0 à 5 ans et celles pour les 6 à 12 ans, ce qui n'était pas le cas les années précédentes.

Source : The Childcare Resource and Research Unit

Tableau 2.12
Coût quotidien moyen d'une place en garderie dans le reste du Canada

Provinces	Centre de services de garde réglementés			Milieu familial		
	0 à 17 mois	1 ½ à 3 ans	3 à 5 ans	0 à 17 mois	1 ½ à 3 ans	3 à 5 ans
T-N	45,00 \$	21,00 \$	21,00 \$	Indisponible		
I-P-É (07/08)	32,00 \$	28,00 \$	26,00 \$	Indisponible		
N-É (06/07)	27,02 \$	24,35 \$	23,88 \$	21,96 \$	21,96 \$	21,96 \$
N-B (06/07)	<u>0 à 2 ans</u> 25,46 \$	<u>2 à 5 ans</u> 22,54 \$		Mêmes coûts que les centres de garde réglementés		
ON	Indisponible					
MAN (07/08)	<u>0 à 2 ans</u> 28,00 \$	<u>2 à 5 ans</u> 18,80 \$		<u>0 à 2 ans</u> 20,40 \$	<u>2 à 5 ans</u> 16,40 \$	
SAS (07/08)	28,45 \$	24,00 \$	22,10 \$	28,55 \$	26,75 \$	24,20 \$
AL (2008)	32,45 \$	32,45 \$	32,45 \$	25,55 \$	25,55 \$	25,55 \$
C-B (07/08)	38,25 \$	36,00 \$	28,25 \$	33,00 \$	30,00 \$	27,50 \$
TNW (2001)	30,00 \$	30,00 \$	30,00 \$	Indisponible		
NU (07/08)	29,12 \$	29,12 \$	28,63 \$	Indisponible		
YU (07/08)	31,00 \$	27,50 \$	26,00 \$	Approximativement les mêmes coûts que ceux administrés par les centres de garde réglementés		

Source: The Childcare Resource and Research Unit

En 2006, le gouvernement instaura la Prestation universelle pour la garde d'enfants (PUGE). Toutes les familles admissibles à la PFCE le sont également à cette prestation imposable qui consent 100 \$ mensuellement par enfant de moins de six ans. L'ARC distribue ce montant aux parents pour diminuer le coût de frais de garde de leurs enfants de cinq ans et moins. Il faut noter que les Québécois bénéficient également de la PUGE.

2.3. Les congés de maternité et de paternité

Les congés de maternité et de paternité canadiens et québécois garantissent aux parents d'un nouveau-né le maintien et la sécurité d'emploi. Durant l'absence des parents en raison d'une naissance, ces derniers peuvent tout de même accumuler des avantages sociaux comme des semaines de vacances. Malgré tout, les congés parentaux proposés par le Canada et le Québec diffèrent énormément sur plusieurs points.

2.3.1 L'assurance parentale au Québec

Depuis 1996, les employeurs et les partenaires syndicaux et sociaux québécois se dirent en accord avec l'implantation d'un régime québécois d'assurance parentale. Le gouvernement fédéral se montra favorable à la négociation

Le 1^{er} mars 2005, l'entente finale Canada-Québec sur le Régime québécois d'assurance parentale (RQAP) fut signée. Le programme se mit en marche le 1^{er} janvier 2006. Les gouvernements québécois et canadien s'entendirent pour que le Québec récupère une somme des cotisations que les employeurs et les travailleurs du Québec versent à l'assurance-emploi. Le régime accorde aux travailleurs admissibles des versements de congé de maternité, de paternité, parental et d'adoption plus généreux que ceux offerts par l'assurance-emploi au niveau fédéral.

Ce programme facilite la conciliation entre le travail et la famille, puisqu'il substitue des prestations durant le congé parental au revenu de travail des parents. Il permet à la femme présente sur le marché du travail de quitter momentanément son emploi pour se consacrer aux premiers moments d'un nouvel enfant. Le RQAP favorise aussi l'implication du conjoint dans le partage des responsabilités familiales. Ainsi, si le couple le veut, il peut décider que le conjoint accapare la plus grande partie du congé et ainsi permettre à la conjointe de recouvrir plus rapidement son emploi. Le Régime s'adapte ainsi aux couples en leur permettant plus de

souplesse et de flexibilité et il concède un appui essentiel aux premières étapes du bébé en ce qui touche son développement. Sous l'aspect de la société, le programme amortit les risques de manque de main-d'œuvre en harmonisant le travail et la vie familiale. Également, il tient compte du vieillissement de la population québécoise puisqu'il inciterait à la procréation et au développement primaire du nouveau-né.

Le tableau 2.13 présente les différentes possibilités associées au RQAP. Les versements débutent à la naissance de l'enfant ou à la 16^e semaine précédant l'accouchement pour la maternité exclusive à la mère. Ils se terminent 1 an après l'accouchement et 18 semaines après la naissance pour la maternité exclusive à la mère.

Selon le rapport annuel de gestion (RAG) du Conseil de gestion de l'assurance parentale (CGAP), l'année de sa mise en place, un total de 829 millions de dollars fut versé en prestations de maternité, de paternité, parentales et d'adoption, alors que la charge totale s'éleva à 1 198 millions de dollars. Le revenu assurable annuel maximal considéré pour le calcul du montant des prestations fut de 57 000 \$. Le produit qui provient en grande partie des cotisations se chiffra à 1 408 M\$. C'est la seule année où le produit l'emportait sur les charges.

L'année suivante, les produits montèrent à 1 253 M \$ tandis que les charges grimperent à 1 490 M\$. C'est-à-dire un manque à gagner d'environ 237 M \$, alors que le salaire annuel assurable maximal passa à 59 000 \$.

La tendance se maintint en 2008, car les produits augmentèrent, mais toujours moins que les charges, 1 352 M \$ pour 1 604 M \$. Pour cette année-ci, le déficit atteignit environ 252 M \$. Le revenu maximum assurable monta jusqu'à 60 500 \$.

2.3.2 Ailleurs dans le reste du Canada et comparaisons avec le RQAP

Toutes les provinces autres que le Québec sont quant à elles qualifiées aux prestations de maternité et parentales de l'assurance-emploi du gouvernement canadien. Le congé de maternité apparut en 1971 et n'offrait que 15 semaines de prestations si la mère travailla au moins 20 semaines. En 1990, le régime d'assurance-chômage offrit jusqu'à dix semaines de congé parental. Et depuis le 31 décembre 2000, on accorde jusqu'à 50 semaines de prestations parentales.

Le congé parental de l'assurance-emploi et le RQAP diffèrent principalement selon le pourcentage du revenu hebdomadaire moyen admissible, le revenu annuel maximal assurable, le délai avant les premières prestations ainsi que selon le congé de paternité. En fait, le programme fédéral n'accorde aucun congé réservé exclusivement au père, le revenu maximal assurable déterminé pour les prestations accordées est nettement inférieur à celui du programme québécois, il y a un délai de carence de deux semaines et le pourcentage admissible se limite à 55 %. De plus, jusqu'en 2009, l'assurance-emploi n'offrait aucune prestation pour les travailleurs autonomes admissibles.

Bref, il n'existe aucun plan semblable à celui du RQAP au pays. Le nombre de semaines de prestations pour le congé de maternité et le congé parental varie de 15 à 18 et de 34 à 38 semaines respectivement selon la province. Lorsqu'on compare le régime québécois à l'assurance-emploi, la différence entre les prestations va à l'avantage du premier et celle-ci s'accroît lorsque le revenu excède le montant maximal assurable pour l'assurance-emploi. Par exemple, en 2008, si on compare deux femmes gagnant un revenu équivalent au revenu maximal assurable du RQAP, mais l'une est Québécoise et l'autre Ontarienne, la première recevra plus de 13 500 \$ de plus que la seconde et ce calcul ne tient pas compte du délai de carence de l'assurance-emploi, toute chose égale.

Tableau 2.13
Prestations du RQAP et de l'A-E - Tableau synthèse

Prestations	Régime de base (RB)		Régime particulier (RP)		Assurance-emploi (A-E)	
	Nombre maximal de semaines de prestations	Pourcentage du revenu hebdomadaire moyen	Nombre maximal de semaines de prestations	Pourcentage du revenu hebdomadaire moyen	Nombre maximal de semaines de prestations	Pourcentage du revenu hebdomadaire moyen
Admissibilité	Revenu assurable d'au moins 2 000 \$ au cours des 52 semaines précédant les versements. Nombre d'heures travaillées non considéré				600 heures	
Congé de maternité	18	70 %	15	75 %	15 à 18	55 %
Congé de paternité	5	70 %	3	75%	Aucun	Aucun
Congé parental	7	70 %				
Fractionnable entre les parents	25 7 + 25 = 32	55 %	25	75 %	34 à 38	55 %
Congé d'adoption	12	70 %				
Fractionnable entre les parents	25 12 + 25 = 37	55 %	28	75%	34 à 38	55 %
Revenu annuel max. assurable 2008	60 500 \$				43 200 \$	
Période d'attente	Aucune				2 semaines	

Source : RAG 2008 du CGAP et Service Canada

Tableau 2.14
Sommaire des politiques sociales et familiales

Année	QC	RdC
Depuis 1988	allocation à la naissance, allocation pour jeunes enfants et bonification de l'allocation familiale	
1993		PCE et SARG
1997	Garderies à 5 \$ (7 \$ en 2004) Fin des allocations en vigueur depuis 1988 Début de l'allocation familiale du Québec	
1998		PCE devient le PFCE SARG devient le SPNE
2000		Amélioration du congé parental de l'assurance-emploi
2005	Soutien aux enfants	
2006	RQAP	PUGE

Source : RRQ, Ministère des Finances Canada et ARC

2.4 Montants accordés par les différents politiques familiales

Les prochains tableaux, c'est-à-dire les tableaux 2.15 à 2.24, indiquent les montants annuels accordés aux familles selon leur revenu. Ils permettent de voir à combien l'aide financière peut se chiffrer pour des familles de différents revenus annuels. Les tableaux 2.15 à 2.21 cumulent les montants des allocations à la naissance, pour jeunes enfants, familiale et familiale du Québec, ainsi que le Soutien aux familles, la PCE, le SARG, la PFCE, le SPNE et, finalement, la PUGE. Pour les calculs, tous les enfants, qu'il y en ait un, deux ou trois, ont moins de 6 ans. Le plus jeune a toujours moins d'un an pour pouvoir inclure l'allocation à la naissance dans le calcul.

Dans les derniers tableaux, on compare ce qu'offrent le RQAP et l'A-E pour les années 2006, 2007 et 2008. Les années précédant l'introduction du RQAP n'apparaissent pas étant donné que le Québec bénéficiait des prestations du congé parental de l'A-E, comme partout ailleurs dans le Canada. Les seuils du revenu maximal assurable passèrent de 57 000 \$, à 59 000 \$ à 60 500 \$ en 2006, 2007 et 2008 pour le RQAP. Tandis que les seuils du revenu maximal pour le programme de congé parental de l'A-E passèrent de 39 000 \$ à 40 000 \$ à 41 100 \$ pour ces mêmes années. Pour simplifier les calculs, les semaines de congé parental à partager entre la mère et le père furent cédées entièrement à la mère.

Tableau 2.15
Montants accordés pour un revenu familial de 20 000 dollars par année

		20 000 \$					
		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Québec	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	975,00
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1950,00
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	2925,00
Canada	1 enfant	1733,00	1733,00	1733,00	1733,00	1733,00	1838,00
	2 enfants	2966,00	2966,00	2966,00	2966,00	2966,00	3476,00
	3 enfants	4274,00	4274,00	4274,00	4274,00	4274,00	5114,00
Total	1 enfant	2481,16	2481,16	2481,16	2481,16	2481,16	2813,00
	2 enfants	4623,00	4623,00	4623,00	4623,00	4623,00	5426,00
	3 enfants	7335,12	7335,12	7335,12	7335,12	7335,12	8039,00
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
Québec	1 enfant	795,00	625,00	625,00	625,00	625,00	625,00
	2 enfants	1590,00	1250,00	1250,00	1250,00	1250,00	1250,00
	3 enfants	2385,00	1875,00	1875,00	1875,00	1875,00	1875,00
Canada	1 enfant	2018,00	2208,00	2488,00	2672,00	2864,00	2958,00
	2 enfants	3836,00	4216,00	4776,00	5138,00	5519,00	5700,00
	3 enfants	5654,00	6224,00	7064,00	7606,00	8178,00	8446,00
Total	1 enfant	2813,00	2833,00	3113,00	3297,00	3489,00	3583,00
	2 enfants	5426,00	5466,00	6026,00	6388,00	6769,00	6950,00
	3 enfants	8039,00	8099,00	8939,00	9481,00	10053,00	10321,00
		2005	2006	2007	2008		
Québec	1 enfant	2000,00	2049,00	2091,00	2116,00		
	2 enfants	3000,00	3073,00	3136,00	3174,00		
	3 enfants	4000,00	4097,00	4181,00	4232,00		
Canada	1 enfant	3193,00	3449,00	3271,00	3332,00		
	2 enfants	6166,00	7873,00	7512,00	7631,00		
	3 enfants	9143,00	12302,00	11758,00	11933,00		
Total	1 enfant	5193,00	5498,00	5362,00	5448,00		
	2 enfants	9166,00	10946,00	10648,00	10805,00		
	3 enfants	13143,00	16399,00	15939,00	16165,00		

Source :RRQ, Ministère des Finances Canada, ARC et calculs de l'auteur

Tableau 2.16
Montants accordés pour un revenu familial de 25 000 dollars par année

		25 000 \$					
		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Québec	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	341,25
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	682,50
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	1657,50
Canada	1 enfant	1325,10	1325,10	1325,10	1325,10	1325,10	1430,10
	2 enfants	2558,10	2558,10	2558,10	2558,10	2558,10	2663,10
	3 enfants	3866,10	3866,10	3866,10	3866,10	3866,10	3971,10
Total	1 enfant	2073,26	2073,26	2073,26	2073,26	2073,26	1771,35
	2 enfants	4215,10	4215,10	4215,10	4215,10	4215,10	3345,60
	3 enfants	6927,22	6927,22	6927,22	6927,22	6927,22	5628,60
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
Québec	1 enfant	131,00	80,00	80,00	80,00	80,00	80,00
	2 enfants	796,00	536,00	536,00	536,00	536,00	536,00
	3 enfants	1591,00	1215,00	1215,00	1215,00	1215,00	1215,00
Canada	1 enfant	1548,92	1802,61	2113,56	2354,43	2440,54	2667,03
	2 enfants	2781,92	3053,41	3750,36	4234,76	4307,62	4867,64
	3 enfants	4089,92	4361,41	5142,96	5867,20	5835,07	6838,52
Total	1 enfant	1679,92	1882,61	2193,56	2434,43	2520,54	2747,03
	2 enfants	3577,92	3589,41	4286,36	4770,76	4843,62	5403,64
	3 enfants	5680,92	5576,41	6357,96	7082,20	7050,07	8053,52
		2005	2006	2007	2008		
Québec	1 enfant	2000,00	2049,00	2091,00	2116,00		
	2 enfants	3000,00	3073,00	3136,00	3174,00		
	3 enfants	4000,00	4097,00	4181,00	4232,00		
Canada	1 enfant	2763,56	2892,07	2768,73	2879,01		
	2 enfants	4934,10	6270,69	6062,82	6324,02		
	3 enfants	6753,02	9184,11	8937,86	9389,59		
Total	1 enfant	4763,56	4941,07	4859,73	4995,01		
	2 enfants	7934,10	9343,69	9198,82	9498,02		
	3 enfants	10753,02	13281,11	13118,86	13621,59		

Source : RRQ, Ministère des Finances Canada, ARC et calculs de l'auteur

Tableau 2.17
Montants accordés pour un revenu familial de 30 000 dollars par année

		30 000 \$					
		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Québec	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	170,63
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	344,63
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	1319,63
Canada	1 enfant	1131,03	1131,03	1131,03	1131,03	1131,03	1131,03
	2 enfants	2160,08	2160,08	2160,08	2160,08	2160,08	2160,08
	3 enfants	3264,13	3264,13	3264,13	3264,13	3264,13	3264,13
Total	1 enfant	1879,19	1879,19	1879,19	1879,19	1879,19	1301,66
	2 enfants	3817,08	3817,08	3817,08	3817,08	3817,08	2504,71
	3 enfants	6325,25	6325,25	6325,25	6325,25	6325,25	4583,76
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
Québec	1 enfant	131,00	80,00	80,00	80,00	80,00	80,00
	2 enfants	305,00	160,00	160,00	160,00	160,00	160,00
	3 enfants	1280,00	1135,00	1135,00	1135,00	1135,00	1135,00
Canada	1 enfant	1131,03	1233,00	1538,56	1744,43	1830,54	2057,03
	2 enfants	2160,08	2466,00	2771,56	3123,43	3231,54	3504,03
	3 enfants	3264,13	3774,00	4079,56	4582,43	4714,54	5035,03
Total	1 enfant	1262,03	1313,00	1618,56	1824,43	1910,54	2137,03
	2 enfants	2465,08	2626,00	2931,56	3283,43	3391,54	3664,03
	3 enfants	4544,13	4909,00	5214,56	5717,43	5849,54	6170,03
		2005	2006	2007	2008		
Québec	1 enfant	2000,00	2049,00	2091,00	2116,00		
	2 enfants	3000,00	3073,00	3136,00	3174,00		
	3 enfants	4000,00	4097,00	4181,00	4232,00		
Canada	1 enfant	2153,56	2282,07	2158,73	2269,01		
	2 enfants	3624,56	4986,07	4641,73	4776,01		
	3 enfants	5181,56	7778,07	7214,73	7374,01		
Total	1 enfant	4153,56	4331,07	4249,73	4385,01		
	2 enfants	6624,56	8059,07	7777,73	7950,01		
	3 enfants	9181,56	11875,07	11395,73	11606,01		

Source : RRQ, Ministère des Finances Canada, ARC et calculs de l'auteur

Tableau 2.18
Montants accordés pour un revenu familial de 40 000 dollars par année

		40 000 \$					
		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Québec	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	131,00
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	305,00
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	1280,00
Canada	1 enfant	881,03	881,03	881,03	881,03	881,03	881,03
	2 enfants	1410,08	1410,08	1410,08	1410,08	1410,08	1410,08
	3 enfants	2014,13	2014,13	2014,13	2014,13	2014,13	2014,13
Total	1 enfant	1629,19	1629,19	1629,19	1629,19	1629,19	1012,03
	2 enfants	3067,08	3067,08	3067,08	3067,08	3067,08	1715,08
	3 enfants	5075,25	5075,25	5075,25	5075,25	5075,25	3294,13
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
Québec	1 enfant	131,00	80,00	80,00	80,00	80,00	80,00
	2 enfants	305,00	160,00	160,00	160,00	160,00	160,00
	3 enfants	1280,00	1135,00	1135,00	1135,00	1135,00	1135,00
Canada	1 enfant	881,03	983,10	1033,00	1203,00	1238,18	1347,00
	2 enfants	1410,08	1716,30	1866,00	2230,00	2313,53	2594,00
	3 enfants	2014,13	2524,50	2774,00	3337,00	3470,88	3925,00
Total	1 enfant	1012,03	1063,10	1113,00	1283,00	1318,18	1427,00
	2 enfants	1715,08	1876,30	2026,00	2390,00	2473,53	2754,00
	3 enfants	3294,13	3659,50	3909,00	4472,00	4605,88	5060,00
		2005	2006	2007	2008		
Québec	1 enfant	2000,00	2049,00	2091,00	2116,00		
	2 enfants	3000,00	3073,00	3136,00	3174,00		
	3 enfants	4000,00	4097,00	4181,00	4232,00		
Canada	1 enfant	1382,90	1431,56	1226,56	1264,70		
	2 enfants	2677,70	3990,68	3596,68	3687,10		
	3 enfants	4058,50	6637,80	6056,80	6200,50		
Total	1 enfant	3382,90	3480,56	3317,56	3380,70		
	2 enfants	5677,70	7063,68	6732,68	6861,10		
	3 enfants	8058,50	10734,80	10237,80	10432,50		

Source : RRQ, Ministère des Finances Canada, ARC et calculs de l'auteur

Tableau 2.19
Montants accordés pour un revenu familial de 50 000 dollars par année

		50 000 \$					
		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Québec	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	131,00
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	305,00
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	1280,00
Canada	1 enfant	631,03	631,03	631,03	631,03	631,03	631,03
	2 enfants	660,08	660,08	660,08	660,08	660,08	660,08
	3 enfants	764,13	764,13	764,13	764,13	764,13	764,13
Total	1 enfant	1379,19	1379,19	1379,19	1379,19	1379,19	762,03
	2 enfants	2317,08	2317,08	2317,08	2317,08	2317,08	965,08
	3 enfants	3825,25	3825,25	3825,25	3825,25	3825,25	2044,13
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
Québec	1 enfant	131,00	80,00	80,00	80,00	80,00	80,00
	2 enfants	305,00	160,00	160,00	160,00	160,00	160,00
	3 enfants	1280,00	1045,00	1045,00	1045,00	1045,00	1045,00
Canada	1 enfant	631,03	733,10	783,00	953,00	988,18	1147,00
	2 enfants	660,08	966,30	1116,00	1480,00	1563,53	1994,00
	3 enfants	764,13	1274,50	1524,00	2087,00	2220,88	2925,00
Total	1 enfant	762,03	813,10	863,00	1033,00	1068,18	1227,00
	2 enfants	965,08	1126,30	1276,00	1640,00	1723,53	2154,00
	3 enfants	2044,13	2319,50	2569,00	3132,00	3265,88	3970,00
		2005	2006	2007	2008		
Québec	1 enfant	1712,00	1773,00	1828,00	1862,00		
	2 enfants	2712,00	2797,00	2873,00	2920,00		
	3 enfants	3712,00	3821,00	3918,00	3978,00		
Canada	1 enfant	1182,90	1231,56	1026,56	1064,70		
	2 enfants	2077,70	3390,68	2996,68	3087,10		
	3 enfants	3058,50	5637,80	5056,80	5200,50		
Total	1 enfant	2894,90	3004,56	2854,56	2926,70		
	2 enfants	4789,70	6187,68	5869,68	6007,10		
	3 enfants	6770,50	9458,80	8974,80	9178,50		

Source : RRQ, Ministère des Finances Canada, ARC et calculs de l'auteur

Tableau 2.20
Montants accordés pour un revenu familial de 60 000 dollars par année

		60 000 \$					
		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Québec	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	0,00
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	0,00
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	780,00
Canada	1 enfant	381,03	381,03	381,03	381,03	381,03	381,03
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	3 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	1 enfant	1129,19	1129,19	1129,19	1129,19	1129,19	381,03
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	0,00
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	780,00
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
Québec	1 enfant	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	3 enfants	780,00	635,00	635,00	635,00	635,00	635,00
Canada	1 enfant	381,03	483,10	533,00	703,00	738,18	447,00
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	730,00	813,53	894,00
	3 enfants	0,00	0,00	0,00	837,00	970,88	1425,00
Total	1 enfant	381,03	483,10	533,00	703,00	738,18	447,00
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	730,00	813,53	894,00
	3 enfants	780,00	635,00	635,00	1472,00	1605,88	2060,00
		2005	2006	2007	2008		
Québec	1 enfant	1312,00	1373,00	1428,00	1462,00		
	2 enfants	2312,00	2397,00	2473,00	2520,00		
	3 enfants	3312,00	3421,00	3518,00	3578,00		
Canada	1 enfant	982,90	1031,56	826,56	864,70		
	2 enfants	1477,70	2790,68	2396,68	2487,10		
	3 enfants	2058,50	4637,80	4056,80	4200,50		
Total	1 enfant	2294,90	2404,56	2254,56	2326,70		
	2 enfants	3789,70	5187,68	4869,68	5007,10		
	3 enfants	5370,50	8058,80	7574,80	7778,50		

Source : RRQ, Ministère des Finances Canada, ARC et calculs de l'auteur

Tableau 2.21
Montants accordés pour un revenu familial de 100 000 dollars par année

		100 000 \$					
		1993	1994	1995	1996	1997	1998
Québec	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	0,00
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	0,00
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	0,00
Canada	1 enfant	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	3 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	1 enfant	748,16	748,16	748,16	748,16	748,16	0,00
	2 enfants	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	1657,00	0,00
	3 enfants	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	3061,12	0,00
		1999	2000	2001	2002	2003	2004
Québec	1 enfant	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	3 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Canada	1 enfant	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	3 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	1 enfant	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	2 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	3 enfants	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
		2005	2006	2007	2008		
Québec	1 enfant	561,00	575,00	587,00	594,00		
	2 enfants	1078,00	1105,00	1128,00	1142,00		
	3 enfants	1712,00	1821,00	1918,00	1978,00		
Canada	1 enfant	182,90	231,56	26,56	64,70		
	2 enfants	182,90	1431,56	1226,56	1264,70		
	3 enfants	182,90	2631,56	2426,56	2464,70		
Total	1 enfant	743,90	806,56	613,56	658,70		
	2 enfants	1260,90	2536,56	2354,56	2406,70		
	3 enfants	1894,90	4452,56	4344,56	4442,70		

Source : RRQ, Ministère des Finances Canada, ARC et calculs de l'auteur

Tableau 2.22
Montants accordés en 2006 par le RQAP et l'assurance-emploi

Revenu annuel	Mères			Pères		
	RQAP		A-E	RQAP		A-E
	RB	RP		RB	RP	
20 000 \$	12 019,23	11 538,46	10 576,92	1 346,15	865,38	0
30 000 \$	18 028,84	17 307,69	15 865,38	2 019,23	1 298,08	0
40 000 \$	24 038,46	23 076,92	21 153,85	2 692,31	1 730,77	0
50 000 \$	30 048,07	28 846,15	22 846,15	3 365,38	2 163,46	0
60 500 \$	36 358,18	34 903,85	22 846,15	4 072,12	2 617,79	0

Source : RAG 2006 du CGAP, Service Canada et calculs de l'auteur

Tableau 2.23
Montants accordés en 2007 par le RQAP et l'assurance-emploi

Revenu annuel	Mères			Pères		
	RQAP		A-E	RQAP		A-E
	RB	RP		RB	RP	
20 000 \$	12 019,23	11 538,46	10 576,92	1 346,15	865,38	0
30 000 \$	18 028,84	17 307,69	15 865,38	2 019,23	1 298,08	0
40 000 \$	24 038,46	23 076,92	21 153,85	2 692,31	1 730,77	0
50 000 \$	30 048,07	28 846,15	21 153,85	3 365,38	2 163,46	0
60 500 \$	35 456,73	34 038,46	21 153,85	3 971,15	2 552,88	0

Source : RAG 2007 du CGAP, Service Canada et calculs de l'auteur

Tableau 2.24
Montants accordés en 2008 par le RQAP et l'assurance-emploi

Revenu annuel	Mères			Pères		
	RQAP		A-E	RQAP		A-E
	RB	RP		RB	RP	
20 000 \$	12 019,23	11 538,46	10 576,92	1 346,15	865,38	0
30 000 \$	18 028,84	17 307,69	15 865,38	2 019,23	1 298,08	0
40 000 \$	24 038,46	23 076,92	21 153,85	2 692,31	1 730,77	0
50 000 \$	30 048,07	28 846,15	21 735,58	3 365,38	2 163,46	0
60 500 \$	36 358,18	34 903,85	21 735,58	4 072,12	2 617,79	0

Source : RAG 2008 du CGAP, Service Canada et calculs de l'auteur

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE EMPIRIQUE

4.1 Introduction

La méthode s'apparente à une expérience de laboratoire où on compare deux groupes : l'un expérimental, les Québécoises, et l'autre de contrôle, les Canadiennes des autres provinces.

On privilégie l'emploi d'un estimateur DED dans une analyse empirique (Meyer, 1995) dont la variable à déterminer sera la probabilité de donner naissance à un enfant. On maîtrise, autant que faire se peut, les facteurs divergents entre le reste du Canada et le Québec en insérant les variables qui les représentent dans le modèle.

Plus précisément, les méthodes privilégiées pour mesurer l'impact des politiques familiales propres au Québec s'arrêtent sur un *xtlogit effets aléatoires* et sur un *xtlogit population averaged* pour données longitudinales. Les modèles présentent une non-linéarité quant à la variable dépendante qui indique si oui ou non la femme donna naissance. Par conséquent, un modèle à probabilité linéaire serait inadéquat, parce que les valeurs devraient se concentrer à l'intérieur de l'intervalle allant de zéro à un. Pour cette raison, on introduit l'approche de la variable latente, c'est-à-dire une variable qu'on n'observe jamais.

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad \text{pour } i=1, \dots, n; t=1, \dots, T_i \quad y_{it}^* \text{ représente la variable latente}$$

$$y_{it} = 1 \text{ si } y_{it}^* \geq 0$$

$$y_{it} = 0 \text{ si } y_{it}^* < 0$$

Un modèle à effets fixes procure l'avantage de contrôler tous les facteurs invariants dans le temps au niveau de l'individu, de la famille ou du ménage, de la région ou de la province corrélés avec les variables indépendantes d'intérêt et dépendante qu'on ne peut mesurer par une variable. Par contre, tous les facteurs variables indisponibles sous forme de variable ne peuvent être gérés.

4.2 Le modèle *population averaged*

4.2.1 Point de départ

La théorie décrite dans le reste de ce sous-chapitre provient des travaux de Liang et Zeger (1986), Neuhaus, Kalbfleish et Hauck (1991), Dunlop (1994), Ghisletta et Spini (2004) et Cameron et Trivedi (2009).

Comme mentionné auparavant, la recherche utilise des données longitudinales. Dans l'enquête de l'EDTR, on suit les sujets durant six années au maximum. Par conséquent, chaque panel (du premier au cinquième) contient des données répétées pour chaque individu de l'enquête. Cela permet de capturer les variations dans le temps pour un même individu, mais aussi celles entre les individus différents. Dans ce cas, on doit ajuster les écarts-types associés aux coefficients estimés, puisque chaque donnée d'une année supplémentaire n'est pas indépendante de l'année précédente. Le modèle doit tenir compte de cette autocorrélation, car si on n'y porte pas attention, les conclusions pourraient s'avérer incorrectes.

Dans des modèles traditionnels de régression comme les *moindres carrés ordinaires*, pour le bon fonctionnement de ces modèles, on stipule qu'il n'existe aucun lien entre les observations : c'est-à-dire qu'elles sont indépendantes les unes des autres. Or, l'utilisation de données longitudinales permet d'avoir plusieurs observations des mêmes variables pour le même individu et aussi des données qui pourraient être regroupées dans le même groupe (traduction approximative pour *cluster*) comme la famille, la région ou peut-être même la province. Par conséquent, ce type de données viole cette hypothèse d'indépendance.

Comme le démontre Dunlop (1994), dans son article intitulé *Regression for Longitudinal Data : A Bridge from Least Squares Regression*, si la méthode de régression ne tient pas compte de la corrélation présente dans les données longitudinales, la variance des estimateurs

risque d'être sous-estimée ou surestimée. La démonstration suivante provient de cet article de Dunlop.

En prenant un simple modèle avec une variable à estimer par une variable explicative, une constante et un terme d'erreur, Dunlop démontre les erreurs qui risquent de survenir. On considère qu'il existe un total de deux périodes ($t = 0, 1$) et N individus de chaque sexe répartis en parts égales. Dans un premier temps, on traite de l'effet de groupe déterminé par le sexe de l'individu. Voilà pourquoi la variable explicative X n'est indiquée que de i et non de t ; dans un deuxième temps, ce sera l'inverse.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_{it}$$

Le terme d'erreur (ε_{it}) possède une variance équivalant à σ^2 , puisqu'il n'existe aucun lien entre les individus; mais il existe de la corrélation entre chaque période pour le même individu (ε_{i0} et ε_{i1}) qui équivaut à ρ .

L'estimation de β_1 correspond à B_{\square_1} et représente l'effet de groupe. Par les moindres carrés ordinaires, on obtient :

$$B_{\square_1} = \frac{\sum_i \sum_t (Y_{it} - Y_{\square})(X_i - X_{\square})}{\sum_i \sum_t (X_i - X_{\square})^2}$$

$$B_{\square_1} = 1/N [\sum_{\text{Femmes}} (Y_{i0} + Y_{i1}) - \sum_{\text{Hommes}} (Y_{i0} + Y_{i1})]$$

et

$$\text{Var}(B_{\square_1}) = \text{var} (1/N [\sum_{\text{Femmes}} (Y_{i0} + Y_{i1}) - \sum_{\text{Hommes}} (Y_{i0} + Y_{i1})])$$

$$\text{Var}(B_{\square_1}) = \frac{2\sigma^2(1+\rho)}{N}$$

S'il existe de l'autocorrélation, alors ρ sera plus grand que zéro et la variance du coefficient de la variable explicative estimée augmentera. Par conséquent, ne pas reconnaître cette corrélation tend à sous-estimer la variance provenant de l'effet de groupe.

Dans un second cas, on modélise l'effet de temps. Comme dans le premier cas, on assume la corrélation entre les observations d'un même individu et l'indépendance entre chacun des sujets. Ici, B_{\square_1} représente l'effet temporel. Par les moindres carrés ordinaires, on obtient

$$B_{\square_1} = 1/N [\sum_i (Y_{i1} + Y_{i0})]$$

et

$$\text{Var}(B_{\square_1}) = \text{var} (1/N [\sum_i (Y_{i1} + Y_{i0})])$$

$$\text{Var}(B_{\square_1}) = \frac{2\sigma^2(1-\rho)}{N}$$

Dans ce cas-ci, si on ne tient toujours pas compte de la corrélation, on surestimera la variance. Par conséquent, on risque d'accepter l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'effet temporel plus souvent qu'on le devrait.

En somme, il faudrait un modèle plus riche pour tenir compte de la corrélation présente dans les données longitudinales.

4.2.2 Modèles linéaires généralisés

Les tests d'hypothèses effectués à l'aide des estimateurs MCO ne sont valides que si les erreurs sont normalement distribuées. L'emploi d'une variable dichotomique dépendante endogène peut contourner cette contrainte. De plus, ce modèle ne convient pas si on veut déterminer une variable dichotomique comprise entre 0 et 1. Par contre, les modèles linéaires généralisés (MLG) relâchent cette hypothèse et permettent de restreindre les valeurs entre 0 et 1. Ces méthodes permettent d'exprimer la variable dépendante comme une fonction linéaire

de celles indépendantes même si la variable à déterminer prend des valeurs comprises entre 0 et 1. Dans ce travail, c'est le *xlogit* qui agit comme fonction de liaison entre les types de variables.

Les MLG permettent également de relâcher l'hypothèse d'homoscédasticité qui stipule que les variances des erreurs des variables sont les mêmes pour chaque observation. Dans ces méthodes, la variance se présente plutôt comme une fonction connue des prédictions de la variable dépendante.

Il faut ajouter également que les MLG ne requièrent pas la spécification de la forme de distribution, mais seulement la fonction de relation entre le résultat moyen de la variable dépendante et ses variables explicatives et entre la moyenne et la variance. La forme de la distribution de probabilité peut être normale pour des données gaussiennes, binomiales pour des données dichotomiques, gamma pour des données continues et positives et de Poisson pour des données de comptage (*count data*).

4.2.3 Équations d'estimation généralisées

S'il existe de la corrélation entre les observations de la variable dépendante pour un même individu, l'utilisation d'une matrice de variance-covariance dont certains éléments hors diagonale sont non nuls est nécessaire. Elle ne se limite qu'aux valeurs de la diagonale; hors de celle-ci, les valeurs sont nulles. Avec de la corrélation, la matrice contient alors des valeurs hors de la diagonale. On pourrait bien sûr estimer le modèle si on connaissait cette matrice, mais le problème est que cette dernière doit d'abord s'estimer par les données. Liang et Zeger (1986) améliorèrent le MLG pour tenir compte des corrélations présentes en raison notamment des données panel.

La démonstration qui suit explique les équations d'estimation généralisées (EEG) (de l'anglais *generalized estimating equations*). Elle provient aussi de l'article de Dunlop (1994).

Dans ce qui suit, les individus sont indicés par un i allant de 1 à N et le temps, lui, se remarque par l'indice t de 1 à T . Le vecteur Y_{it} et X_{it} incluent les résultats de chaque individu à chaque période, c'est-à-dire $[Y_{i1}, \dots, Y_{iT}]'$ $[X_{i1}, \dots, X_{iT}]'$. L'espérance de $Y_i = \mu_i$ et μ_i dans le modèle *logit* prend cette forme :

$$\mu_i = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_i)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_i)}$$

On prétend toujours à une corrélation entre les observations chez le même individu, mais aucune entre les différents individus. La forme de la matrice de corrélation s'écrit R_i et celle de la matrice de variance-covariance du vecteur Y_{\square_i} équivaut à $\sigma^2 V_i$ où V_i possède les dimensions suivantes :

$$V_i = \{\text{diag}[V(\mu_{i1}), \dots, V(\mu_{iT_i})]\}^{1/2} * \mathbf{R}_i \{\text{diag}[V(\mu_{i1}), \dots, V(\mu_{iT_i})]\}^{1/2}$$

La matrice de variance-covariance se constitue de blocs à cause de l'indépendance entre les sujets. La valeur du vecteur des B_{\square} ($B_{\square\square}$) s'écrit comme suit,

$$\sum_i^N D_{\square_i} V_i^{-1} (Y_{\square_i} - \mu_{\square_i}) = 0$$

D_i équivaut aux conditions de premier ordre ($\delta \mu_{\square_i} / \delta B_{\square\square}$). Cette équation qui tient compte de la structure de corrélation correspond aux EEG. Elle s'apparente au MLG à l'exception de la matrice de variance-covariance qui contient des termes non nuls hors de la diagonale. La matrice de variance-covariance de Y_{\square_i} ressemble alors à ceci :

$$\text{Cov}(B_{\square\square}) = \sigma^2 \{\sum_i^N [D_{\square_i} V_i^{-1} D_i]\}^{-1}$$

Pour résoudre les EEG, il faut connaître la structure de corrélation R_i . Par contre, on peut s'en approcher avec une structure de corrélation faisable R_{\square_i} où la valeur du vecteur des B_{\square} se présente ainsi :

$$\sum_i^N D_{\square_i} V_{\square_i}^{-1} (Y_{\square_i} - \mu_{\square_i}) = 0$$

Tandis que la matrice variance-covariance ressemble à ceci :

$$\text{Cov}(\mathbf{B} \mid \mathbf{D}) = \sigma^2 \left[\sum_i^N \mathbf{D}_i \mathbf{V}_i^{-1} \mathbf{D}_i \right]^{-1} \left[\sum_i^N \mathbf{D}_i \mathbf{V}_i^{-1} \mathbf{V}_i \mathbf{V}_i^{-1} \mathbf{D}_i \right] \left[\sum_i^N \mathbf{D}_i \mathbf{V}_i^{-1} \mathbf{D}_i \right]^{-1}$$

Ce qui permet d'obtenir des β et des variances convergentes, même si la structure de corrélation est incorrecte. Par contre, si on spécifie correctement la structure de corrélation, on gagnera en précision et donc en efficacité.

L'EEG est une méthode marginale qu'on nomme aussi *population-averaged* (PA), puisque cette méthode donne la réponse moyenne du sous-échantillon (et non des individus compris dans le sous-échantillon) qui partage une valeur commune des variables explicatives, comme une fonction de ces variables explicatives.

Les autres avantages de ce modèle résident dans le fait qu'on peut traiter les données continues ou discrètes, les données longitudinales ou celles qui présentent de l'autocorrélation. De plus, on peut utiliser le PA même s'il existe des données manquantes, pourvu que le hasard en soit la cause.

Bien que la méthode de Liang et Zeger soit avantageuse, son efficacité dépend de certains points particuliers (Ghisletta et Spini 2004). Premièrement, une fonction de liaison doit assurer la relation entre les variables dépendante et indépendantes. Deuxièmement, il faut un grand nombre de groupes (*clusters*). Finalement, les observations entre les différents groupes ne doivent pas être corrélées, même si celles pour le même individu peuvent l'être.

Pour un bon usage de l'EEG, il faut beaucoup d'observations pour obtenir des résultats sans biais et convergents, puisqu'il s'agit d'une méthode asymptotique. Et bien qu'une mauvaise spécification de la structure de corrélation procure quand même des résultats sans biais et convergents, le choix de celle-ci peut modifier sensiblement l'efficacité du modèle.

4.2.4 Les différentes structures de la matrice de corrélation

Le modèle *population-averaged* offre la possibilité de choisir entre plusieurs structures de corrélations. La spécification *independante* stipule qu'il n'y a pas de corrélation temporelle pour chaque individu, que les éléments hors de la diagonale de la matrice de corrélation

égalent zéro. Cette spécification peut s'apparenter aux modèles qui ne considèrent pas l'autocorrélation. L'option *exchangeable*, quant à elle, prétend que toutes les corrélations temporelles chez le même sujet s'équivalent, c'est-à-dire que les éléments hors diagonales sont identiques. Cela signifie que la corrélation entre la première et la deuxième période et entre la première et la sixième période est pareille. Pour la corrélation qui diminue alors que la différence entre les périodes augmente, on opte pour la spécification *autoregressive*. De son côté, l'option *stationary* propose des corrélations constantes pour des écarts de temps identiques. Et pour terminer, la spécification *unstructured* n'émet aucune restriction pour la forme de la corrélation. Pour des données longitudinales avec peu de périodes, il semble que ce soit le modèle adéquat, mais si les données s'étendent sur plusieurs années, la méthode peut faillir numériquement étant donné le grand nombre ($T(T-1)$) de corrélations à estimer.

Une structure connue de la matrice de corrélation améliore l'efficacité du modèle, mais le problème est qu'elle s'avère souvent inconnue. Néanmoins, Liang et Zeger (1986) proposèrent une structure de corrélation estimée faisable pour contourner cette méconnaissance. Ce qui permet finalement d'obtenir des estimateurs convergents et sans biais, même si l'option de structure de corrélation sélectionnée ne représente pas le meilleur choix.

4.2.5 Un des modèles privilégiés

Donc en lien avec tout ce qu'indique cette section, le modèle sélectionné correspond à une équation d'estimation généralisée, aussi nommé un *population-averaged*, avec une liaison *logit* entre les variables dépendante et indépendantes. Puisque la variable dépendante est dichotomique, la distribution de la probabilité de réponse est binomiale. Une matrice de corrélation sans structure (*unstructured*) s'avère la meilleure option possible compte tenu que le nombre maximal de périodes pour chaque sujet s'élève à seulement 6; en fait, les individus apparaissent durant 3,8 périodes en moyenne dans l'échantillon utilisé pour la régression. Il faut également ajouter qu'aucune option disponible pour cette méthode ou présente dans le logiciel exploité ne convient pour la corrélation que pourrait présenter la variable donner ou ne pas donner naissance. Les groupes ou les *clusters* se forment sur les individus en créant ainsi 20 022. Ce qui représente un nombre suffisamment élevé pour le bon fonctionnement du modèle. On utilise la commande *vce(robust)* pour tenir compte de l'hétéroscédasticité dans

les erreurs et pour obtenir une estimation robuste de la matrice variance-covariance des estimateurs.

Tableau 4.1
Caractéristiques du modèle sélectionné

Catégorie	Option sélectionnée
Méthode	Population-averaged
Liaison	Logit
Famille	Binomiale
Corrélation	Non-structurée
Groupes ou clusters	Sur les individus
Pour tenir compte de l'hétéroscédasticité	Vce(robust)

4.3 Le modèle à effets aléatoires pour une variable à choix discret

La théorie concernant ce modèle provient du chapitre 21 du manuel « Économétrie, 5^e édition » de William Greene (2005).

Alors que le modèle à effets fixes (MEF), abordé au chapitre XI du présent mémoire, considère l'élément α_i comme une variable aléatoire dont la partie fixe peut varier en lien avec les variables explicatives, le modèle à effets aléatoires (MEA) le voit également comme une variable aléatoire, mais avec une distribution bien spécifique et, plus souvent qu'autrement, de distribution normale, $\alpha_i \sim N(0, \sigma_\alpha^2)$. Ce qui implique l'hypothèse d'une non-corrélation entre les variables explicatives et les effets spécifiques individuels. On assume également que l'élément α_i et le terme d'erreur sont chacun indépendamment et identiquement distribué avec une variance constante ou homoscédastique σ_α^2 et σ_ε^2 respectivement.

Dans ce modèle, on suppose une non-corrélation entre l'hétérogénéité individuelle inobservée (α_i) et les variables explicatives. Le facteur inobservable agit comme une variable stochastique ou aléatoire qui apparaît dans le terme d'erreur (ε_{it}) qui à son tour agira comme terme stochastique.

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$$

La variance et la covariance de ce terme d'erreur global équivalent à

$$\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \sigma_\alpha^2 \quad \text{où } s \text{ et } t \text{ correspondent à des périodes différentes } (s \neq t)$$

Par conséquent, la structure de corrélation du terme d'erreur général se définit ainsi et implique une corrélation constante à chaque période.

$$\text{Corr}(u_{it}, u_{is}) = \sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2), \text{ pour tous les } s \neq t$$

Cette notion de corrélation identique s'avère importante, car elle justifiera l'emploi du modèle *population averaged* à celui défini ici.

L'approche de la variable latente s'illustre ainsi,

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \alpha_i + v_{it} \quad \text{pour } i=1, \dots, n; t=1, \dots, T_i$$

v_{it} et α_i représentent des variables aléatoires indépendantes avec les hypothèses de ce modèle correspondent à ces équations

$$E(v_{it} | \mathbf{X}) = 0; \text{Cov}(v_{it}, v_{js} | \mathbf{X}) = \text{Var}(v_{it} | \mathbf{X}) = 1 \quad \text{si } i=j \text{ et } t=s; 0 \text{ sinon}$$

Les erreurs ne sont pas corrélées avec les variables explicatives et elles ne le sont pas entre elles.

$$E(\alpha_i | \mathbf{X}) = 0; \text{Cov}(\alpha_i, \alpha_j | \mathbf{X}) = \text{Var}(\alpha_i | \mathbf{X}) = \sigma_\alpha^2 \quad \text{si } i=j; 0 \text{ sinon}$$

Le terme fixe inobservable n'est pas corrélé avec les facteurs explicatifs et ceux-ci ne sont pas corrélés entre eux.

$$\text{Cov}(v_{it}, u_j | \mathbf{X}) = 0 \text{ pour tout } i, t \text{ et } j \quad \begin{array}{l} \mathbf{X} \text{ équivaut à toutes les} \\ \text{observations exogènes} \end{array}$$

Le terme fixe et le terme d'erreur ne sont pas corrélés.

Par conséquent, si on regroupe le terme d'erreur v_{it} et α_i , les hypothèses de ε_{it} deviendront :

$$E(\varepsilon_{it} | \mathbf{X}) = 0$$

$$\text{Var}(\varepsilon_{it} | \mathbf{X}) = \sigma_v^2 + \sigma_\alpha^2 = 1 + \sigma_\alpha^2$$

$$\text{Corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} | \mathbf{X}) = \rho = \sigma_\alpha^2 / (1 + \sigma_\alpha^2), \text{ donc } \sigma_\alpha^2 = \rho / (1 - \rho)$$

La structure de corrélation du terme d'erreur général se définit ainsi et implique une corrélation constante à chaque période.

À partir de ces spécifications propres à ce modèle, la probabilité reliée à chaque observation se définit par cette équation simplifiée spécifique au modèle *logit*.

$P(y_i | x_i) = \Lambda[(2y_i - 1)x_i'\beta]$ où Λ correspond à la fonction de répartition logistique $F(z) = 1/(1+e^{-z})$, où z ici équivaut à $[(2y_i - 1)x_i'\beta]$

Donc, la probabilité jointe pour toutes les observations se dessine selon l'équation qui suit. Mais intégrer cette densité jointe s'avère impossible. Par contre, le modèle à effets aléatoires simplifie cette équation puisqu'on peut intégrer le facteur fixe à l'extérieur de la densité jointe de $(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT_i}, \alpha_i)$. Ce qui permet d'obtenir des termes ε_i indépendants conditionnellement à α_i .

$$L_i = P(y_{i1}, \dots, y_{iT_i} | \mathbf{X}) = \int_{L_{iT_i}}^{\alpha_i T_i} \dots \int_{L_{i1}}^{\alpha_i 1} f(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT_i}) d\varepsilon_{i1} \dots d\varepsilon_{iT_i}$$

$$f(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT_i}, \alpha_i) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT_i} | \alpha_i) f(\alpha_i) d\alpha_i = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^{T_i} f(\varepsilon_i | \alpha_i) f(\alpha_i) d\alpha_i$$

La simplification permet de changer l'ordre d'intégration puisque les intervalles d'intégration sont indépendants. On peut par la suite obtenir la forme générale du modèle à effets aléatoire pour une variable dépendante dichotomique.

$$L_i = P(y_{i1}, \dots, y_{iT_i} | \mathbf{X}) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\prod_{t=1}^{T_i} \text{Prob}(Y_{it} = y_{it} | x_{it}'\beta + \alpha_i) \right] f(\alpha_i) d\alpha_i$$

Mais dans le cas spécifique du *logit*, et en appliquant la fonction de vraisemblance pour ne contenir que des intégrales à une dimension, le modèle à effets aléatoires pour variable à choix discret employé par le logiciel correspond à cette équation :

$$\ln L_H = \sum_{i=1}^n \left\{ \ln \left[\sum_{h=1}^H \prod_{t=1}^{T_i} \omega_h \Lambda(q_{it}(x_{it}'\beta + \theta_{zh})) \right] \right\}$$

H : nombre de points pour la quadrature

ω_h : poids pour la quadrature

z_h : nœuds pour la quadrature

q_{it} : $2y_{it} - 1$

Le logiciel applique la quadrature de Gauss-Hermite pour calculer cette équation et ainsi obtenir une approximation du log-vraisemblance. De cette façon, on obtient les coefficients dévoilés dans le tableau 6.3.

CHAPITRE III

LES DONNÉES

Cette recherche utilise des données tirées de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) des panels un à cinq, soit de 1993 à 2008 de Statistique Canada (SC).

Cette enquête s'amorça en 1993 et remplaça officiellement l'Enquête sur les finances des consommateurs en 1996. C'est à partir de l'Enquête sur la population active (EPA) qu'on sélectionne les échantillons de l'EDTR. Chaque échantillon se compose de deux panels et chacun d'eux couvre près de 17 000 ménages. Chaque individu est interviewé durant six années et tous les trois ans on interviewe d'autres répondants, alors à l'exception de 1993 à 1995, deux panels se chevauchent, comme le présente le tableau 3.1. C'est en fait une base de données longitudinales répétées. L'avantage des données longitudinales vient de la possibilité de supprimer des effets fixes inobservables corrélés avec les variables dépendante et indépendantes, effets non représentés ou qu'on ne peut représenter par des variables, par exemple, l'importance de l'enfant chez le couple, le désir de fonder une famille, etc.

Certains individus ne présentent pas d'observations pendant les six années du questionnaire. Durant certaines années, les observations manquent. Certains naquirent, certains décédèrent ou devinrent incapables de répondre aux questions et d'autres pour des raisons inconnues cessèrent de remplir les formulaires de l'enquête. Pour ces motifs et pour d'autres non mentionnés, les données ne constituent pas un panel cylindré. Toutefois, les commandes utilisées dans le logiciel statistique s'appliquent autant aux panels cylindrés qu'aux non cylindrés

Tableau 3.1
Plan de l'EDTR

	Année de référence															
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Panel 1	■	■	■	■	■	■	■	■	■							
Panel 2				■	■	■	■	■	■	■						
Panel 3							■	■	■	■	■	■	■			
Panel 4										■	■	■	■	■	■	■
Panel 5													■	■	■	■
Panel 6																■

Source : Statistique Canada

L'EDTR contient de l'information autant sur l'individu et sur le ménage que sur la famille de recensement et la famille économique. Elle rend possible la liaison d'un individu avec les membres de sa famille peu importe le type. On y retrouve des renseignements concernant le type et la composition de la famille, le travail, le revenu du répondant. Puisque chaque personne questionnée est assujettie à un identificateur de la famille, il devient possible de connaître ces renseignements chez les autres membres de la famille. Ainsi, avec quelques manipulations liées au logiciel utilisé pour mesurer l'impact des politiques sur la fécondité, on obtient le nombre d'enfants par âge dans la famille, le statut et le revenu du conjoint.

L'échantillon exploité pour la recherche se limite aux femmes âgées de 25 à 38 ans chef ou conjointe du chef de la famille économique. Ainsi, on repousse celles qui pourraient être mère d'un enfant, mais enfant dans la famille économique et donc possiblement hors du marché de l'emploi, donc ne bénéficiant pas de certaines mesures conciliant le travail et la famille. Puisque le taux de fécondité ne varie que très peu dans le reste du Canada et au Québec vers la fin de la période de fécondité de la femme, on limite l'échantillon à celles plus jeunes que 38 ans. L'emploi d'un modèle qui maîtrise l'hétérogénéité inobservée confirmera cette décision. En guise de renseignement, l'échantillon compte 75 193 femmes. Par contre, dans le chapitre traitant des statistiques descriptives, l'échantillon inclura les femmes de 18 à 50 ans pour connaître les tendances des différentes variables sur la grande majorité des femmes en âge de procréer.

La variable de fécondité se partage en deux réponses qui indiquent si un enfant naquit ou pas au plus tard le 31 décembre de l'année de référence. Préalablement, la variable dépendante précisait l'âge du membre le plus jeune de la famille économique durant l'année de référence. Toutes celles dont l'âge du membre le plus jeune équivalait à zéro année reçurent la valeur 1 et les autres 0 pour créer une variable dichotomique.

Les variables explicatives d'intérêt proviennent d'une interaction entre des années et une variable à choix discret valant 1 si la femme demeure ou réside au Québec et 0 sinon, par exemple, QCx1993. On crée ces variables pour les années de 1993 à 1996 et 1998 à 2008 pour mesurer l'impact des politiques uniques au Québec. Les coefficients estimés sur ces variables donneront l'estimateur différence-en-différences (DED).

Les autres variables qui apparaissent dans le modèle économétrique se nomment les variables de contrôle. Elles servent, entre autres, à isoler ou purifier les variables d'intérêt. Étant donné qu'une variable de contrôle pourrait capter, par exemple, les effets d'âge et alors donner un coefficient qui englobe les effets des politiques sociales et familiales québécoises et de l'âge sur la probabilité de donner naissance, on préfère inclure l'âge comme variable distincte dans le modèle pour purifier la variable d'intérêt. Le même raisonnement s'applique aux autres variables incluses dans les estimations. Le tableau 3.2 énumère chacune d'elles, en plus de contenir la variable dépendante et les variables d'intérêt. Il faut préciser les revenus des parents apparaissent en dollars constants de 2008 pour obtenir l'effet réel et non l'effet des prix.

Tableau 3.2
Variables

Type	Nom	Description
Variable dépendante	Naissance	Variable dichotomique indiquant s'il y a une naissance
Variables explicatives d'intérêt	QCx1993 à QCx2008, excepté QCx1997	Variabes DED Variables d'interaction entre la province du Québec et l'année
Variables de contrôle	ConjointTravaille	Variable dichotomique indiquant si le conjoint travaille ou non
	RevenuParentsConstant08/10 000	Revenu du couple en \$ constants de 2008 par tranche de 10 000 \$
	An1993 à an2008, excepté an1997	Années
	QC	La femme habite au Québec ou non La variable de référence est RdC
	Déjà1Enfant, Déjà2Enfants, Déjà3EnfantsEtPlus	Il y a déjà un, deux ou trois enfants et plus dans la famille
	DES SupDESInfBac BacOuPlus	Diplôme d'études secondaire, diplôme supérieur au DES, mais inférieur au baccalauréat; baccalauréat ou plus La variable de référence est InfAuDES (inférieur au DES)
	age25_29 age30_34	Le groupe de référence est 35_38
	ConjointOuÉpoux	La femme est en couple ou non
	Immigrante	La femme est immigrante ou non
	QCxfrancophone	La femme est franco. et québécoise ou non
	rurale	La femme habite en milieu rural ou non
	Enf1AnPrésent à Enf17AnsPrésent, excepté Enf0AnPrésent	Il y a déjà un enfant de cet âge présent dans la famille

CHAPITRE V

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Avant de dévoiler l'impact de toutes les variables utilisées lors de la régression, il importe d'analyser chacune d'entre elles pour se donner une idée de leur effet probable sur la probabilité de donner naissance.

5.1 Introduction

Les tableaux et graphiques de ce sous-chapitre s'appliquent aux femmes âgées de 18 à 50 ans qui donnèrent naissance. Pour les régressions, l'intervalle d'âge diminue pour limiter la dispersion des observations et ainsi améliorer l'efficacité du modèle. Par contre, dans cette section, l'intervalle englobe plus de femmes pour permettre d'obtenir plus d'observations dans le but de satisfaire les exigences de Statistique Canada quant à la confidentialité des microdonnées. Par exemple, si le nombre d'observations non pondérées se situe sous le seuil tolérable, même si le nombre pondéré le dépasse, il faudrait regrouper plusieurs catégories pour que ce nombre excède la limite inférieure. Ce regroupement pourrait être des années. Bien que les résultats se présentent sous forme de pourcentage, il fallait néanmoins que le nombre d'observations soit justifié pour pouvoir les divulguer. Également, les valeurs dans les cases grises des différents tableaux correspondent à des moyennes de deux ou de trois années, selon le cas, puisque par année, le nombre d'observations ne suffisait pas. Finalement, les calculs de ce chapitre utilisent un poids pour données longitudinales de l'EDTR. Autre remarque, les données sur le Québec tendent à être plus volatiles, une des raisons pourrait venir du fait que l'échantillon est plus petit que celui pour le Canada.

5.2 Le revenu des parents

Les nombres dans chacune des cellules correspondent à la proportion de femmes qui donna naissance tout en présentant certaines caractéristiques : Québécoise âgée de 18 à 50 ans dont le revenu familial se situe à un certain niveau. Tous les montants se présentent en dollars constants de 2008.

Les figures 5.1 à 5.5 comparent le RdC avec le Québec pour chaque niveau de revenu familial plutôt que toutes les catégories pour chacune des régions pour une raison de clarté.

Les données de 2008 pour le Québec (tableau 5.2) furent supprimées étant donné leur aberrance.

Il semble que les courbes des figures 5.1 à 5.5 du reste du Canada varient moins que celles du Québec, peu importe le revenu familial. Elles se situent majoritairement entre 4 et 8 %, à l'exception des femmes dont le revenu familial surpasse 80 000 \$ par année, la courbe oscille entre 2 et 6 %. Également, il semble que la proportion des femmes dont le revenu se situe de 60 000 à 80 000 \$ par an connaît une baisse des naissances depuis 2005.

Du côté du Québec, la proportion de celles qui donnèrent naissance se situe davantage entre 2 et 6 % peu importe le niveau de revenu familial. Malgré que pour les femmes dont le revenu familial oscille entre 60 000 \$ et 80 000 \$, elle se situe entre 6 et 8 %. La catégorie de 80 000 \$ et plus par an présente beaucoup de variabilité allant en 1995 à 11,75% pour atteindre 1,68 % en 2008.

Il n'y a pas une tendance nette qui émane des tableaux 5.1 et 5.2 et des figures 5.1 à 5.5. Les courbes du RdC et du Québec se croisent et se recroisent à différents endroits sans laisser présager qu'à une époque une région dominait l'autre selon le revenu familial.

Bref, à première vue, cette variable semble ne pas avoir un effet notable sur la probabilité de donner naissance.

Tableau 5.1
Proportion des femmes du RdC ayant donné naissance selon le revenu familial

Année	$x < 20 \text{ K}$	$20 \text{ K} \leq x < 40 \text{ K}$	$40 \text{ K} \leq x < 60 \text{ K}$	$60 \text{ K} \leq x < 80 \text{ K}$	$x \geq 80 \text{ K}$
1993	3,87	6,46	5,03	6,02	5,27
1994	5,36	7,18	7,44	8,38	5,53
1995	7,08	4,54	5,30	7,48	2,69
1996	6,17	4,74	5,85	6,62	5,13
1997	5,29	5,64	6,03	5,18	4,17
1998	6,92	4,31	4,13	4,35	4,59
1999	5,27	6,40	5,75	5,64	4,82
2000	5,37	3,77	4,52	5,97	4,48
2001	6,46	5,02	5,11	5,24	5,27
2002	4,40	4,30	5,45	5,41	5,07
2003	5,62	4,21	5,42	5,60	4,30
2004	5,89	4,37	5,59	4,54	5,00
2005	3,93	5,19	4,59	5,85	5,51
2006	3,64	4,26	5,55	5,54	4,70
2007	4,29	5,42	4,77	4,34	4,78
2008	4,24	4,91	5,07	1,76	6,29

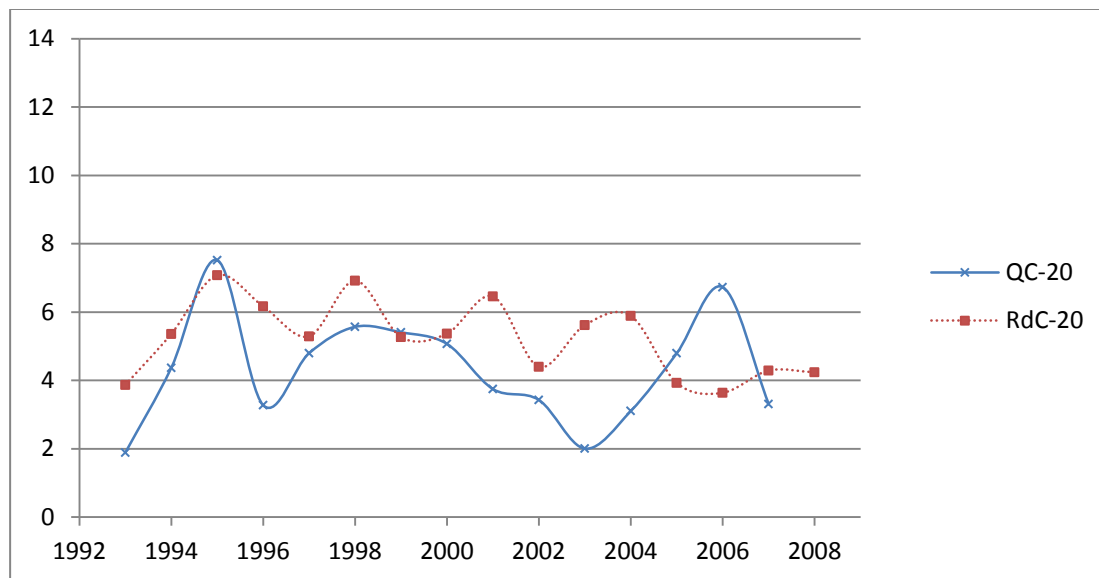
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Tableau 5.2
Proportion des Québécoises ayant donné naissance selon le revenu familial

Année	$x < 20 \text{ K}$	$20 \text{ K} \leq x < 40 \text{ K}$	$40 \text{ K} \leq x < 60 \text{ K}$	$60 \text{ K} \leq x < 80 \text{ K}$	$x \geq 80 \text{ K}$
1993	1,89	5,91	6,65	8,14	7,81
1994	4,37	2,80	4,38	4,71	7,81
1995	7,52	4,26	5,49	6,24	11,75
1996	3,28	7,26	4,46	6,31	6,78
1997	4,80	2,54	4,50	4,01	4,67
1998	5,57	5,71	2,67	4,31	4,10
1999	5,41	3,92	3,97	7,38	4,32
2000	5,07	4,33	5,13	4,00	3,03
2001	3,75	4,34	2,31	5,29	1,36
2002	3,43	4,91	3,43	3,39	5,47
2003	2,01	3,37	5,58	6,55	4,33
2004	3,11	3,27	5,26	5,69	3,83
2005	4,80	3,42	6,23	6,60	6,87
2006	6,73	2,02	4,05	8,52	3,69
2007	3,31	3,97	4,91	3,97	3,94
2008	---	---	---	---	---

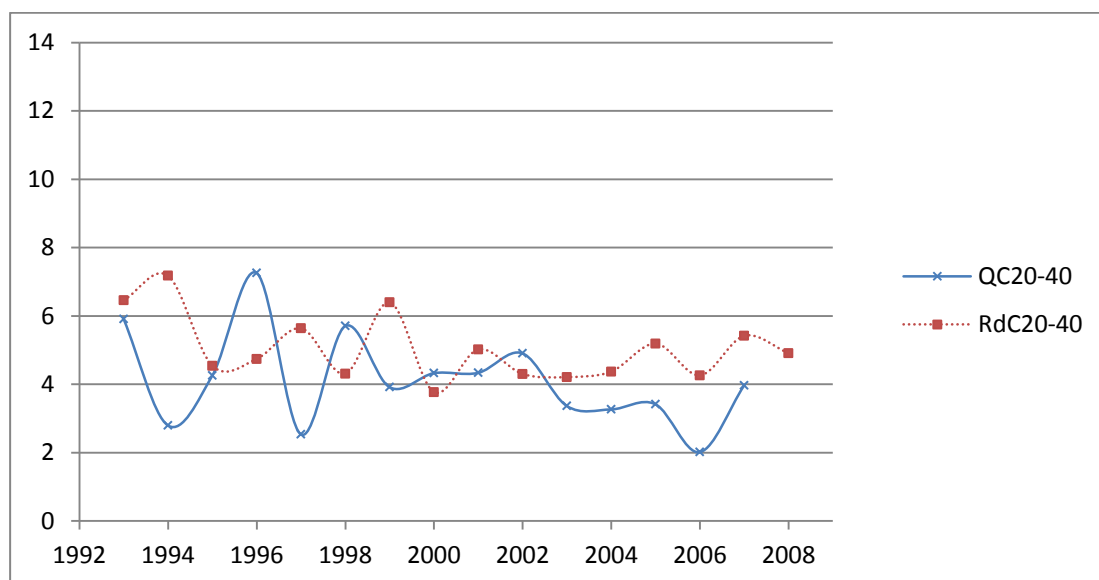
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.1
Proportion des femmes avec un revenu familial annuel à moins de 20 000 \$



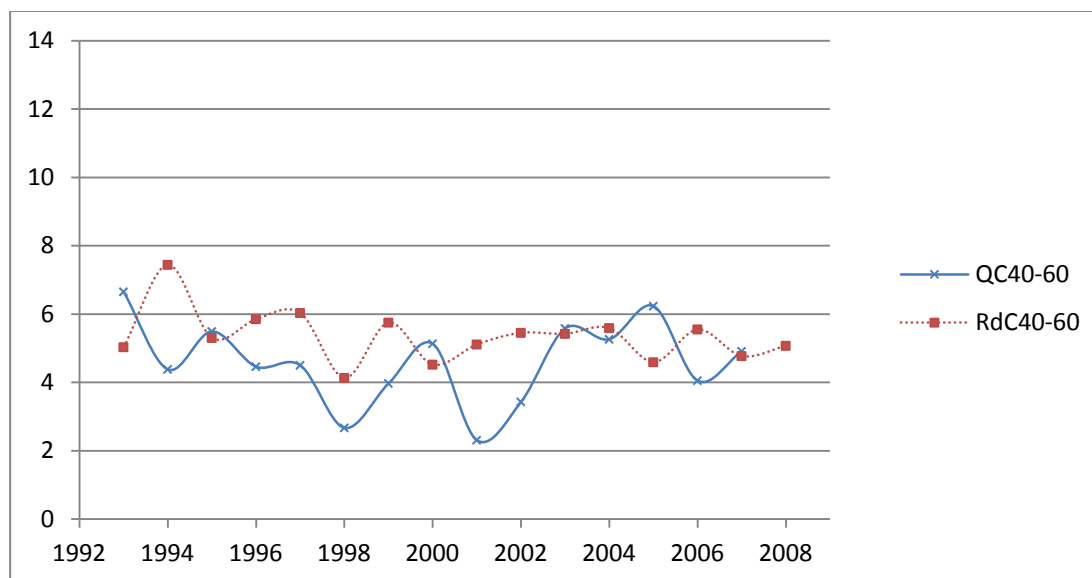
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.2
Proportion des femmes avec un revenu familial annuel de 20 000 \$ à 40 000 \$



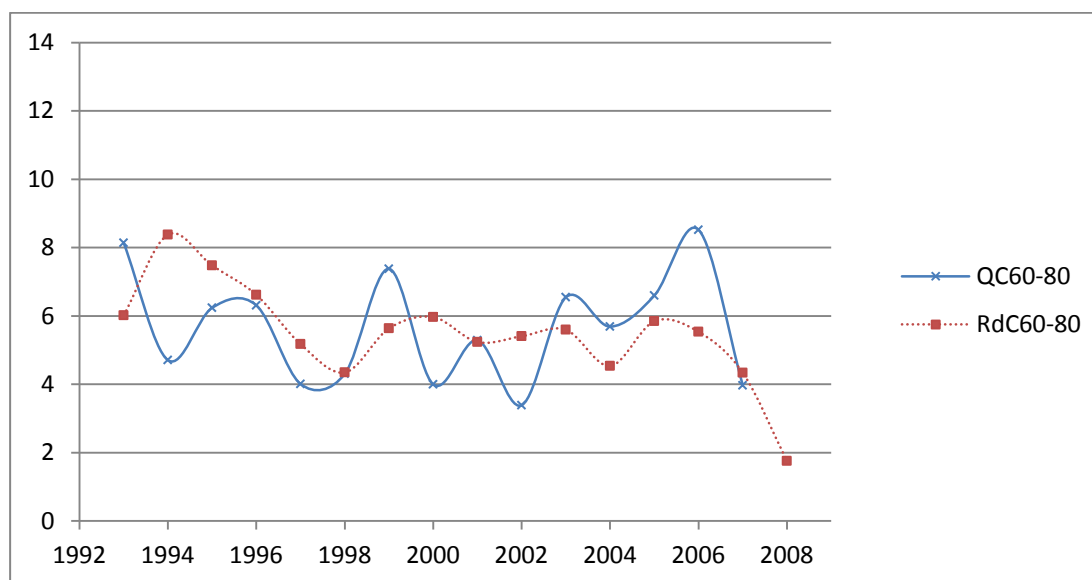
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.3
Proportions des femmes avec un revenu familial annuel de 40 000 \$ à 60 000 \$



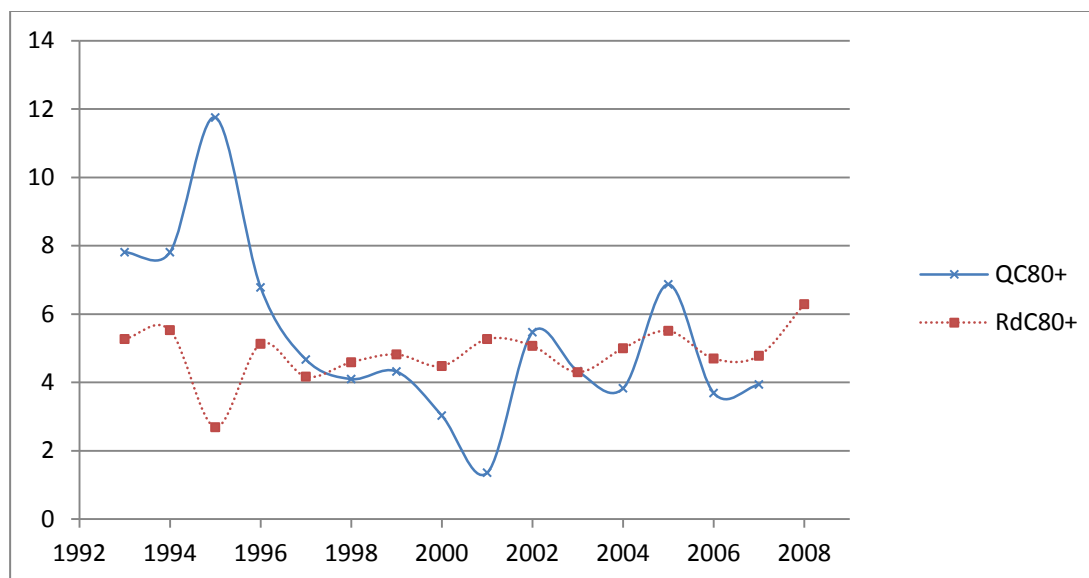
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.4
Proportion des femmes avec un revenu familial annuel de 60 000 \$ à 80 000 \$



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.5
Proportion des femmes avec un revenu familial annuel de 80 000 \$ et plus



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.3 Le conjoint occupe un emploi

Parmi toutes les femmes âgées de 18 à 50 ans dont le conjoint occupe ou n'occupe pas un emploi rémunéré, une proportion de celles-ci donna naissance. L'information concernant si le conjoint occupe ou non un emploi durant les premières années de l'enquête n'apparaît pas dans ce tableau étant donné qu'elle était indisponible avant 1996, soit lors du premier panel.

Selon le tableau 5.3 et les figures 5.6 et 5.7, la proportion de femmes dont le conjoint détient un emploi rémunéré se situe à un niveau supérieur à celles dont le conjoint ne détient pas d'emploi rémunéré. La différence paraît plus évidente dans le reste du Canada qu'au Québec. De plus, cette différence tend à augmenter durant les dernières années analysées, tandis qu'au Québec l'écart se rétrécit en 2008.

Dans chacune des figures, on remarque le caractère contre-cyclique dominant des courbes. C'est-à-dire que lorsque la courbe représentant le conjoint détenant un emploi avec revenu augmente, celle identifiant le conjoint ne possédant pas d'emploi avec revenu diminue et vice versa.

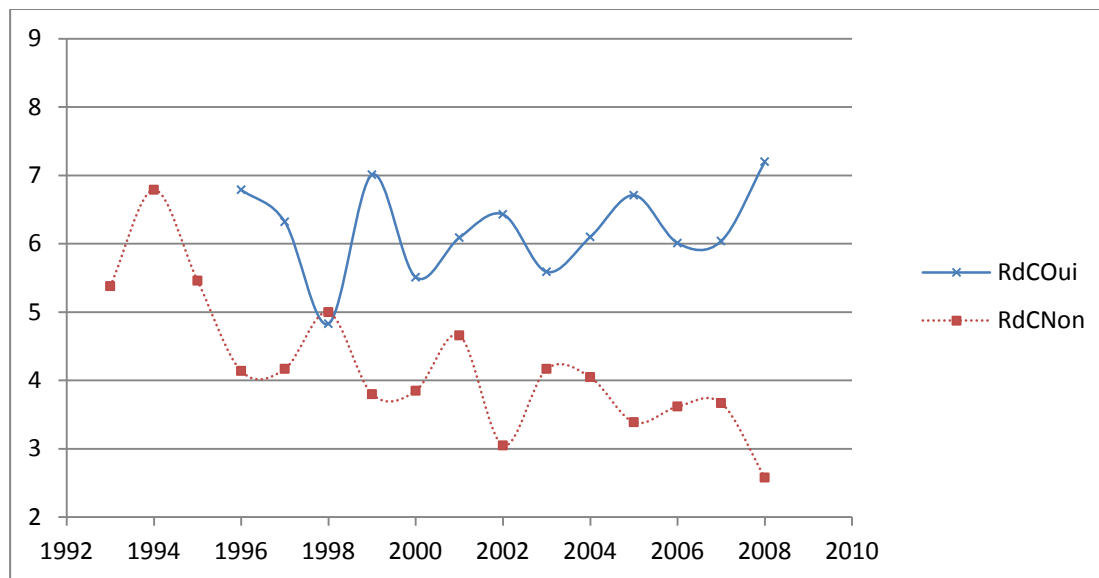
En somme, l'effet de cette variable devrait être statistiquement positif.

Tableau 5.3
Proportion des femmes réalisant l'événement selon le statut d'emploi du conjoint

Année	Le conjoint occupe un emploi		Le conjoint n'occupe pas un emploi	
	RdC	Qc	RdC	Qc
1993	---	---	5,38	5,61
1994	---	---	6,79	4,36
1995	---	---	5,46	6,41
1996	6,79	7,22	4,14	3,28
1997	6,32	4,9	4,17	3,09
1998	4,83	4,3	5	5,14
1999	7,01	6,13	3,8	3,36
2000	5,51	4,58	3,85	4,25
2001	6,09	3,65	4,66	3,3
2002	6,43	6,03	3,05	2,6
2003	5,59	6,42	4,17	2,44
2004	6,1	5,45	4,05	3,1
2005	6,71	7,26	3,39	3,97
2006	6,01	5,49	3,62	3,51
2007	6,04	4,23	3,67	3,93
2008	7,2	5,07	2,58	---

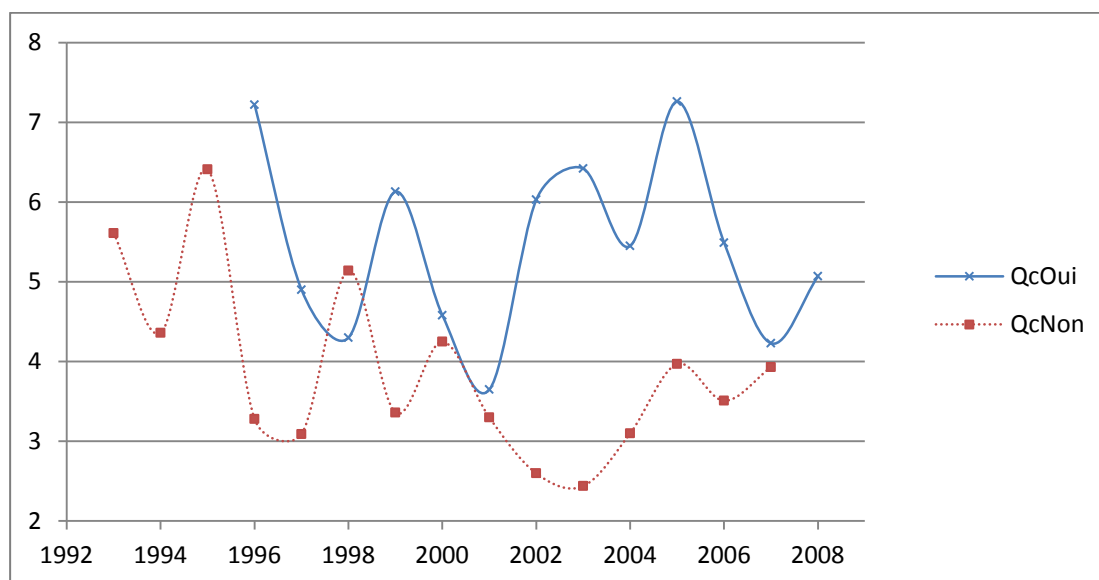
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.6
Proportion des femmes du RdC dont le conjoint travaille ou ne travaille pas



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.7
Proportion des Québécoises dont le conjoint travaille ou ne travaille pas



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.4 Conjoint ou époux

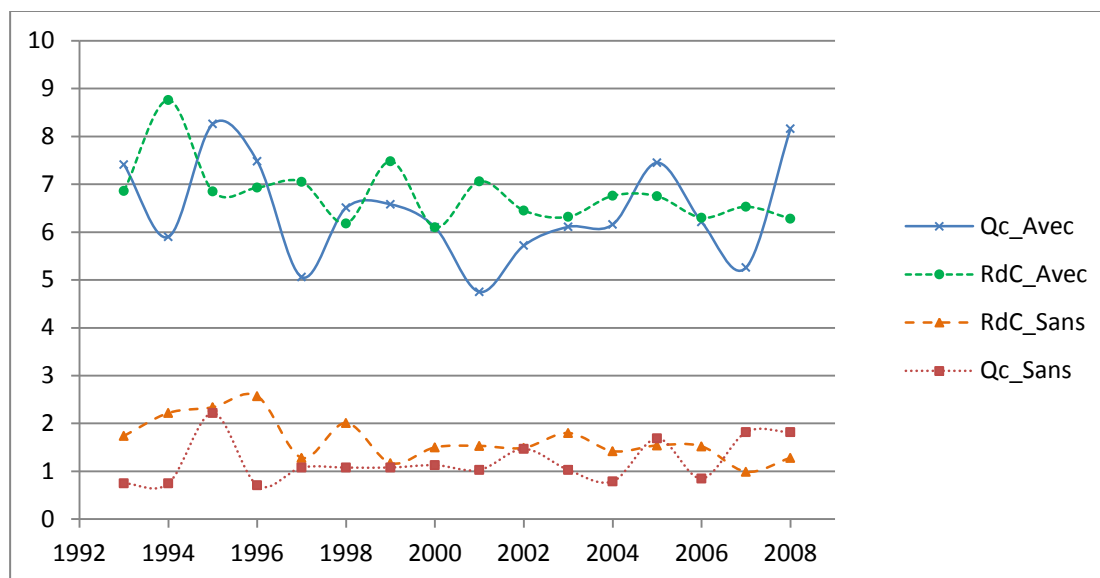
Sans regarder le tableau ou la figure, on sait que cette variable détiendra un rôle positif et significatif sur la probabilité d'avoir un enfant. Mais comme mentionné auparavant, son adhésion au modèle est plus qu'utile. Le tableau 5.4 et la figure 5.8 considèrent les femmes avec conjoint par rapport aux femmes avec ou sans conjoint

Tableau 5.4
Proportion des femmes réalisant l'événement selon leur statut conjugal

Année	Reste du Canada		Québec	
	Avec conjoint	Sans conjoint	Avec conjoint	Sans conjoint
1993	6,86	1,74	7,41	0,75
1994	8,76	2,22	5,90	0,75
1995	6,85	2,34	8,26	2,22
1996	6,93	2,57	7,48	0,71
1997	7,05	1,28	5,06	1,08
1998	6,18	2,01	6,51	1,08
1999	7,48	1,17	6,58	1,08
2000	6,10	1,50	6,10	1,13
2001	7,06	1,53	4,75	1,03
2002	6,45	1,49	5,72	1,47
2003	6,32	1,80	6,11	1,03
2004	6,76	1,42	6,16	0,79
2005	6,75	1,54	7,45	1,69
2006	6,30	1,52	6,21	0,85
2007	6,53	0,99	5,26	1,82
2008	6,28	1,28	8,16	1,82

Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.8
Proportion des femmes avec ou sans conjoint



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.5 Immigrante

Parmi toutes les femmes immigrantes ou citoyennes canadiennes, une proportion d'entre elles donnèrent naissance durant les années où on les questionna. Selon le tableau 5.5 et les figures 5.9 et 5.10, dans le reste du Canada comme au Québec, les citoyennes canadiennes démontrent plus de stabilité que les immigrantes durant toute la période couverte. La courbe représentant les immigrantes démontre plus de variabilité, mais présente une moyenne similaire à celles des citoyennes.

En ce qui concerne uniquement le Québec, la courbe des immigrantes qui eurent un enfant présente une très grande volatilité qui de cette manière coupe la courbe des citoyennes qui réalisèrent le même événement. Cette volatilité peut également être le résultat d'un nombre d'observations plus faible pour le Québec.

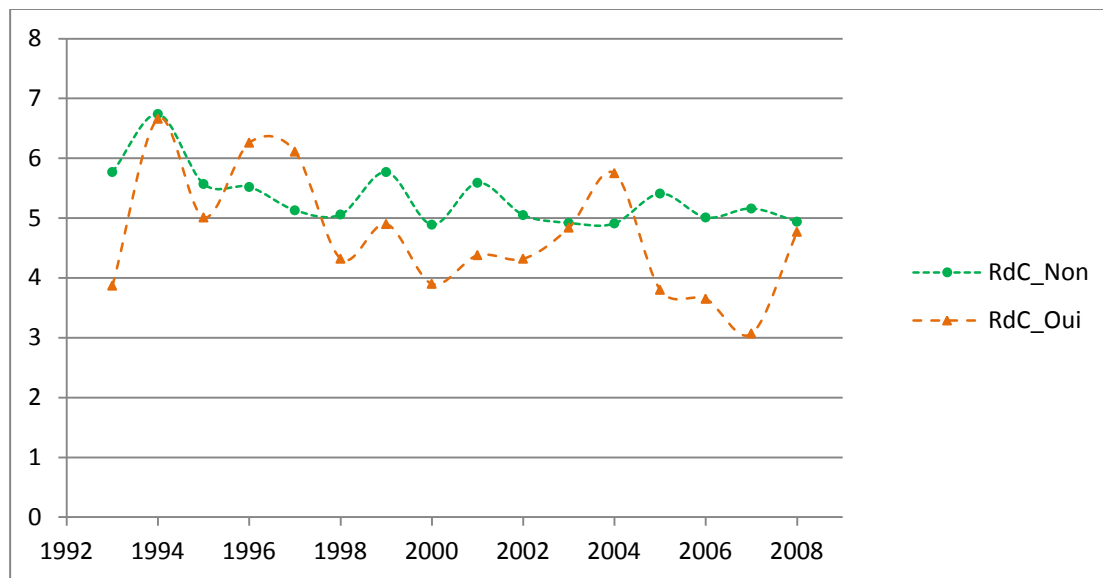
Par le tableau ou la figure, aucun indice ne permet de prétendre que le statut d'immigrant peut influencer la fécondité.

Tableau 5.5
Proportion des femmes réalisant l'événement selon leur statut d'immigration

Année	Reste du Canada		Québec	
	Non-immigrante	immigrante	Non-immigrante	immigrante
1993	5,77	3,87	5,99	2,92
1994	6,74	6,66	4,63	---
1995	5,57	5,01	6,36	7,01
1996	5,52	6,26	5,50	4,63
1997	5,13	6,11	3,71	8,46
1998	5,06	4,32	4,90	2,29
1999	5,77	4,90	4,51	7,63
2000	4,89	3,90	4,17	7,29
2001	5,59	4,38	3,59	1,70
2002	5,05	4,32	4,36	2,92
2003	4,92	4,84	4,30	3,70
2004	4,91	5,75	3,86	7,02
2005	5,41	3,80	5,70	4,79
2006	5,01	3,65	4,14	8,00
2007	5,16	3,07	4,13	3,46
2008	4,94	4,77	5,92	---

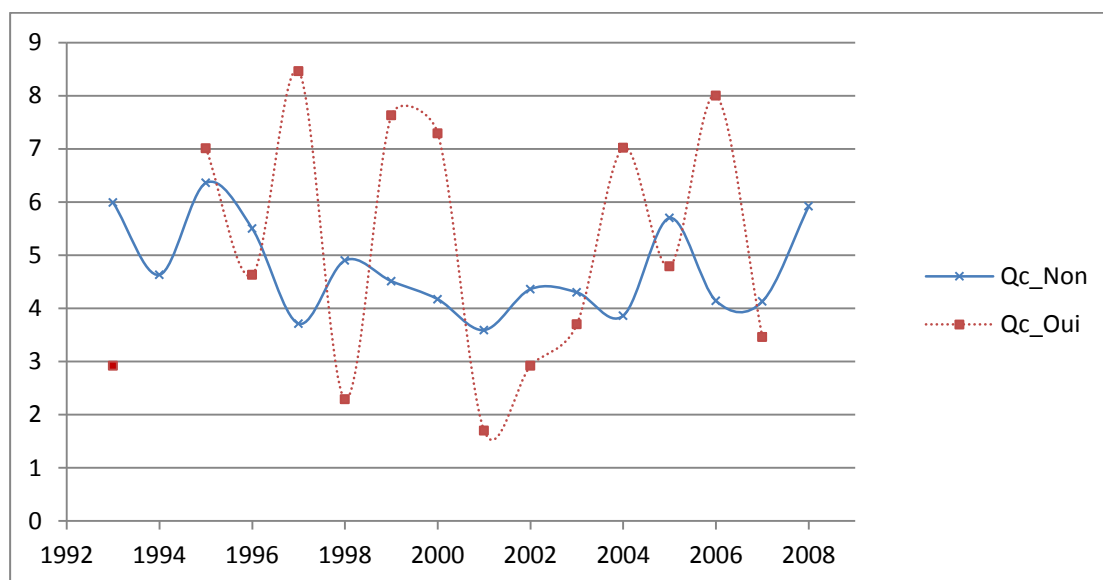
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.9
Proportion des femmes du RdC immigrantes ou non qui donna naissance



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.10
Proportion des Québécoises immigrantes ou non qui donna naissance



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.6 Région rurale ou urbaine

Parmi toutes les femmes vivant dans les régions rurale ou urbaine, une fraction des toutes celles-ci donnèrent la vie durant les années où on les exposa au questionnaire de l'enquête.

Selon le tableau 5.6 et les figures 5.11 et 5.12, la proportion de Canadiennes d'un milieu urbain vivant ailleurs qu'au Québec et qui donnèrent naissance exhibe une très grande stabilité aux alentours de 5 %; tout le contraire de celle représentant les Canadiennes des régions rurales.

Au Québec, chacune des catégories varie à des amplitudes semblables, mais à des fréquences différentes. En fait, la courbe rurale se dessine de hauts et de bas allant de 4 % à 6 %.

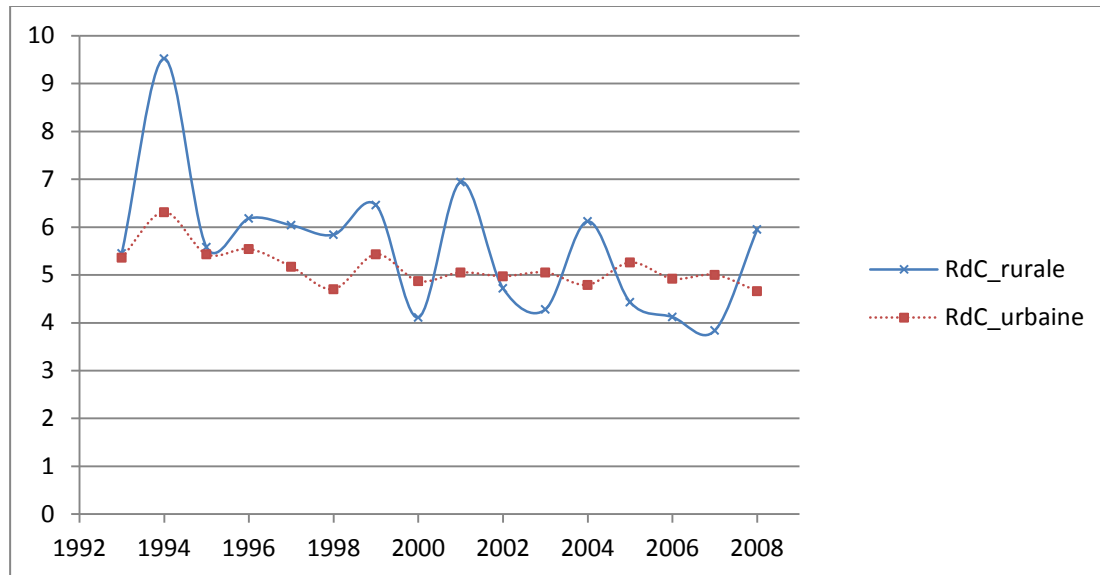
Mais tout comme les variables énumérées dans ce chapitre, il n'y a aucun signe qui émet un quelconque effet de la région sur la variable dépendante.

Tableau 5.6
Proportion des femmes réalisant l'événement selon le type de région

Année	Reste du Canada		Québec	
	rurale	Urbaine	rurale	urbaine
1993	5,45	5,36	4,24	5,90
1994	9,52	6,31	5,50	4,09
1995	5,58	5,43	5,83	6,55
1996	6,18	5,54	5,55	5,40
1997	6,04	5,17	4,19	3,97
1998	5,84	4,70	5,17	4,63
1999	6,46	5,43	5,77	4,52
2000	4,11	4,87	4,06	4,49
2001	6,94	5,05	5,16	3,05
2002	4,72	4,97	5,73	3,88
2003	4,28	5,05	5,80	3,86
2004	6,12	4,79	4,53	4,01
2005	4,43	5,26	5,00	5,76
2006	4,12	4,92	5,67	4,14
2007	3,84	5,00	5,64	3,65
2008	5,95	4,66	5,73	6,90

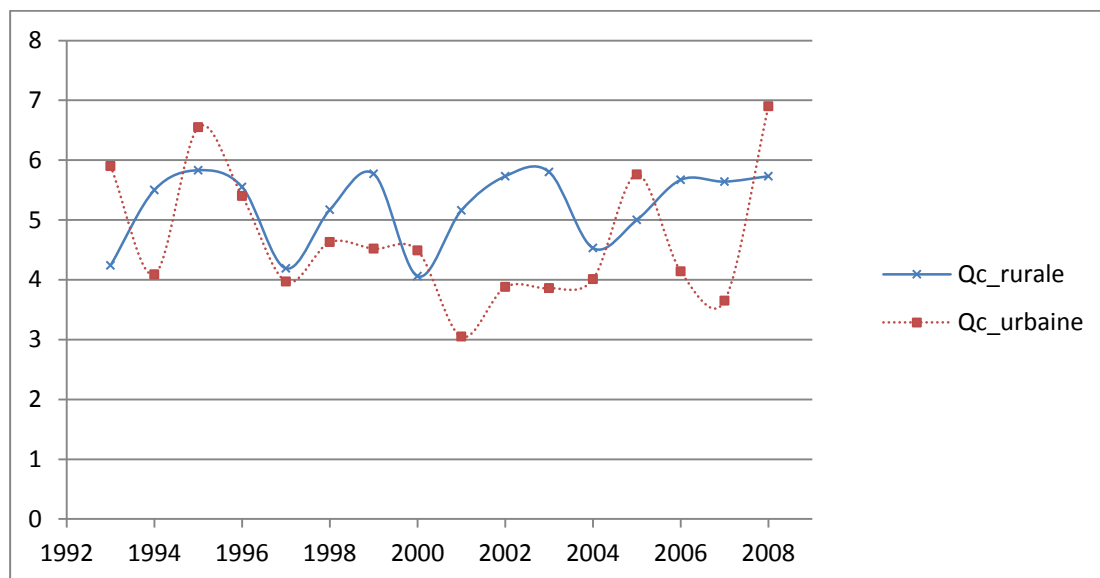
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.11
Proportion des femmes du RdC de région rurale ou urbaine qui accouchèrent



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.12
Proportion des Québécoises de région rurale ou urbaine qui accouchèrent



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.7 Langue maternelle

Parmi toutes les femmes dont la langue maternelle est le français, l'anglais ou une tout autre langue, un pourcentage de celles-ci donnèrent naissance.

Selon le tableau 5.7 et les figures 5.13 et 5.14, au Canada et hors du Québec, la proportion des mères d'idiome anglais présente une très grande stabilité autour de 5 % sur toutes les années utilisées, à l'exception de 2007 où elle chuta à 2,14 %. Les francophones et les allophones suivent à peu près la même route sauf que les premières se situent plus souvent sous le niveau des secondes. La proportion des anglophones surpasse la majorité du temps les francophones, mais partage une domination avec les allophones.

Au Québec, étant donné leur représentation limitée dans les données, on regroupe les allophones et les anglophones. Malgré cette manipulation, en 2008, le nombre d'observations ne suffisait pas pour en divulguer le résultat. Dans un autre ordre d'idées, les deux séries varient généralement entre 3 et 7 %, malgré que celle des allophones et des anglophones entre 1996 et 1998 atteignit presque 8 %. Mais d'une façon générale, et comme dans le reste du Canada, la courbe des anglophones et des allophones surpasse celles des francophones.

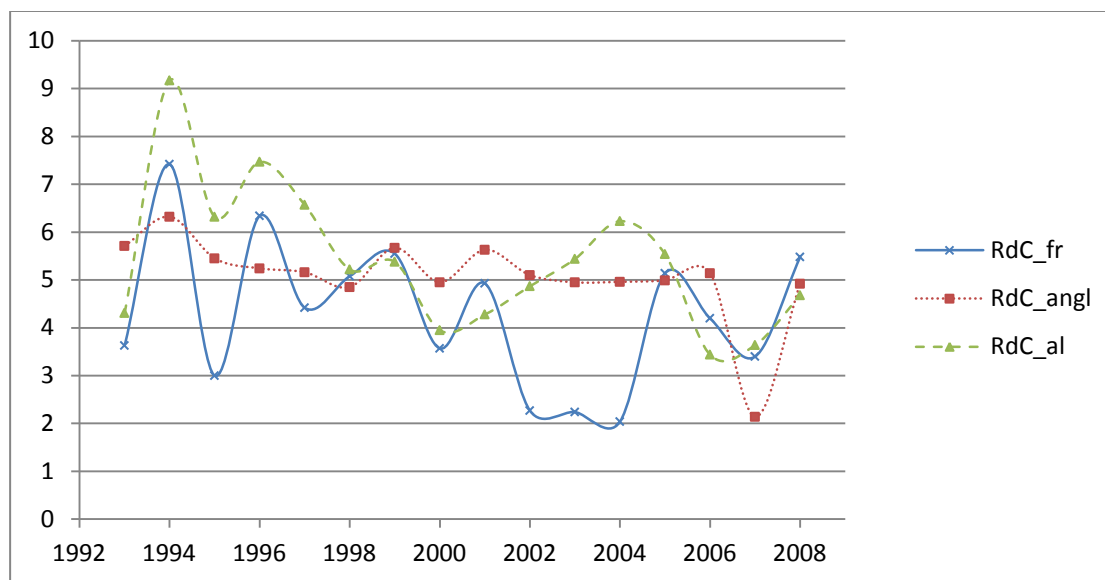
Alors, selon les observations de ce sous-chapitre, il peut paraître possible que le fait d'avoir comme idiome maternel le français diminue la probabilité de donner naissance par rapport à l'anglais et aux autres langues.

Tableau 5.7
Proportion des femmes réalisant l'événement selon leur langue maternelle

Année	Reste du Canada			Québec	
	français	anglais	Autre	français	anglais et autre
1993	3,63	5,71	4,31	6,04	3,23
1994	7,42	6,32	9,17	3,98	6,46
1995	3,00	5,45	6,32	6,50	5,95
1996	6,34	5,24	7,47	5,23	6,40
1997	4,42	5,16	6,57	3,28	7,89
1998	5,08	4,85	5,22	4,27	7,26
1999	5,55	5,67	5,38	4,57	5,69
2000	3,57	4,95	3,95	4,21	5,39
2001	4,93	5,63	4,28	3,45	3,46
2002	2,27	5,10	4,87	4,35	3,57
2003	2,24	4,95	5,44	4,37	3,64
2004	2,04	4,96	6,23	3,59	6,82
2005	5,14	4,99	5,54	5,60	5,66
2006	4,20	5,14	3,44	4,31	5,14
2007	3,40	2,14	3,64	4,10	5,68
2008	5,48	4,92	4,68	6,08	5,68

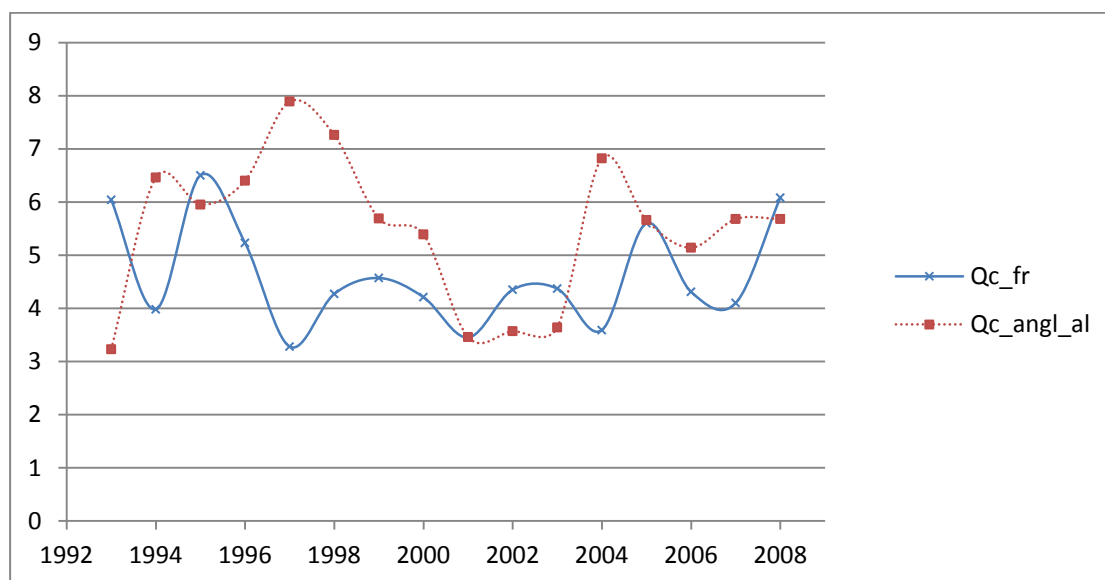
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.13
Proportion des femmes du RdC qui accouchèrent selon leur langue maternelle



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.14
Proportion des femmes Québécoises qui accouchèrent selon leur langue maternelle



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.8 Diplôme le plus élevé obtenu

Parmi toutes les femmes ayant atteint un certain niveau d'études, une fraction d'entre elles eurent un nouveau-né.

Selon les tableaux 5.8 et 5.9 et les figures 5.15 et 5.16, que ce soit les Québécoises ou les citoyennes des autres provinces, celles ayant au moins un baccalauréat présentent la catégorie avec la plus forte proportion pour donner naissance. Leur dominance et leur allure dévoilent une constance non démontrée par les autres catégories, surtout dans le reste du Canada. En fait, à l'extérieur du Québec, les proportions des autres catégories laissent entrevoir une tendance plutôt décroissante, malgré toute la variation observable. Les courbes liées à DES et à SupDESInfBac se suivent passablement, alors que le parcours de InfDES suit un chemin unique croisant à quelques occasions ces deux courbes.

Au Québec, les courbes ne décroissent pas; elles affichent plutôt la stabilité. Hormis BacOuPlus, les courbes se suivent passablement même si celle englobant les femmes avec un diplôme d'études secondaires se situe presque entièrement sous les autres.

Donc par rapport à InfDES et puisqu'elle est la variable de référence de ce groupe dans les régressions, il semblerait que posséder au moins un baccalauréat soit positivement significatif pour améliorer la probabilité qu'il y ait plus de naissances. Cela pourrait être l'effet d'un changement dans le temps où l'éducation de la femme a augmenté

Tableau 5.8
Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon leur niveau d'études

année	Reste du Canada			
	InfDES	DES	SupDESInfBac	BacOuPlus
1993	5,21	4,85	5,48	5,77
1994	7,47	5,52	6,68	7,86
1995	4,66	7,56	4,73	6,47
1996	5,15	7,10	5,16	5,96
1997	5,37	5,11	5,21	5,82
1998	4,66	4,20	5,36	4,40
1999	3,76	5,06	5,99	6,21
2000	3,31	4,68	4,66	5,67
2001	5,94	4,15	5,18	6,71
2002	6,04	3,85	4,15	7,30
2003	3,45	3,78	5,10	5,83
2004	4,38	4,69	4,78	6,16
2005	3,39	5,02	4,66	6,75
2006	4,73	3,14	4,42	6,38
2007	2,47	4,81	5,03	4,92
2008	1,57	3,47	4,00	---

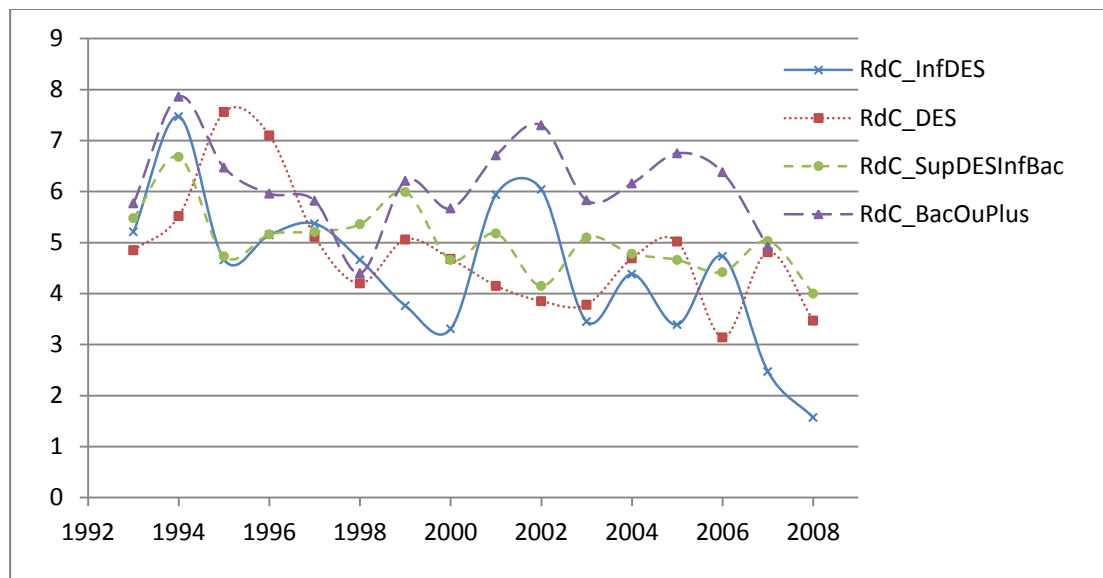
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Tableau 5.9
Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon leur niveau d'études

année	Québec			
	InfDES	DES	SupDESInfBac	BacOuPlus
1993	2,95	7,15	5,18	9,10
1994	4,22	3,95	4,52	4,41
1995	9,46	2,53	3,33	15,54
1996	3,70	5,31	6,26	5,05
1997	3,99	2,64	4,37	4,24
1998	4,44	1,16	4,34	9,24
1999	3,62	3,41	5,36	5,47
2000	2,71	2,82	5,31	4,85
2001	1,46	1,80	4,00	4,85
2002	3,66	1,25	4,09	6,53
2003	4,51	3,36	4,17	4,76
2004	1,38	1,63	3,01	8,67
2005	3,67	1,38	6,16	7,02
2006	2,19	1,38	5,22	4,79
2007	1,86	2,66	4,92	4,01
2008	---	2,66	6,87	5,79

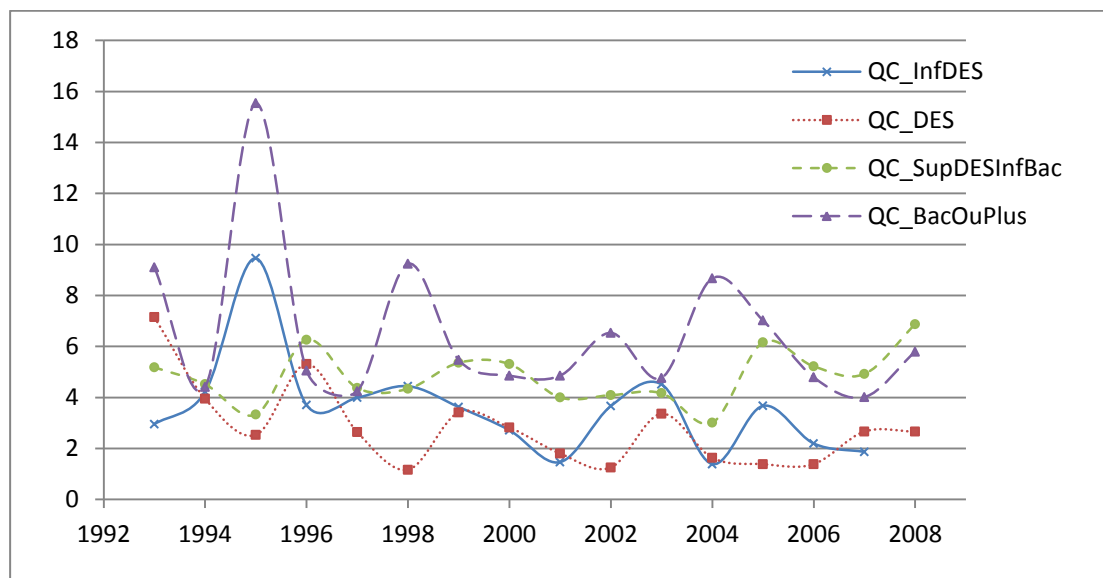
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.15
Proportion des femmes du RdC qui accouchèrent selon leur niveau d'études



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.16
Proportion des Québécoises qui accouchèrent selon leur niveau d'études



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.9 Les groupes d'âge

Parmi les femmes dans ces intervalles d'âge, certaines donnèrent la vie entre 1993 et 2008.

D'après les tableaux 5.10 et 5.11 et les figures 5.17 et 5.18, qu'elles soient Québécoises ou d'une autre province canadienne, les femmes de 35 à 38 ans détiennent la plus faible proportion qui donne naissance. Elle oscille entre 2 et 6 % avec une tendance croissante. Celle des femmes entre 30 et 34 ans qui donnent naissance reflète aussi cette allure, mais à un niveau supérieur. La classe d'âge de 25 à 29 ans suit également cette tendance, mais seulement pour le Québec. Dans le reste du Canada, cette catégorie connaît plutôt une décroissance depuis 2003. Mais dans chaque région, cette classe d'âge tend à se faire dépasser par les 30 à 34 ans, reflétant le fait que les femmes décident de donner naissance plus tard dans leur vie.

Comme les 35 à 38 ans sont la variable de référence concernant l'âge de la mère, les deux autres variables présenteront vraisemblablement un coefficient positif et significatif dans les régressions présentées au chapitre suivant.

Tableau 5.10
Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon leur âge

Année	25-29	30-34	35-38
1993	11,02	7,62	3,35
1994	14,35	10,40	3,98
1995	11,62	8,74	2,39
1996	10,25	9,66	3,23
1997	9,53	8,51	4,89
1998	11,37	6,67	3,44
1999	11,91	8,6	5,45
2000	11,10	8,05	2,72
2001	12,56	9,30	4,55
2002	8,98	10,66	3,81
2003	12,12	7,94	4,25
2004	11,08	10,39	4,74
2005	9,67	11,38	4,58
2006	7,83	11,51	4,66
2007	9,40	10,26	4,31
2008	5,08	10,79	7,05

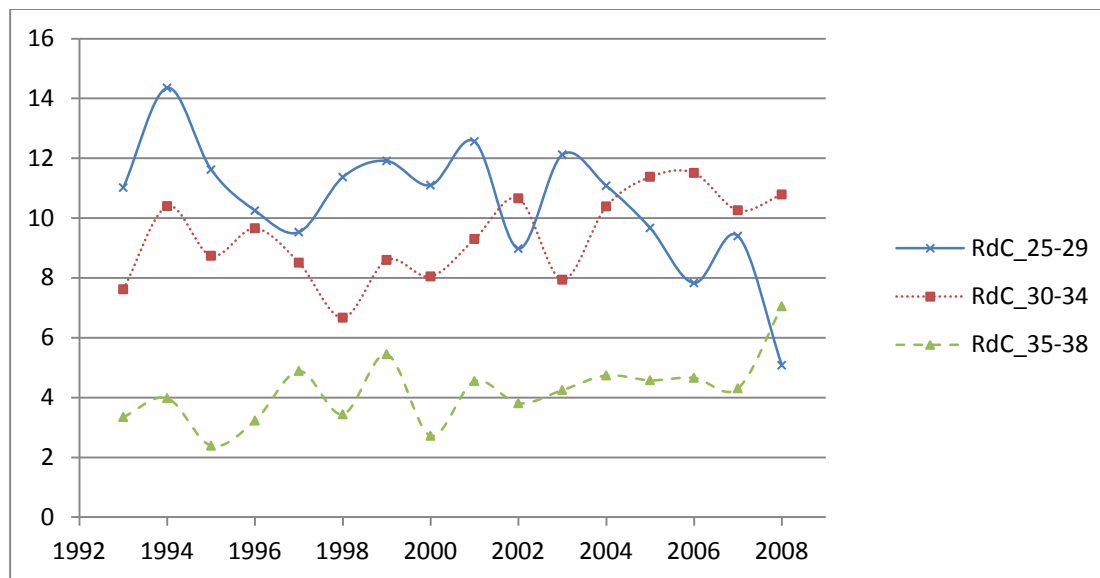
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Tableau 5.11
Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon leur âge

Année	25-29	30-34	35-38
1993	12,73	6,97	2,61
1994	8,45	7,73	1,55
1995	17,17	7,90	3,90
1996	12,77	9,82	3,50
1997	7,10	6,18	1,76
1998	10,5	7,77	2,46
1999	11,31	7,87	3,18
2000	13,61	7,51	2,08
2001	8,53	3,53	3,72
2002	8,57	10,96	1,68
2003	11,46	6,90	4,17
2004	7,27	11,30	3,92
2005	11,27	14,58	2,31
2006	10,23	7,66	5,41
2007	12,40	5,93	3,35
2008	14,06	15,38	3,35

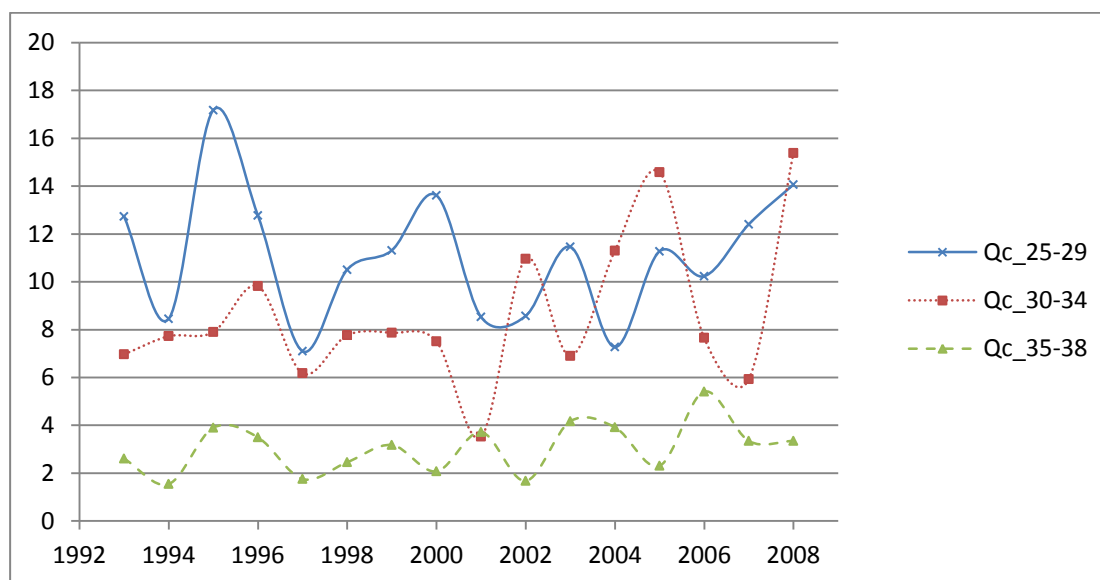
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.17
Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon leur âge



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.18
Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon leur âge



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.10 Rang de naissance

De toutes les femmes avec aucun, un, deux ou trois enfants et plus, certaines donnèrent naissance à un premier ou à un autre enfant.

Selon les tableaux 5.12 et 5.13 et les figures 5.19 et 5.20, au Québec ou dans les autres provinces, la proportion des femmes qui donnèrent naissance à un deuxième enfant parmi toutes celles qui avaient déjà un premier enfant domine les autres proportions. La proportion des femmes qui donnent naissance à un enfant de rang trois ou de rang plus élevé parmi celles qui ont la possibilité de donner naissance à un enfant de ces rangs se situe sous la proportion des femmes qui donnent la vie pour une première fois.

Dans le reste du Canada, les quatre courbes varient moins qu'au Québec. Chacune d'elles semble stable tout au cours de la période. Leur niveau de 2008 correspond approximativement à leur niveau de 1993.

Au Québec, certaines données n'apparaissent pas pour la dernière catégorie en raison d'un nombre insuffisant d'observations nécessaire à garantir la confidentialité. Mis à part ce fait, les courbes semblent varier autour d'une droite : en fait, elles ne semblent ni croître, ni décroître. Une exception à cette constatation vient de la courbe représentant les femmes qui donnent naissance à un troisième enfant parmi toutes celles ayant déjà deux enfants. Depuis 2004, il semble à y avoir une nette croissance.

En somme, comme la variable de référence pour ce type de variable est la variable Rang0 qui correspond aux femmes qui donnent naissance pour la première fois, Rang1 affichera un effet positif et significatif, tandis que Rang2 et Rang3EtPlus démontreront un effet significatif, mais, cette fois, négatif.

Tableau 5.12
Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon le rang de naissance

Année	Aucun enfant	Déjà 1enfant	Déjà 2 enfants	Déjà 3 enfants ou plus
1993	5,20	10,31	4,17	1,54
1994	7,98	14,10	3,38	1,10
1995	5,83	9,76	3,31	1,92
1996	6,08	12,18	2,63	2,24
1997	5,70	9,92	3,47	2,05
1998	4,85	10,41	2,75	2,46
1999	5,61	11,28	3,31	2,68
2000	5,22	9,53	2,68	1,85
2001	5,75	10,71	3,29	2,11
2002	5,01	10,72	2,64	2,20
2003	5,56	10,11	2,28	2,00
2004	3,96	12,33	2,91	2,42
2005	5,74	9,75	2,93	2,41
2006	4,94	10,19	1,98	2,71
2007	4,83	10,26	3,22	1,46
2008	3,36	12,00	3,62	0,65

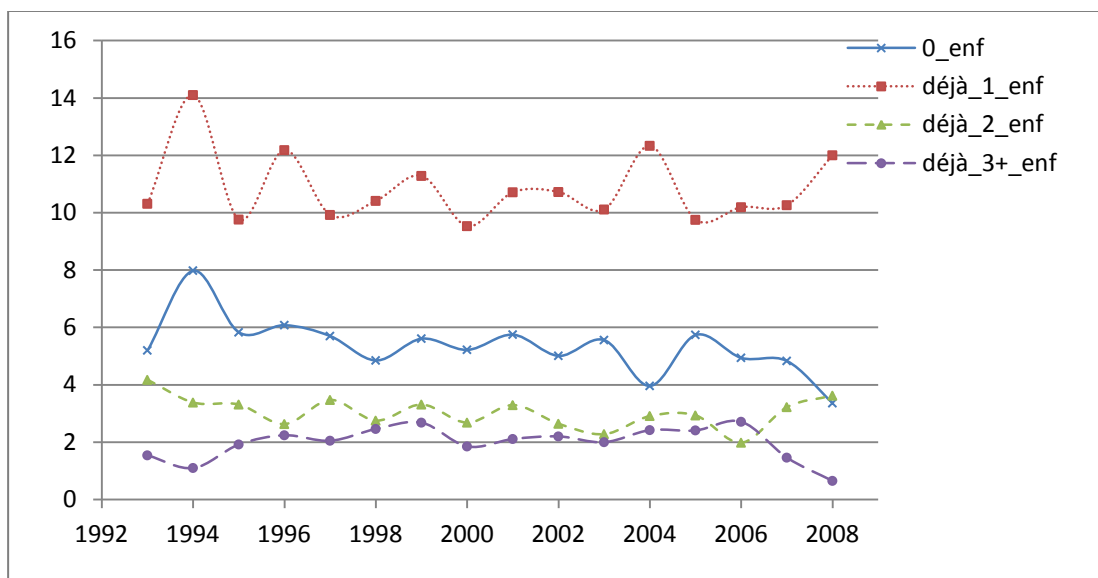
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Tableau 5.13
Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon le rang de naissance

Année	Aucun enfant	Déjà 1 enfant	Déjà 2 enfants	Déjà 3 enfants ou plus
1993	7,29	11,76	1,60	1,59
1994	3,36	11,28	1,92	1,83
1995	5,24	12,79	4,52	2,53
1996	7,01	10,17	1,68	2,53
1997	3,99	6,84	1,90	4,28
1998	6,09	7,39	2,96	0,99
1999	5,16	9,24	1,32	1,78
2000	4,69	8,56	1,73	1,78
2001	2,87	6,67	1,78	2,08
2002	3,17	9,57	2,75	1,63
2003	4,53	6,78	2,05	3,27
2004	4,47	8,76	1,66	0,85
2005	6,66	11,85	1,99	0,85
2006	5,98	6,44	2,78	0,70
2007	4,97	6,55	3,23	0,70
2008	5,54	12,74	6,78	---

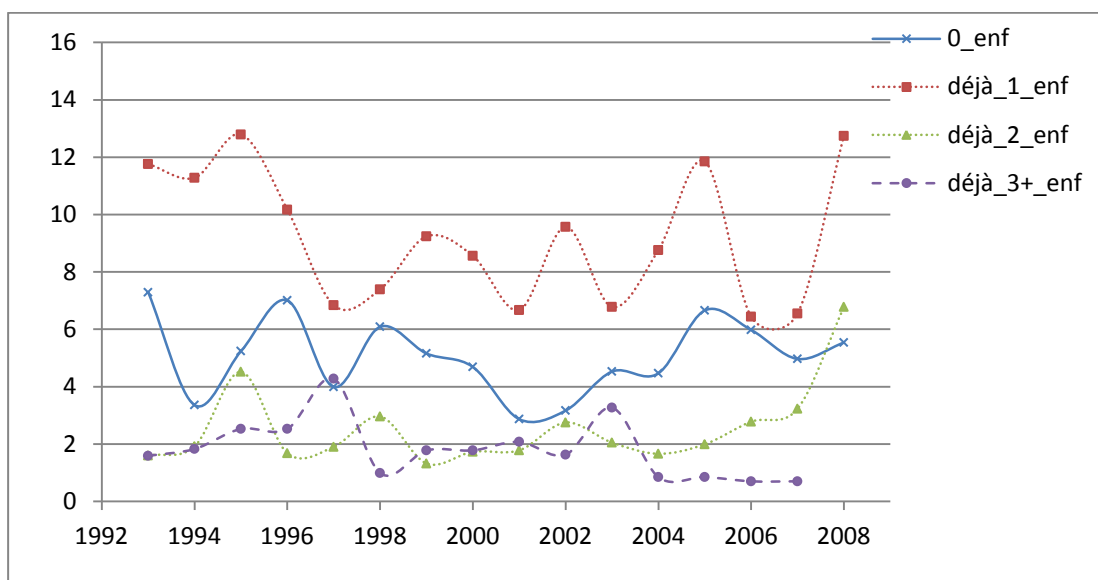
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.19
Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon le rang de naissance



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.20
Proportion de Québécoises réalisant l'événement selon le rang de naissance



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

5.11 Âge des autres enfants présents dans la famille

Parmi toutes les femmes avec un ou des enfants de certains âges, certaines donnèrent naissance à un autre enfant.

Par souci d'allègement, les âges n'apparaissent pas individuellement. Les deux dernières catégories contiennent plus que trois possibilités étant donné le nombre insuffisant d'observations. Également, les valeurs dans les cases grises du tableau 5.14 correspondent à des moyennes, puisque par année le nombre d'observations ne suffisait pas.

Ce que les tableaux 5.14 et 5.15 et figures 5.21 et 5.22 démontrent, c'est que plus le(s) enfant(s) déjà présent(s) dans la famille est ou sont jeune(s), plus la proportion d'avoir un autre enfant est grande. En fait, la tendance est d'avoir des enfants avec un écart d'âges faible. Ce qui pourrait, peut-être, découler indirectement des politiques québécoises familiales et sociales

Qu'on vive au Québec ou dans les autres provinces canadiennes, les courbes se situent au même niveau par rapport aux autres. La courbe des enfants de un, deux ou trois ans déjà présents présente beaucoup plus de variation que les trois autres. Les deux dernières catégories varient très peu et n'affichent pas une croissance ou une décroissance générale.

Tableau 5.14
Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon l'âge de leur(s) enfant(s)

Année	enf(1,2 ou 3 ans)	enf(4,5 ou 6 ans)	enf(7,8,9 ou 10 ans)	enf(11 à 17 ans)
1993	10,96	6,97	2,92	1,32
1994	13,90	6,59	2,65	1,24
1995	15,90	6,30	2,34	1,17
1996	11,92	5,97	3,10	1,21
1997	13,66	6,46	3,18	0,87
1998	12,37	5,31	2,98	1,04
1999	13,83	6,73	3,71	0,88
2000	11,90	5,44	2,02	0,70
2001	9,29	6,19	2,21	1,28
2002	12,92	6,16	3,03	1,23
2003	10,36	5,00	2,42	1,53
2004	14,57	8,49	2,52	1,34
2005	14,17	5,77	2,82	1,25
2006	15,83	6,28	2,94	1,24
2007	14,89	7,69	3,13	1,11
2008	---	6,76	2,17	1,51

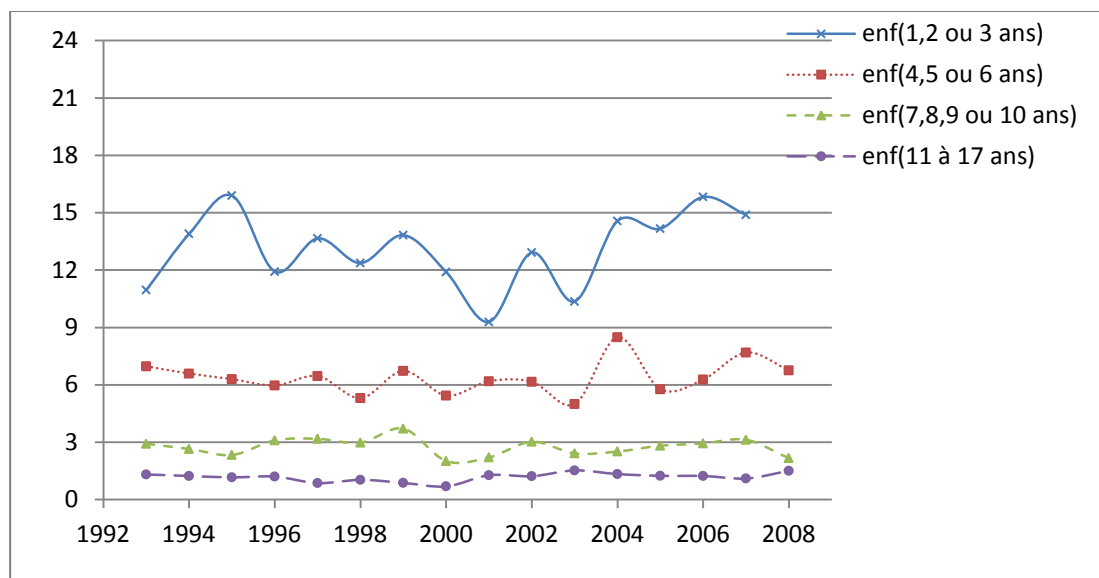
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Tableau 5.15
Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon l'âge de leur(s) enfant(s)

Année	enf(1,2 ou 3 ans)	enf(4,5 ou 6 ans)	enf(7,8,9 ou 10 ans)	enf(11 à 17 ans)
1993	9,04	5,59	1,09	0,76
1994	18,32	4,15	1,13	0,76
1995	22,22	7,54	3,25	0,76
1996	8,54	6,62	3,10	1,08
1997	12,21	3,94	2,78	0,51
1998	6,64	3,11	1,22	1,01
1999	13,21	3,40	2,17	0,71
2000	7,99	3,68	1,15	0,71
2001	11,03	4,73	2,23	0,65
2002	14,63	6,34	2,11	0,83
2003	18,42	4,12	2,51	1,72
2004	11,83	7,71	1,22	0,63
2005	11,33	6,86	2,50	0,63
2006	10,84	4,91	3,56	0,63
2007	15,92	1,50	3,43	1,01
2008	---	9,90	3,43	1,01

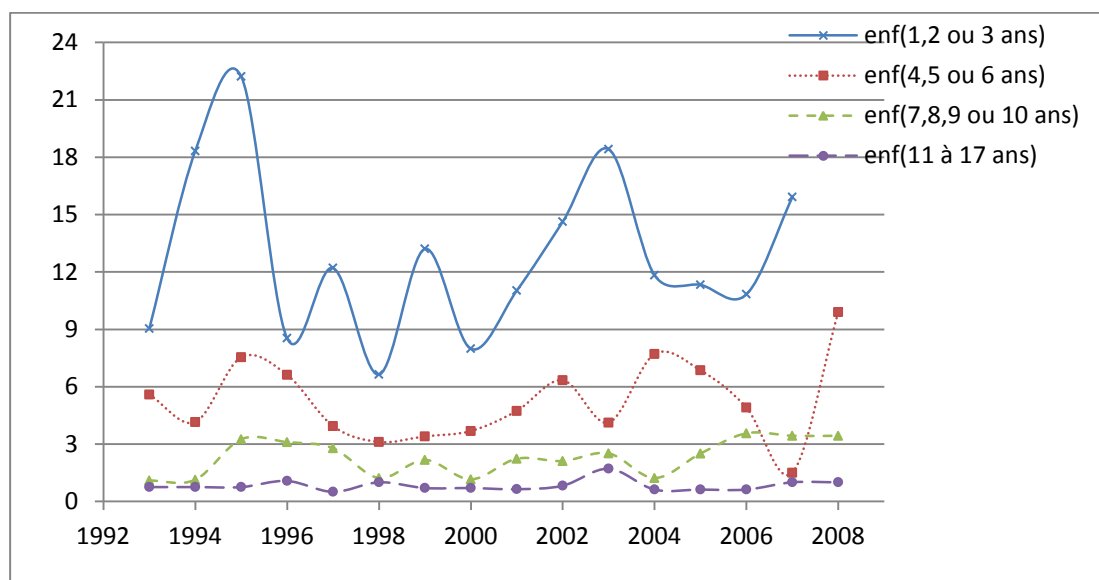
Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.21
Proportion des femmes du RdC réalisant l'événement selon l'âge de leur(s) enfant(s)



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

Figure 5.22
Proportion des Québécoises réalisant l'événement selon l'âge de leur(s) enfant(s)



Source : données de l'EDTR et calculs de l'auteur

CHAPITRE VI

RÉSULTATS EMPIRIQUES

6.1 Introduction

L'avantage d'employer un modèle à effets fixes avec des données longitudinales réside dans le fait que les possibles facteurs inobservables corrélés avec les variables dépendante et indépendantes ne biaiseront pas les résultats s'ils ne varient pas dans le temps ou durant la période où les sujets furent questionnés. Ces facteurs n'apparaissent pas dans la banque de données, car soit ils ne se mesurent pas, soit il n'existe aucune variable pour en tenir compte. En guise d'exemple, ces variables ou caractéristiques pourraient correspondre aux préférences de l'individu pour la famille, aux préférences du partenaire, à l'influence de sa famille, à ses perspectives d'avenir, à la qualité de vie espérée pour ses enfants, etc. Le modèle présenté permet de les éliminer pour purifier les effets des variables d'intérêt. Par contre, en ce qui concerne les variables indisponibles variant temporellement et affectant la fécondité et les variables explicatives, le modèle ne peut les maîtriser. Pour cette raison, le modèle ne peut et ne pourra jamais atteindre le paroxysme de l'efficacité. Néanmoins, il reste que la capacité de gérer les effets fixes par l'emploi des données longitudinales et l'utilisation des variables disponibles permet d'obtenir une très bonne approximation des effets réels recherchés.

6.2 Autre méthode

Avant de dévoiler les résultats obtenus avec la méthode économétrique privilégiée, il s'avère utile d'expliquer les raisons motivant le rejet d'une autre méthode associée à l'utilisation des données de type longitudinal.

Quelques méthodes tiennent compte des facteurs fixes inobservables individuels que les données longitudinales donnent la possibilité de gérer. Étant donné qu'en grande majorité

chaque individu réapparaît plus d'une fois dans la base de données, les méthodes comme le modèle de moyenne de population (traduction approximative pour *population averaged*), à effets fixes ou à effets aléatoires permettent de tenir compte de ces variables omises inobservées. En fait, dans chaque méthode, ces facteurs individuels constants se présentent comme étant plutôt des effets spécifiques individuels aléatoires, même dans le cas du modèle à effets fixes.

6.2.1 Le modèle à effets fixes

Dans le modèle à effets fixes, on considère le facteur fixe individuel inobservable comme un paramètre à évaluer. Avec un nombre de 22 189 observations (dans les deux autres modèles, le nombre d'observations triple à 74 316), on ne peut évaluer chaque effet individuel étant donné le trop grand nombre. Quoi qu'il en soit, l'intérêt ne se concentre pas sur l'estimation de chacune de ces variables. Ce modèle va plutôt chercher à supprimer ces éléments constants (α_i) en calculant la moyenne de chaque variable et en procédant par une soustraction, comme le présentent les simples équations linéaires suivantes :

$$y_{it} = x_{it} \cdot \beta + \alpha_i + v_{it}$$
 v_{it} correspond au terme d'erreur

$$y_{it} - y_{i\cdot} = (x_{it} - x_{i\cdot}) \cdot \beta + v_{it} - v_{i\cdot}$$

Comme la moyenne d'un terme constant équivaut à ce terme, la soustraction permet de l'éliminer. Voilà pourquoi il n'apparaît pas dans la seconde équation. Donc, le modèle à effets fixes permet une corrélation entre le terme (α_i) et les variables explicatives. C'est-à-dire qu'il permet une forme partielle d'endogénéité, car, en fait, seule la partie qui ne varie pas temporellement peut l'être. Par conséquent, ce modèle permettrait d'obtenir des coefficients sans biais associés aux effets marginaux, même en présence de corrélation avec le terme d'erreur, pourvu que ce soit avec la partie intemporelle.

Par contre, puisqu'il faut employer un modèle non linéaire étant donné que la variable dépendante ne prend que les valeurs 0 et 1, il se peut que la méthode ne parvienne pas à éliminer les éléments fixes (α_i). Par contre, si on peut supprimer ces termes, il se peut que les

effets marginaux ne soient pas sans biais. Il faut aussi ajouter que puisqu'on emploie des panels courts, car en moyenne les gens furent questionnés 6 fois, mais répondirent entre trois et quatre fois, les termes constants ne peuvent pas toujours être estimés. Et par ce fait, cela peut mener à des estimations non convergentes des variables explicatives. Malgré tout, l'emploi du *logit* permet de supprimer le terme (α_i).

Un autre fait important à noter quant à l'utilisation d'un modèle à effets fixes réside dans l'importance des différents types de variations dans la variable dépendante et les variables explicatives. La variation de chaque variable se divise en deux composantes qu'on nomme la variation au sein de l'individu (*within variation*) et la variation entre les individus (*between variation*). La première se concentre sur la variation temporelle qui existe chez le même individu pour une variable précise, tandis que la seconde s'attarde à la variation pour une période entre les individus toujours pour une variable précise.

$$\text{Variance au sein de l'individu : } [1/(\sum_i T_i - 1)] * \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_{\square_i})^2$$

$$\text{Variance entre les individus : } [1/(N-1)] * \sum_i (\bar{x}_{\square_i} - \bar{x}_{\square})^2$$

$$\text{Variance moyenne : } [1/(NT-1)] * \sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_{\square})^2$$

En ce qui concerne la variance au sein de l'individu, si les données avaient été balancées, le terme entre crochets aurait été plutôt $1/(NT-1)$. En somme, l'addition de chaque type de variance équivaut à la variance moyenne, pour les données non balancées, l'équivalence demeure approximative.

La connaissance de l'envergure de chaque type de variation s'avère utile, du fait que le modèle à effets fixes n'utilise que la variation au sein de l'individu. Partant de cette constatation, les variables ne variant pas temporellement ne pourront être estimées, comme c'est le cas pour la variable *immigrante*, tandis que celles ne présentant qu'une faible variation au sein de l'individu seront estimées de façon imprécise et présenteront un écart-type plus élevé que si on avait employé également la variation entre les individus.

Bien sûr, le modèle à effets fixes procure l'avantage de contrôler tous les facteurs invariants dans le temps au niveau de l'individu, du ménage ou de la famille, de la région ou

de la province corrélés avec les variables indépendantes d'intérêt et dépendante. Par contre, un autre inconvénient d'une telle méthode vient du fait qu'elle affaiblit la précision des estimateurs. Par conséquent, la probabilité de rencontrer des effets statistiquement non significatifs s'accroît.

La précision s'atténue puisque le modèle logit à effets fixes, qui en fait se définit comme un logit conditionnel, ne se concentre que sur le nombre de résultats positifs observés plutôt que sur des termes constants spécifiques à chaque individu. Ces résultats positifs observés se définissent comme les individus dont la variable dépendante, avoir un enfant change. Celles qui ne procréèrent pas durant les six années où elles furent questionnées ne présentent pas de résultats positifs. De même que celles qui auraient donné naissance à chaque année, mais ce cas se raréfie de nos jours. Bref, le modèle logit conditionnel emploie seulement les femmes dont la variable dépendante transite entre 0 et 1. Ce qui diminue l'échantillon à seulement les femmes qui donnèrent naissance durant les années où on les soumit à l'enquête.

Les étapes suivantes illustrent ce qui vient d'être mentionné et elles proviennent du chapitre 21 du manuel *Économétrie 5^e édition* de William Greene (2005). Elles traitent de la façon dont le modèle à effets fixes procède par la méthode de Chamberlain pour estimer les paramètres.

Tout d'abord, le modèle logit, qu'il soit du type à effets fixes ou à effets aléatoires, s'écrit comme suit lorsque la variable dépendante ne prend que les valeurs 0 et 1:

$$P(y_{it} = 1 | x_{it}, \alpha_i) = \exp(\beta x_{it} + \alpha_i) / (1 + \exp(\beta x_{it} + \alpha_i))$$

La probabilité que la variable dépendante y_{it} égale 1 correspond au quotient à droite de l'égalité. Le paramètre α_i correspond aux effets fixes inobservables qu'on tente de retirer. Le terme βx_{it} contient toutes les variables explicatives ainsi que leur coefficient.

La méthode de Chamberlain (1980) s'intéresse aux probabilités jointes selon la sommation de tous les résultats y_{it} à la place de travailler avec un logit non conditionnel, c'est-à-dire qui ne calcule pas les effets fixes. Par conséquent, il porte l'attention sur une fonction de vraisemblance conditionnelle où on peut calculer des probabilités sous certaines conditions.

$$L^{\text{conditionnelle}} = \pi \text{Prob} (Y_{i1} = y_{i1}, Y_{i2} = y_{i2}, \dots, Y_{iT_i} = y_{iT_i} \mid \sum_{t=1}^{T_i} y_{it})$$

Ce qu'on remarque, c'est que la fonction de vraisemblance conditionnelle est libre des paramètres incidents α_i qui empêchent généralement l'estimation d'effets fixes dans des modèles à choix discrets.

Pour comprendre la méthode de Chamberlain, on se sert d'un exemple où il n'y a que deux périodes, $T_i = 2$. Il existe quatre cas possibles, mais deux d'entre eux ne servent pas à l'estimation et ne contribuent pas à la fonction de vraisemblance conditionnelle. Si on fait le logarithme, ces observations disparaissent. Dans la recherche, ces cas correspondent aux femmes qui n'accouchèrent pas durant la durée de leur panel et à celles qui accouchèrent chaque année de leur panel.

$$P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 1 \mid \sum y_{it} = 2) = 1 \text{ et } P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 0 \mid \sum y_{it} = 0) = 1$$

Les autres cas sont ceux où il y a une transition dans la variable dépendante.

$$P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1 \mid \sum y_{it} = 1) = P(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1) / P(\sum y_{it} = 1) =$$

$$P(0,1 \mid \text{somme}=1) = P(0,1 \text{ et somme}=1) / P(\text{somme}=1) = P(0,1) / (P(0,1) + P(1,0))$$

et

$$P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0 \mid \sum y_{it} = 1) = P(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0) / P(\sum y_{it} = 1) =$$

$$P(1,0 \mid \text{somme}=1) = P(1,0 \text{ et somme}=1) / P(\text{somme}=1) = P(1,0) / (P(0,1) + P(1,0))$$

Ces deux cas sont similaires de façon logique. Chaque cas équivaut à

$$\frac{[1 / (1 + \exp(\beta x_{i1} + \alpha_i)) * \exp(\beta x_{i2} + \alpha_i) / (1 + \exp(\beta x_{i2} + \alpha_i))] /}{[[1 / (1 + \exp(\beta x_{i1} + \alpha_i)) * \exp(\beta x_{i2} + \alpha_i) / (1 + \exp(\beta x_{i2} + \alpha_i))] + [\exp(\beta x_{i1} + \alpha_i) / (1 + \exp(\beta x_{i1} + \alpha_i)) * 1 / (1 + \exp(\beta x_{i2} + \alpha_i))]]}$$

$$= \frac{\exp(\beta x_{i2})}{\exp(\beta x_{i1}) + \exp(\beta x_{i2})}$$

On remarque que le résultat n'implique plus d'effets fixes (α_i). Avec une modification on peut comprendre pourquoi seulement les variables avec des variations temporelles peuvent être intégrées à la régression.

$$\begin{aligned} \frac{\exp(\beta x_{i2})}{\exp(\beta x_{i1}) + \exp(\beta x_{i2})} &= \\ \frac{\exp(\beta x_{i2})}{\exp(\beta x_{i1}) + \exp(\beta x_{i2})} * \frac{\exp(-\beta x_{i1})}{\exp(-\beta x_{i1})} &= \\ \frac{\exp(\beta_1(x_{i2} - x_{i1}))}{1 + \exp(\beta_1(x_{i2} - x_{i1}))} \end{aligned}$$

Le processus se complexifie pour plusieurs périodes, mais les facteurs invariants dans le temps disparaissent tout de même.

Pour les modèles comparés, on utilise le logit pour données longitudinales, soit le *xtlogit* au lieu du *xtprobit*. La raison réside dans le simple fait que le modèle à effets fixes dans un modèle à choix discret avec des données longitudinales se limite au cas du *logit* et non du *probit*. Donc, par une question de comparaisons, on emploie également le *xtlogit* avec le modèle à effets aléatoires et le *population averaged*.

6.4 Résultats de la comparaison entre les trois modèles

Le tableau 6.3 présente les coefficients des variables pour les trois modèles. Il existe beaucoup de ressemblance entre les coefficients du modèle à effets aléatoires et du modèle qu'on nomme le *population-averaged*. À l'opposé, les coefficients du MEF ne trouvent aucune similitude; à l'exception des premières variables croisées, du revenu des parents par tranche de dix mille dollars, des variables indiquant si le conjoint travaille et si la mère est en couple, de l'âge de la mère et de la région de résidence.

Le sens et la signification des variables correspondent aux résultats obtenus dans le chapitre sur la description des statistiques. Cela prouve que les modèles décrivent bien ce que les statistiques indiquent. Malgré que le modèle à effets fixes affiche des résultats plus incohérents. Mais l'interprétation des coefficients viendra d'un tableau présenté plus loin dans lequel on retrouvera les effets marginaux servant à connaître l'impact d'une augmentation dans une variable continue ou de la présence de la caractéristique d'une variable discrète.

Tableau 6.3
Effets estimés des trois modèles

Variables indépendantes	Effets fixes	Effets aléatoires	Population averaged
constante	-----	- 4.600 (0.102)***	- 4.546 (0.105)***
an1993	- 5.939 (0.218)***	0.080 (0.095)	0.067 (0.093)
an1994	- 4.197 (0.190)***	0.232 (0.092)**	0.217 (0.091)**
an1995	- 2.615 (0.171)***	0.181 (0.096)*	0.177 (0.095)*
an1996	- 1.344 (0.108)***	0.026 (0.076)	0.020 (0.078)
an1998	1.308 (0.106)***	0.018 (0.079)	0.034 (0.081)
an1999	3.082 (0.149)***	0.134 (0.076)*	0.121 (0.075)
an2000	4.523 (1.172)***	- 0.043 (0.081)	- 0.044 (0.081)
an2001	6.093 (0.189)***	0.185 (0.080)**	0.212 (0.079)***
an2002	7.590 (0.243)***	0.095 (0.081)	0.089 (0.081)
an2003	9.092 (0.269)***	0.089 (0.082)	0.098 (0.082)
an2004	10.666 (0.294)***	0.179 (0.084)**	0.188 (0.086)
an2005	12.196 (0.344)***	0.240 (0.085)***	0.230 (0.085)***
an2006	13.568 (0.372)***	0.147 (0.089)*	0.178 (0.089)**
an2007	14.923 (0.399)***	0.214 (0.092)**	0.235 (0.091)***
an2008	16.975 (0.471)***	0.226 (0.129)*	0.258 (0.128)**
Québec	0.043 (0.735)	- 0.198 (0.166)	- 0.165 (0.166)
QCx1993	0.628 (0.358)*	0.404 (0.211)*	0.378 (0.206)*
QCx1994	0.093 (0.337)	0.107 (0.218)	0.089 (0.212)
QCx1995	0.199 (0.337)	0.466 (0.217)**	0.437 (0.210)**
QCx1996	0.346 (0.247)	0.455 (0.182)***	0.435 (0.183)**
QCx1998	0.004 (0.247)	0.139 (0.196)	0.120 (0.199)
QCx1999	- 0.332 (0.332)	0.138 (0.191)	0.120 (0.189)
QCx2000	- 0.359 (0.348)	0.281 (0.201)	0.281 (0.195)
QCx2001	- 0.336 (0.340)	0.189 (0.200)	0.171 (0.199)
QCx2002	- 0.339 (0.424)	0.314 (0.199)	0.284 (0.198)
QCx2003	- 0.359 (0.435)	0.436 (0.197)**	0.404 (0.198)**
QCx2004	- 0.628 (0.437)	0.195 (0.209)	0.180 (0.211)
QCx2005	- 0.602 (0.497)	0.419 (0.197)**	0.413 (0.195)**
QCx2006	- 0.749 (0.506)	0.314 (0.206)	0.260 (0.208)
QCx2007	- 0.696 (0.504)	0.456 (0.205)**	0.446 (0.206)**
QCx2008	- 0.509 (0.601)	0.527 (0.264)**	0.504 (0.263)*
RevParents/10 000	-0.023 (0.010)**	- 0.008 (0.003)**	- 0.009 (0.005)**
ConjointTravaille	0.292 (0.096)***	0.227 (0.039)***	0.236 (0.040)***
Déjà1Enfant	- 4.767 (0.113)***	0.501 (0.038)***	0.396 (0.040)***

Tableau 6.3 (suite)

Variables indépendantes	Effets fixes	Effets aléatoires	Population averaged
Déjà2Enfants	-11.112 (0.206)***	- 0.619 (0.058)***	- 0.878 (0.067)***
Déjà3EnfantsEtPlus	-16.538 (0.301)***	- 0.358 (0.086)***	- 0.874 (0.099)***
DES	- 0.428 (0.578)	- 0.035 (0.066)	- 0.041 (0.072)
SupDESInfBac	- 0.777 (0.530)	0.034 (0.057)	0.024 (0.063)
BacOuPlus	0.958 (0.758)	0.203 (0.063)***	0.190 (0.068)***
âge25_29	0.728 (0.157)***	0.886 (0.045)***	0.849 (0.046)***
âge30_34	0.723 (0.102)***	0.700 (0.042)***	0.681 (0.042)***
ConjointOuÉpoux	1.852 (0.158)***	1.834 (0.061)***	1.846 (0.063)***
immigrante	-----	- 0.042 (0.031)	- 0.048 (0.031)
QCxfrancophone	0.242 (1.045)	- 0.255 (0.103)**	- 0.276 (0.107)***
rurale	0.097 (0.124)	0.033 (0.033)	0.040 (0.033)
Enf1AnPrésent	1.712 (0.305)***	- 0.808 (0.114)***	- 0.725 (0.118)***
Enf2AnsPrésent	2.898 (0.267)***	0.488 (0.058)***	0.574 (0.060)***
Enf3AnsPrésent	3.100 (0.259)***	0.535 (0.052)***	0.649 (0.055)***
Enf4AnsPrésent	2.798 (0.254)***	0.181 (0.055)***	0.304 (0.059)***
Enf5AnsPrésent	2.344 (0.250)***	- 0.073 (0.057)	0.071 (0.060)
Enf6AnsPrésent	1.794 (0.248)***	- 0.216 (0.059)***	- 0.067 (0.061)
Enf7AnsPrésent	1.114 (0.248)***	- 0.337 (0.063)***	- 0.203 (0.067)***
Enf8AnsPrésent	0.804 (0.249)***	- 0.336 (0.068)***	- 0.217 (0.072)***
Enf9AnsPrésent	0.096 (0.255)	- 0.591 (0.081)***	- 0.473 (0.083)***
Enf10AnsPrésent	- 0.188 (0.262)	- 0.583 (0.088)***	- 0.483 (0.091)***
Enf11AnsPrésent	- 0.499 (0.275)*	- 0.672 (0.100)***	- 0.563 (0.104)***
Enf12AnsPrésent	- 1.042 (0.290)***	- 0.795 (0.117)***	- 0.675 (0.118)***
Enf13AnsPrésent	- 1.373 (0.308)***	- 0.890 (0.137)***	- 0.781 (0.137)***
Enf14AnsPrésent	- 1.696 (0.340)***	- 0.784 (0.148)***	- 0.674 (0.146)***
Enf15AnsPrésent	- 1.552 (0.368)***	- 0.697 (0.166)***	- 0.570 (0.161)***
Enf16AnsPrésent	- 1.970 (0.389)***	- 0.665 (0.190)***	- 0.607 (0.190)***
Enf17AnsPrésent	- 2.476 (0.445)***	- 0.518 (0.217)**	- 0.402 (0.213)*
Nb d'observations	22 189	74 316	74 316
Nombre de groupes	4 486	19 797	19 797

La variable indépendante est avoir un enfant

Écart-type entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : données de l'EDTR et calcul de l'auteur

6.3 Comparaisons entre les modèles à effets fixes et aléatoires

6.3.1 Raisons du rejet du modèle à effets fixes

Lorsqu'il vient le temps de choisir entre le MEF et le MEA, le test d'Hausman s'impose. Ce test utilise les coefficients estimés et les variances de chacune des variables des modèles en question. Il soustrait le coefficient estimé du MEA au coefficient estimé du MEF pour chacune des variables, il calcule la différence entre les variances des mêmes variables. Il calcule le Chi-deux par une forme sandwich ressemblant à l'équation qui suit

$$\text{Chi}^2 (\text{degré de liberté}) = (\mathbf{B}_{\text{FE}} - \mathbf{B}_{\text{RE}})' [\text{Var}(\mathbf{B}_{\text{FE}}) - \text{Var}(\mathbf{B}_{\text{RE}})]^{-1} (\mathbf{B}_{\text{FE}} - \mathbf{B}_{\text{RE}})$$

Si le Chi-deux calculé surpasse celui de référence, alors on rejette l'hypothèse qu'il n'y a pas de différence systématique entre les deux modèles. Par conséquent, le test d'Hausman (tableau 6.1) analyse tous les coefficients des variables des régressions et suggérerait que le MEF est inadéquat. Le MEA présenterait alors un biais, puisqu'il existerait un lien entre les effets aléatoires et les variables explicatives. En somme, on opterait plutôt pour le modèle à effets fixes dont l'hypothèse touchant les effets aléatoires s'avère moins forte que celle concernant l'autre modèle. Mais ce test s'attarde sur toutes les coefficients des variables calculées ensemble, et le modèle à effets fixes présenté dans cette recherche utilise beaucoup moins d'observations que le modèle comparatif et, de plus, il n'utilise que la variation au sein de l'individu pour calculer les coefficients. Par conséquent, il comporte un degré d'imprécision plus important que les autres modèles étudiés. Voilà pourquoi les résultats obtenus à partir du test d'Hausman devraient être nuancés et approfondis.

Tableau 6.1
Test de Hausman

	(\mathbf{B}_{FE}) FE	(\mathbf{B}_{RE}) RE	($\mathbf{B}_{\text{FE}} - \mathbf{B}_{\text{RE}}$) Différence	$\sqrt{(\text{diag}[\text{Var}(\mathbf{B}_{\text{FE}}) - \text{Var}(\mathbf{B}_{\text{RE}})])}$ E.S.
RevParConst 08/ 10000	- 0.02337	- 0.00799	- 0.01537	0.00956
ConjointTravail	0.29210	0.22693	0.06517	0.08738
an1993	- 5.93933	0.08004	- 6.01937	0.19646
an1994	- 4.19729	0.23175	- 4.42904	0.16663
an1995	- 2.61459	0.18078	- 2.79537	0.14111
an1996	- 1.34419	0.02646	- 1.37065	0.07740

Tableau 6.1 (suite)

	(B_{FE})	(B_{RE})	$(B_{FE} - B_{RE})$	$\sqrt{(\text{diag}[\text{Var}(B_{FE}) - \text{Var}(B_{RE})])}$
	FE	RE	Différence	E.S.
an1998	1.30839	0.01767	1.29071	0.07059
an1999	3.08152	0.13351	2.94802	0.12804
an2000	4.52316	-0.04348	4.56664	0.15158
an2001	6.09287	0.18495	5.90792	0.17104
an2002	7.58996	0.09548	7.49448	0.22887
an2003	9.09195	0.08942	9.00253	0.25630
an2004	10.66624	0.17935	10.48689	0.28191
an2005	12.19628	0.24042	11.95586	0.33381
an2006	13.56754	0.14711	13.42043	0.36124
an2007	14.92290	0.21391	14.70899	0.38790
an2008	16.97530	0.22618	16.74912	0.45287
QC	0.04305	-0.19810	0.24115	0.71624
QCx1993	0.62790	0.40354	0.22436	0.28826
QCx1994	0.09276	0.10651	-0.01375	0.25777
QCx1995	0.19908	0.46571	-0.26663	0.25792
QCx1996	0.34556	0.45536	-0.10980	0.16672
QCx1998	0.00412	0.13932	-0.13520	0.14993
QCx1999	-0.33188	0.13753	-0.46941	0.27213
QCx2000	-0.35875	0.28103	-0.63978	0.28414
QCx2001	-0.33575	0.18886	-0.52461	0.27416
QCx2002	-0.33860	0.31408	-0.65268	0.37398
QCx2003	-0.35920	0.43625	-0.79545	0.38844
QCx2004	-0.62821	0.19463	-0.82283	0.38315
QCx2005	-0.60168	0.41889	-1.02057	0.45641
QCx2006	-0.74943	0.31352	-1.06295	0.46181
QCx2007	-0.69614	0.45612	-1.15226	0.46072
QCx2008	-0.50945	0.52678	-1.03622	0.53941
Déjà1Enfant	-4.76705	0.50087	-5.26792	0.10614
Déjà2Enfants	-11.11232	-0.61904	-10.49328	0.19752
Déjà3EnfEtPlus	-16.53773	-0.35838	-16.17935	0.28877
DES	-0.42838	-0.03476	-0.39363	0.57455
SupDESInfBac	-0.77701	0.03448	-0.81148	0.52680
BacOuPlus	0.95801	0.20320	0.75481	0.75518
age25_29	0.72796	0.88616	-0.15820	0.14989
age30_34	0.72251	0.69972	0.02280	0.09310
ConjointOuÉpoux	1.85186	1.83450	0.01736	0.14628

Tableau 6.1 (suite et fin)

	(B_{FE})	(B_{RE})	$(B_{FE} - B_{RE})$	$\sqrt{(\text{diag}[\text{Var}(B_{FE}) - \text{Var}(B_{RE})])}$
	FE	RE	Différence	E.S.
QCxfrancophone rurale	0.24190	- 0.25527	0.49717	1.04024
Enf1AnsPrésent	0.09687	0.03343	0.06345	0.11986
Enf2AnsPrésent	1.71213	- 0.80765	2.51978	0.28278
Enf3AnsPrésent	2.89842	0.48823	2.41020	0.26096
Enf4AnsPrésent	3.09994	0.53470	2.56524	0.25361
Enf5AnsPrésent	2.79805	0.18063	2.61742	0.24781
Enf6AnsPrésent	2.34360	- 0.07333	2.41693	0.24307
Enf7AnsPrésent	1.79412	- 0.21597	2.01009	0.24119
Enf8AnsPrésent	1.11423	- 0.33680	1.45103	0.23986
Enf9AnsPrésent	0.80417	- 0.33553	1.13969	0.23941
Enf10AnsPrésent	0.09595	- 0.59088	0.68683	0.24163
Enf11AnsPrésent	- 0.18773	- 0.58319	0.39547	0.24645
Enf12AnsPrésent	- 0.49908	- 0.67181	0.17272	0.25589
Enf13AnsPrésent	- 1.04248	- 0.79503	- 0.24745	0.26496
Enf14AnsPrésent	- 1.37299	- 0.88977	- 0.48322	0.27547
Enf15AnsPrésent	- 1.69622	- 0.78406	- 0.91216	0.30623
Enf16AnsPrésent	- 1.55212	- 0.69731	- 0.85481	0.32856
Enf17AnsPrésent	- 1.96984	- 0.66516	- 1.30468	0.33904
	- 2.47554	- 0.51783	- 1.95772	0.38828

B_{FE} = convergent sous H_0 et H_1 ; obtenu du xtlogit

B_{RE} = non convergent sous H_1 , efficient sous H_0 ; obtenu du xtlogit

Test: H_0 : La différence entre les coefficients n'est pas systématique

$$\begin{aligned} \text{Chi}^2(61) &= (B_{FE} - B_{RE})'[\text{Var}(B_{FE}) - \text{Var}(B_{RE})]^{-1} (B_{FE} - B_{RE}) \\ &= 3624.92 \end{aligned}$$

$$\text{Prob}>\text{Chi}^2 = 0.0000$$

Source : données de l'EDTR et calcul de l'auteur

L'Équation pour comparer seulement deux coefficients d'une seule variable se compose ainsi

$$\text{Hausman} = (\beta_{FE} - \beta_{RE})^2 / (\text{Var}(\beta_{FE}) - \text{Var}(\beta_{RE}))$$

On compare le coefficient de Hausman avec le coefficient de référence de la table du Chi-deux à un seuil de signification de 5 % et à un degré de liberté (3,8415). Le résultat permet de déterminer si on rejette ou si on ne rejette pas l'hypothèse nulle de similitudes entre les coefficients de chaque modèle. Après avoir comparé les coefficients de chacune des variables, les estimateurs DED de 1993 à 1999, 2001, 2002 et 2008, les variables QC, RevenuParents/10000, ConjointTravaille, ConjointOuÉpoux, QCxfrancophone, rurale, Enf10AnsPrésent à Enf13AnsPrésent, ainsi que toutes les variables concernant l'âge et l'éducation ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle stipulant que les coefficients ne présentent pas une différence systématique.

Les coefficients des variables d'années et de rangs du MEF sont très élevés par rapport à ceux du MEA sans que la différence des variances associées le soit. Par conséquent, le coefficient de Hausman l'est également. En somme, ces coefficients de Hausman tendent à gonfler le coefficient du test général et alors à rejeter l'hypothèse nulle.

6.3.2 Variations au sein de l'individu et entre les individus

L'emploi d'un modèle à effets fixes ou aléatoires peut se décider à la base selon le type de variations présent chez chacune des variables employées dans l'estimation. Le MEF se présente comme un modèle qui n'utilise que la variation au sein de l'individu pour estimer les paramètres. Cette méthode peut s'avérer inefficace chez plusieurs variables si elles manifestent peu ou pas de cette variation. Alors que le MEA utilise, quant à lui, les deux types de variations pour mesurer l'impact des variables indépendantes. Le tableau 6.2 présente le niveau des variations mentionnées ainsi que la variation moyenne. Il permet d'apercevoir l'importance de ces éléments chez chacune des variables des régressions.

Tableau 6.2
Variations au sein de l'individu et entre les individus

variable	moyenne	Écart-type	variable	moyenne	Écart-type
naissance			an1993		
moyenne	0,0196	0,1387	moyenne	0,0338	0,1808
entre i		0,0679	entre i		0,0653
dans i		0,1211	dans i		0,1679
an1994			an1995		
moyenne	0,0338	0,1808	moyenne	0,0338	0,1808
entre i		0,0653	entre i		0,0653
dans i		0,1679	dans i		0,1679
an1996			an1997		
moyenne	0,0705	0,256	moyenne	0,0705	0,256
entre i		0,0814	entre i		0,0815
dans i		0,2424	dans i		0,2424
an1998			an1999		
moyenne	0,0705	0,256	moyenne	0,0735	0,2609
entre i		0,0815	entre i		0,082
dans i		0,2424	dans i		0,2475
an2000			an2001		
moyenne	0,0735	0,2609	moyenne	0,0735	0,2609
entre i		0,082	entre i		0,082
dans i		0,2475	dans i		0,2475
an2002			an2003		
moyenne	0,0724	0,2592	moyenne	0,0724	0,2591
entre i		0,0818	entre i		0,0818
dans i		0,2456	dans i		0,2456
an2004			an2005		
moyenne	0,0724	0,2591	moyenne	0,0712	0,2572
entre i		0,0818	entre i		0,1054
dans i		0,2456	dans i		0,2375

Tableau 6.2 (suite)

variable	moyenne	Écart-type	variable	moyenne	Écart-type
an2006			an2007		
moyenne	0,0712	0,2572	moyenne	0,0712	0,2572
entre i		0,1054	entre i		0,1054
dans i		0,2375	dans i		0,2375
an2008			QC		
moyenne	0,0357	0,1854	moyenne	0,1619	0,3684
entre i		0,0999	entre i		0,3553
dans i		0,1635	dans i		0,0989
QCx1993			QCx1994		
moyenne	0,0063	0,0789	moyenne	0,0057	0,0752
entre i		0,0307	entre i		0,0293
dans i		0,0723	dans i		0,0689
QCx1995			QCx1996		
moyenne	0,0053	0,0726	moyenne	0,0118	0,1081
entre i		0,0283	entre i		0,0414
dans i		0,0664	dans i		0,0993
QCx1997			QCx1998		
moyenne	0,0112	0,1055	moyenne	0,011	0,1055
entre i		0,0405	entre i		0,0405
dans i		0,0968	dans i		0,0968
QCx1999			QCx2000		
moyenne	0,0128	0,1125	moyenne	0,0123	0,1102
entre i		0,043	entre i		0,0422
dans i		0,1034	dans i		0,1012
QCx2001			QCx2002		
moyenne	0,0117	0,1077	moyenne	0,0126	0,1115
entre i		0,0413	entre i		0,0427
dans i		0,0989	dans i		0,1025

Tableau 6.2 (suite)

variable	moyenne	Écart-type	variable	moyenne	Écart-type
QCx2003			QCx2004		
moyenne	0,012	0,1088	moyenne	0,0107	0,1029
entre i		0,0417	entre i		0,0396
dans i		0,0999	dans i		0,0945
QCx2005			QCx2006		
moyenne	0,0116	0,1072	moyenne	0,0112	0,1051
entre i		0,0535	entre i		0,0526
dans i		0,0957	dans i		0,0937
QCx2007			QCx2008		
moyenne	0,0103	0,1012	moyenne	0,0053	0,0725
entre i		0,0506	entre i		0,0424
dans i		0,0903	dans i		0,063
RevenuParentsConstants08/10000			ConjointTravaille		
moyenne	13,2902	629,1447	moyenne	0,4223	0,4939
entre i		364,6646	entre i		0,4586
dans i		541,4705	dans i		0,1862
Déjà1Enfant			Déjà2Enfants		
moyenne	0,0807	0,2724	moyenne	0,1594	0,3661
entre i		0,2469	entre i		0,3479
dans i		0,1167	dans i		0,1189
Déjà3EnfantsEtPlus			InfAuDES		
moyenne	0,1596	0,3662	moyenne	0,1805	0,3846
entre i		0,3533	entre i		0,3507
dans i		0,099	dans i		0,1554
DES			SupDESInfBac		
moyenne	0,0975	0,2969	moyenne	0,2674	0,4426
entre i		0,2801	entre i		0,4177
dans i		0,0988	dans i		0,1485

Tableau 6.2 (suite)

variable	moyenne	Écart-type	variable	moyenne	Écart-type
BacOuPlus			ConjointOuÉpoux		
moyenne	0,0779	0,268	moyenne	0,5736	1,1811
entre i		0,2603	entre i		0,7043
dans i		0,0702	dans i		0,9372
immigrante			age25_29		
moyenne	2,3558	3,6516	moyenne	0,0606	0,2386
entre i		3,6516	entre i		0,1859
dans i		0	dans i		0,1509
age30_34			age35_38		
moyenne	0,0671	0,2502	moyenne	0,0621	0,2413
entre i		0,1946	entre i		0,1742
dans i		0,1579	dans i		0,1676
anglophone			francophone		
moyenne	0,471	0,4992	moyenne	0,1626	0,369
entre i		0,4992	entre i		0,3682
dans i		0	dans i		0
allophone			rurale		
moyenne	0,0898	0,286	moyenne	0,2387	0,4263
entre i		0,2867	entre i		0,3887
dans i		0	dans i		0,179
urbaine			AucunEnf		
moyenne	0,6224	0,4848	moyenne	0,1881	0,3908
entre i		0,4226	entre i		0,3498
dans i		0,239	dans i		0,1769
Enf0AnPrésent			Enf1AnPrésent		
moyenne	0,0293	0,3395	moyenne	0,3313	2,3649
entre i		0,1317	entre i		1,0854
dans i		0,311	dans i		2,0828

Tableau 6.2 (suite)

variable	moyenne	Écart-type	variable	moyenne	Écart-type
Enf2AnsPrésent			Enf3AnsPrésent		
moyenne	1,3412	5,0612	moyenne	4,3907	14,5521
entre i		3,5314	entre i		8,6747
dans i		3,5172	dans i		11,5062
Enf4AnsPrésent			Enf5AnsPrésent		
moyenne	7,2905	20,8641	moyenne	11,6856	31,3209
entre i		14,6759	entre i		22,8184
dans i		14,5193	dans i		20,9561
Enf6AnsPrésent			Enf7AnsPrésent		
moyenne	17,6258	47,0568	moyenne	17,9685	46,9725
entre i		33,2393	entre i		34,0603
dans i		32,6956	dans i		31,6212
Enf8AnsPrésent			Enf9AnsPrésent		
moyenne	19,0546	50,5097	moyenne	19,3257	50,7687
entre i		36,0026	entre i		36,473
dans i		34,7563	dans i		34,6353
Enf10AnsPrésent			Enf11AnsPrésent		
moyenne	19,68	51,8976	moyenne	19,8676	52,5564
entre i		37,0788	entre i		37,5238
dans i		35,7895	dans i		36,0692
Enf12AnsPrésent			Enf13AnsPrésent		
moyenne	19,9666	53,0433	moyenne	20,5362	54,5045
entre i		37,6085	entre i		38,6247
dans i		36,6805	dans i		37,7854
Enf14AnsPrésent			Enf15AnsPrésent		
moyenne	20,837	56,5707	moyenne	20,8816	55,2755
entre i		39,2641	entre i		39,4204
dans i		40,0074	dans i		38,1222

Tableau 6.2 (suite et fin)

variable	moyenne	Écart-type	variable	moyenne	Écart-type
Enf16AnsPrésent			Enf17AnsPrésent		
moyenne	21,7296	57,2732	moyenne	22,4196	59,3107
entre i		40,9116	entre i		42,285
dans i		39,3879	dans i		40,8578

Source : données de l'EDTR et calcul de l'auteur

Dans un MEF, le logiciel statistique retirera la variable immigrante puisqu'elle ne présente aucune variation au sein de l'individu. De leur côté, les variables se référant à la langue maternelle croisée à la province du Québec, à la province, à la région, au dernier niveau d'étude atteint et au rang de naissance risquent de s'avérer non-significatives ou imprécises étant donné la faible proportion de la variance liée à la variation chez l'individu. Il faut remarquer que celles-ci permettent de capter des effets qui ne s'ajouteront pas aux variables d'intérêt. De cette façon, l'effet reporté par ces variables croisées entre le Québec et l'année sera plus authentique.

En ce qui concerne les autres variables présentant des niveaux semblables de chaque type de variations, il semble alors normal que les coefficients attachés à celles-ci divergent d'un modèle à effets fixes à un modèles à effets aléatoires. Étant donné que le premier modèle n'emploie qu'une partie de la variation totale, et que l'autre l'utilise en entier.

À ce fait s'ajoute un autre effet lié au modèle à effets fixes pour des données longitudinales, soit la réduction du nombre d'observations utilisé.

6.3.3 Imprécision due à une diminution d'observations

Plus le nombre d'observations s'avère grand, plus la probabilité d'obtenir un modèle précis augmente. Mais l'emploi d'un MEF pour données longitudinales diminue le nombre d'observations employées, puisqu'il ne considère que les individus présentant un changement dans la variable indépendante. Dans cette recherche, le nombre d'observations du modèle à effets fixes pour des données longitudinales diminue d'environ 70 % par rapport au MEA et au *population-averaged*.

Donc, en addition avec l'élément de 6.3.2, la réduction du nombre d'observations fait en sorte que le MEF pour données longitudinales ne correspond pas au modèle idéal pour traiter la question de cette recherche, compte tenu des données disponibles.

6.5 Résultats

Les coefficients attachés aux variables indépendantes correspondent à des probabilités que l'événement, donner naissance, se réalise ou non. Une valeur supérieure à zéro signifie que la probabilité augmente, tandis qu'une valeur inférieure à zéro indique qu'elle diminue.

De tels coefficients correspondent à des effets marginaux. Leur rôle consiste à donner une bonne approximation de l'effet d'un changement d'une unité chez une variable indépendante sur la variable dépendante. Leur interprétation dépend des valeurs des variables explicatives. Par conséquent, l'effet marginal diffère selon la valeur du x_{it} . Par défaut, pour les variables continues, le logiciel utilise la valeur moyenne de chaque variable explicative (x_{\square}).

Pour les variables continues, l'effet marginal correspond à la dérivée de la probabilité que l'événement se produise étant donné toutes les variables indépendantes (x_i) par rapport à la variable dont on cherche l'effet marginal (x_k) :

$$\frac{\delta P(y_i = 1 | x_i)}{\delta x_k}$$

En raison de la non-linéarité du modèle, il paraît difficile d'utiliser l'effet marginal pour expliquer le changement d'une unité dans la variable dichotomique étudiée. En fait, l'effet marginal ne convient pas pour les variables dichotomiques indépendantes. Les valeurs attachées à celles-ci correspondent plutôt à la différence entre les probabilités estimées entre les deux niveaux de la variable discrète (x_k) alors que toutes les autres variables indépendantes demeurent constantes à leur moyenne (X_{\square}).

$$\Pr(y_{it} = 1 | x_k = 1, X_{\square}) - \Pr(y_{it} = 1 | x_k = 0, X_{\square})$$

Le tableau 6.4 présente les premiers résultats issus des modèles *logit population averaged* et *logit* MEA pour des données longitudinales dont la variable dépendante n'admet que deux valeurs possible : donner ou ne pas donner naissance à un enfant. L'intérêt porte sur les variables inscrites sur un arrière-plan bleu. Toutes les autres ne servent qu'à tenir compte des différences entre les populations québécoise et canadienne pour isoler l'effet des politiques sociales et familiales sur la fécondité représentées par les variables d'années croisées avec la variable indiquant la province de la répondante. Malgré tout, les prochains paragraphes décriront les valeurs attachées à ces dernières.

Tableau 6.4
Effets marginaux estimés sur la probabilité de donner naissance

Variables indépendantes	Population averaged	Modèle à effets aléatoires
an1993	0.0045 (0.0062)	0.0036 (0.0044)
an1994	0.0144 (0.0061)**	0.0111 (0.0049)**
an1995	0.0118 (0.0063)*	0.0085 (0.0049)*
an1996	0.0013 (0.0052)	0.0012 (0.0034)
an1998	0.0023 (0.0054)	0.0008 (0.0035)
an1999	0.0081 (0.0050)	0.0061 (0.0037)*
an2000	- 0.0029 (0.0054)	- 0.0019 (0.0034)
an2001	0.0141 (0.0052)***	0.0087 (0.0040)**
an2002	0.0059 (0.0054)	0.0043 (0.0038)
an2003	0.0065 (0.0055)	0.0040 (0.0038)
an2004	0.0125 (0.0057)	0.0084 (0.0042)**
an2005	0.0153 (0.0057)***	0.0115 (0.0045)***
an2006	0.0118 (0.0059)**	0.0068 (0.0044)
an2007	0.0157 (0.0061)***	0.0102 (0.0048)**
an2008	0.0171 (0.0085)**	0.0109 (0.0068)
Québec	- 0.0109 (0.0110)	- 0.0082 (0.0065)
QCx1993	0.0251 (0.0137)*	0.0211 (0.0131)
QCx1994	0.0059 (0.0141)	0.0049 (0.0104)
QCx1995	0.0290 (0.0140)**	0.0251 (0.0142)*
QCx1996	0.0288 (0.0122)**	0.0243 (0.0117)**
QCx1998	0.0079 (0.0132)	0.0065 (0.0097)
QCx1999	0.0080 (0.0125)	0.0064 (0.0094)
QCx2000	0.0187 (0.0130)	0.0139 (0.0112)
QCx2001	0.0113 (0.0132)	0.0089 (0.0103)
QCx2002	0.0189 (0.0132)	0.0157 (0.0114)
QCx2003	0.0268 (0.0131)**	0.0231 (0.0125)*
QCx2004	0.0120 (0.0140)	0.0092 (0.0108)
QCx2005	0.0274 (0.0130)**	0.0220 (0.0124)*
QCx2006	0.0173 (0.0138)	0.0157 (0.0118)
QCx2007	0.0296 (0.0137)**	0.0244 (0.0133)*
QCx2008	0.0334 (0.0174)*	0.0292 (0.0183)
RevParents/10 000	- 0.0006 (0.0003)**	-0.00035 (0.00015)**
ConjointTravaille	0.0157 (0.0026)***	0.0099 (0.0017)***
Déjà1Enfant	0.0263 (0.0027)***	0.0249 (0.0022)***
Déjà2Enfants	- 0.0583 (0.0044)***	- 0.0247 (0.0021)***
Déjà3EnfantsEtPlus	- 0.0580 (0.0066)***	- 0.0140 (0.0030)***

Tableau 6.4 (suite et fin)

DES	- 0.0027 (0.0048)	- 0.0015 (0.0028)
SupDESInfBac	0.0016 (0.0042)	0.0015 (0.0025)
BacOuPlus	0.0126 (0.0045)***	0.0094 (0.0031)***
âge25_29	0.0564 (0.0031)***	0.0470 (0.0029)***
âge30_34	0.0453 (0.0028)***	0.0333 (0.0022)***
ConjointOuÉpoux	0.1225 (0.0043)***	0.0579 (0.0015)***
immigrante	- 0.0032 (0.0021)	- 0.0018 (0.0014)
QCxfrancophone	- 0.0183 (0.0071)***	- 0.0103 (0.0039)***
rurale	0.0026 (0.0022)	0.0015 (0.0014)
Enf1AnPrésent	- 0.0481 (0.0078)***	- 0.0251 (0.0025)***
Enf2AnsPrésent	0.0381 (0.0040)***	0.0261 (0.0038)***
Enf3AnsPrésent	0.0431 (0.0036)***	0.0290 (0.0034)***
Enf4AnsPrésent	0.0202 (0.0039)***	0.0084 (0.0027)***
Enf5AnsPrésent	0.0047 (0.0040)	- 0.0031 (0.0024)
Enf6AnsPrésent	- 0.0045 (0.0041)	- 0.0087 (0.0022)***
Enf7AnsPrésent	- 0.0135 (0.0044)***	- 0.0130 (0.0022)***
Enf8AnsPrésent	- 0.0144 (0.0048)***	- 0.0130 (0.0023)***
Enf9AnsPrésent	- 0.0314 (0.0055)***	- 0.0209 (0.0023)***
Enf10AnsPrésent	- 0.0321 (0.0061)***	- 0.0206 (0.0025)***
Enf11AnsPrésent	- 0.0374 (0.0069)***	- 0.0228 (0.0026)***
Enf12AnsPrésent	- 0.0488 (0.0078)***	- 0.0257 (0.0027)***
Enf13AnsPrésent	- 0.0519 (0.0091)***	- 0.0276 (0.0029)***
Enf14AnsPrésent	- 0.0447 (0.0097)***	- 0.0251 (0.0033)***
Enf15AnsPrésent	- 0.0378 (0.0107)***	- 0.0229 (0.0039)***
Enf16AnsPrésent	- 0.0403 (0.0126)***	- 0.0220 (0.0046)***
Enf17AnsPrésent	- 0.0267 (0.0141)*	- 0.0181 (0.0060)***
Nb d'observations	74 316	74 316
Nombre de groupes	19 797	19 797
La variable indépendante est avoir un enfant		
Écart-type entre parenthèses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Source : données de l'EDTR et calcul de l'auteur

6.6 Interprétation des variables explicatives

Comme l'emploi de la pondération dans les régressions fut impossible, on ne peut inférer les résultats à la population. Par conséquent, les résultats présentés ne concernent que

l'échantillon employé même si on peut croire que certaines interprétations se réfèrent à la population.

Les pourcentages qui apparaissent dans les prochains paragraphes se réfèrent au modèle PA, tandis que ceux entre parenthèses correspondent au MEA

L'année 1997 n'apparaît pas pour éviter un problème de multicollinéarité parfaite qui empêcherait une estimation du modèle. Donc par rapport à celle-ci, les années 1994, 1995, 2001, 2005, 2006, 2007 et 2008, pour le modèle PA, augmentent la probabilité de donner naissance à un enfant, toutes les autres, en raison de leur caractère non significatif, ne présentent pas un effet différent de 1997. Ces années sont associées aux Canadiennes du même intervalle d'âge; pour les Québécoises, il faut regarder les variables croisées. Dans le cas du MEA, quelques années diffèrent.

La variable Québec, quant à elle, sert à différencier les Canadiennes des Québécoises, peu importe l'année. L'échantillon dans son ensemble indique que les Canadiennes des autres provinces avaient une probabilité plus élevée de donner naissance à un nouveau-né qu'une Québécoise. Par contre, puisque le coefficient est non significatif, on ne peut conclure en faveur des Canadiennes. Les résultats indiquent plutôt qu'être Canadienne au Québec ou Canadienne d'une autre province n'augmente pas la possibilité de réaliser l'événement.

Hausser le revenu (salaire, revenu de placement, revenu d'entreprise, etc.) des parents par tranche de dix mille dollars ne semble pas élever la probabilité qu'un enfant vienne au monde pour toutes les années de l'échantillon vis-à-vis des autres parents dont le revenu demeure stable. En fait, le coefficient attaché à cette variable se situe à - 0.06 % (-0,035 %). C'est donc dire qu'au revenu moyen de l'échantillon, augmenter le revenu annuel de dix mille dollars diminuerait de 0,06 % (0,035 %) la probabilité des couples de donner naissance. Mais ici, il faut plutôt le lire comme plus le revenu est élevé, moins les femmes ou les couples ont d'enfants.

Par contre, le fait pour la femme en couple, mariée ou conjointe de fait, d'avoir un conjoint qui détient un travail rémunéré augmente de 1,57 points de pourcentage (pdp) (0,99 pdp) la probabilité de procréer qu'une autre femme dont le conjoint ne possède pas d'emploi rémunéré. C'est un résultat plausible étant donné le coût important lié à un nouvel enfant. Cependant, on accorde une aide financière importante aux cinq premières années d'un enfant (encore plus pour les femmes ou les couples dont le revenu est faible), peu importe

l'endroit au pays, ce qui compenserait le fait que le conjoint ne gagne pas un salaire et viendrait expliquer que la valeur du coefficient n'est pas plus élevée.

Les trois variables suivantes indiquent si la femme possède déjà un, deux ou trois enfants et plus (*Déjà1Enfant*, *Déjà2Enfants* et *Déjà3EnfantsEtPlus*). Le modèle estimé indique qu'avoir déjà un premier enfant augmente de 2,63 pdp (2,49 pdp) la probabilité d'en avoir un autre. À l'inverse, avoir déjà deux enfants diminuerait la probabilité d'en avoir un autre, en raison du coefficient négatif de - 5,83 pdp (-2,47 pdp). Le phénomène s'observe également sur la probabilité d'avoir un quatrième ou un enfant de plus, - 5,80 pdp (-1,4 pdp). En fin de compte, la taille des familles se limiterait à un ou deux enfants, généralement.

Dans la suite de l'analyse, le niveau d'études le plus élevé atteint permet d'isoler l'effet de l'éducation sur la fécondité. Pour éviter tout problème de multicollinéarité parfaite et établir un point de référence, la variable qui englobe toutes les femmes qui n'obtiennent pas de diplôme d'études secondaires n'apparaît pas dans la liste des variables explicatives. Alors, selon les résultats, détenir un DES ou posséder un diplôme plus élevé qu'un DES, mais moins qu'un baccalauréat par rapport à ne même pas en détenir un n'influence pas la possibilité d'avoir un enfant, car sa valeur attachée est statistiquement sans signification. En revanche, la catégorie posséder au moins un baccalauréat augmente positivement la probabilité de mettre au monde un enfant de 1,26 pdp (0,9 pdp), toujours relativement à l'élément de référence. En définitive, il semblerait que les femmes plus éduquées auraient plus tendance à avoir un enfant que celles qui le sont moins.

La recherche se limite aux femmes de 25 à 38 ans regroupées en trois groupes. Le groupe omis et de référence correspond aux femmes de 35 à 38 ans. Comme prévu, le groupe le plus fécond présente la valeur la plus élevée. Les femmes de cet intervalle d'âges ont 5,64 pdp (4,7 pdp) plus de chances de mettre au monde un nouveau-né que des femmes âgées de 35 à 38 ans, alors que celles-ci présentent un plus faible indice synthétique de fécondité. Le groupe des 30 à 34 ans présente un coefficient positif et significatif de 4,5 pdp (3,3 pdp), mais toujours moins que le groupe le précédent.

La variable *ConjointOuÉpoux* se devait d'y apparaître pour enlever son effet des variables d'intérêts pour que ces dernières ne dévoilent que l'effet propre des politiques natalistes au Québec. Il s'avère bien sûr évident qu'avoir ou vivre avec son conjoint ou son mari augmente fortement la variable à déterminer, contrairement à une femme seule ou qui ne partage pas la

même résidence que le conjoint ou l'époux. Dans le modèle PA, l'augmentation de la probabilité atteint 12,25 pdp, tandis que dans le MEA, elle avoisine 5,8 pdp.

Une femme avec le statut d'immigrant ou vivant dans une région rurale n'augmente pas plus ou ne diminue pas moins la probabilité d'avoir un nouveau-né qu'une citoyenne canadienne ou d'une femme vivant dans un milieu urbain. Dans un autre contexte, être Québécoises de langue maternelle française diminue de 1,83 pdp (1 pdp) la probabilité de donner naissance par rapport à une Canadienne ou une Québécoise d'une autre langue maternelle.

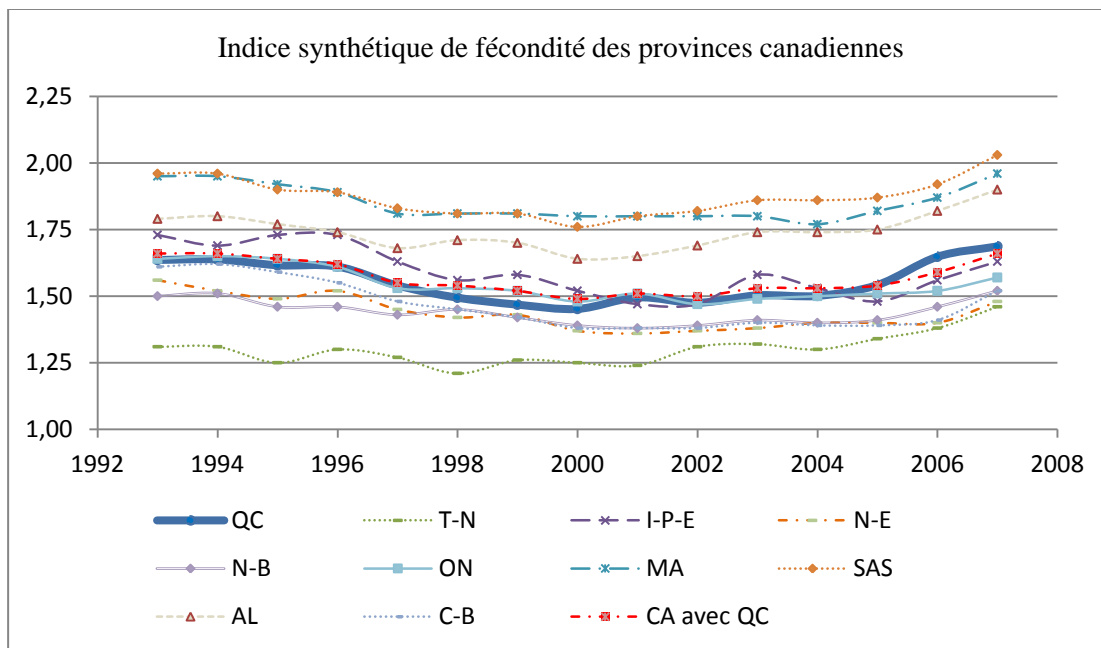
Finalement, les dernières variables présentées dans le tableau de régressions indique s'il existe déjà des enfants de certains âges dans la famille. La présence d'un enfant d'un an ou de cinq et plus diminue la probabilité que la famille accueille un autre enfant. À l'inverse, si la famille présente déjà un enfant de deux à quatre ans, les probabilités de voir un nouveau membre dans la famille augmente de 2 à 4,3 pdp (0,8 à 2,9 pdp).

6.7 L'effet des politiques familiales et sociales québécoises

Après avoir géré les facteurs divergents entre le Québec et le reste du Canada en insérant des variables de contrôle énumérées auparavant et en utilisant un modèle qui tient compte de l'hétérogénéité inobservée pour gérer les effets invariants chez les sujets, les variables non analysées jusqu'à présent devraient capter les effets distincts québécois sur la fécondité.

Les variables d'intérêt de la recherche se définissent comme des estimateurs différence-en-différences et se construisent par l'interaction entre une année et la variable *Québec*. Toutes les variables sur fond bleu du tableau 6.4 représentent les effets des politiques sociales et familiales québécoises sur la fécondité sous l'hypothèse que les indices synthétiques de fécondité du Québec et du Canada sans le Québec auraient évolué de manière similaire si les mesures incitatives natalistes québécoises n'avaient pas existé. Pour remédier au fait que l'ISF du Canada sans le Québec soit indisponible, celui de chaque province figure dans le graphique suivant (les territoires n'y apparaissent pas en raison de leur faible poids relatif et des nombreux bruits qui les distinguent, on le retrouve néanmoins en annexe). Bien que celui du Canada incluant le Québec apparaisse aussi, il faut noter que son apparence provient en partie de celle du Québec.

Figure 6.1
ISF des provinces canadiennes et du Canada



Source : ISQ et SC

Toutes les courbes (figure 6.1) proposent une allure semblable. En fait, dans chaque province, la mesure de fécondité décroît aux alentours de 1996 pour se retrouver dans un creux vers la fin du XX^e siècle et le début du XXI^e siècle. Ensuite, elle augmente pour stagner un peu et recommence à croître vers 2005 sans perdre ce rythme en 2007. Les amplitudes et les pentes différentes à certaines années pourraient être dues aux effets des politiques québécoises sur la natalité. L'analyse des variables croisées de l'estimation donnera la possibilité de répondre à cette supposition.

Tableau 6.5
Variables d'intérêt tirées du tableau 6.4

Variabes indépendantes	Population averaged	Modèle à effets aléatoires
QCx1993	0.0251 (0.0137)*	0.0211 (0.0131)
QCx1994	0.0059 (0.0141)	0.0049 (0.0104)
QCx1995	0.0290 (0.0140)**	0.0251 (0.0142)*
QCx1996	0.0288 (0.0122)**	0.0243 (0.0117)**
QCx1998	0.0079 (0.0132)	0.0065 (0.0097)
QCx1999	0.0080 (0.0125)	0.0064 (0.0094)
QCx2000	0.0187 (0.0130)	0.0139 (0.0112)
QCx2001	0.0113 (0.0132)	0.0089 (0.0103)
QCx2002	0.0189 (0.0132)	0.0157 (0.0114)
QCx2003	0.0268 (0.0131)**	0.0231 (0.0125)*
QCx2004	0.0120 (0.0140)	0.0092 (0.0108)
QCx2005	0.0274 (0.0130)**	0.0220 (0.0124)*
QCx2006	0.0173 (0.0138)	0.0157 (0.0118)
QCx2007	0.0296 (0.0137)**	0.0244 (0.0133)*
QCx2008	0.0334 (0.0174)*	0.0292 (0.0183)

En se référant au tableau 6.5, les années 1994, 1998 à 2002, 2004 et 2006, 1993 et 2008 en plus pour le MEA, ne permettent pas de dire que les politiques québécoises présentes durant ces années modifièrent plus ou moins la fécondité des Québécoises par rapport à celles en vigueur dans le reste du Canada. Les écarts-types associés aux coefficients de cette période sont relativement trop importants pour conclure en faveur d'un impact des mesures incitatives financières sur la fécondité.

En ce qui concerne toutes les autres années, leur impact diffère de zéro, puisque chacune démontre un effet significatif à un niveau d'au moins 10 %. Pour 1993, 1995 et 1996, l'impact des politiques québécoises en vigueur aurait influencé à une hauteur de 2,5 à 2,9 pdp (2,4 à 2,5 pdp) la probabilité de donner naissance par rapport à la même probabilité dans les autres provinces du pays. Il faut se remémorer qu'à cette époque certaines familles du Québec, en fonction de leur revenu familial, touchaient jusqu'à 8 000 \$ pour la naissance d'un troisième enfant ou d'un autre en plus de l'allocation pour jeunes enfants et de la bonification de l'allocation familiale. C'est l'ensemble des incitations financières de ces années dont, entre autres, le bonus mentionné que capterait cette variable analysée.

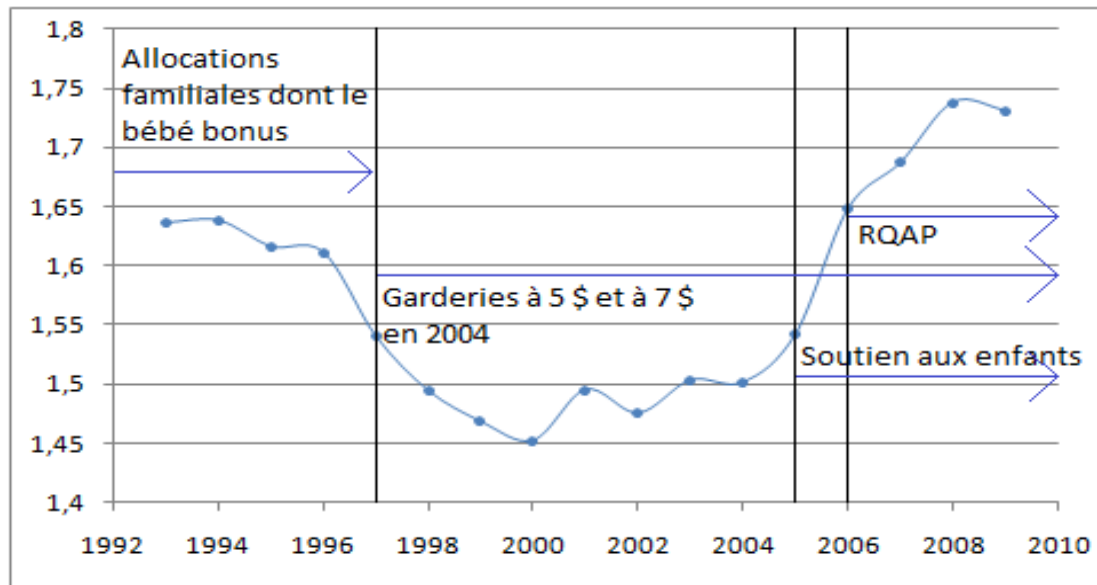
Pour la période s'étalant de 1998 à 2005, le principal effet sur le taux de natalité proviendrait des politiques des garderies subventionnées. Comme décrit auparavant, l'effet recherché de cette politique visait plutôt à accroître l'offre de travail de la femme. Cependant, il existait des raisons de croire qu'un impact sur la fécondité était possible. Ceci étant dit, en 2003, cette politique aurait augmenté de 2,68 pdp (2,31 pdp) la probabilité de donner naissance, alors que durant les autres années où les garderies à prix modiques étaient la seule politique pouvant influencer positivement l'indice synthétique de fécondité, elles n'auraient eu aucun impact significatif. En somme, de 1997 à 2005, les garderies à 5 \$/7 \$ n'ont généralement pas eu d'effet sur la fécondité à elles seules, à l'exception de l'année 2003.

Pour l'année 2005, le coefficient atteint 2,74 pdp (2,2 pdp). Cette année-là, ce fut l'entrée en scène du Soutien aux enfants. Avec les garderies subventionnées, ces mesures expliqueraient une telle augmentation de probabilité de donner naissance à un premier ou à un autre enfant. Le RdC et le Québec présentent des courbes presque identiques, mais il semble que les politiques distinguant la province étudiée soient responsables d'une augmentation de la probabilité de donner naissance, toutes choses étant égales par ailleurs.

Les dernières variables différence-en-différences étudiées servent à capter l'effet du RQAP en vigueur en 2006 additionné des deux mesures précédemment citées. Avec des effets significatifs de 5 % et de 10 %, ces politiques expliqueraient des augmentations de 2,96 pdp (2,44 pdp) et de 3,34 pdp (2,92 pdp) de probabilité d'avoir un enfant en 2007 et en 2008 respectivement. Toutefois, l'année 2006 croisée avec la variable *Québec* ne présente aucun effet significatif. C'est donc dire que l'effet du RQAP se serait produit avec un certain décalage. Tout comme le Soutien aux enfants, le RQAP ne peut s'évaluer indépendamment, puisque d'autres politiques distinctes étaient en vigueur au Québec. Mais puisque son ajout améliore la probabilité de donner naissance, il existe des raisons de croire qu'il aurait eu impact positif sur les probabilités de donner naissance.

Selon ce qui précède, les politiques antérieures à 1997 ont été bénéfiques pour les naissances québécoises et la combinaison de celles après cette année-là le fut également. Alors que l'ajout du Soutien aux enfants et du RQAP aux garderies subventionnées semble avoir amélioré la probabilité de donner naissance des Québécoises.

Figure 6.2
ISF québécois et politiques sociales et familiales



Source : Institut de la statistique du Québec et ajout de l'auteur

CONCLUSION

Un gouvernement donne des outils nécessaires ou facultatifs à la société pour qu'elle puisse atteindre un objectif souhaitable pour le bien-être de ses citoyens si celle-ci n'y parvient pas par elle-même. La chute marquée du nombre de naissances ou de l'indice synthétique de fécondité des dernières années crée un problème démographique. Les effets se répercutent et se répercuteront autant sur les revenus que sur les dépenses publiques. Par conséquent, les gouvernements tentèrent et tentent d'intervenir indirectement sur ces questions aussi personnelles qu'avoir ou ne pas avoir d'enfants et si oui, combien. Mais avec des montants aussi importants, comme dans le cas du *bébé-bonus*, certaines familles pouvaient ou auraient pu avoir la tentation de procréer uniquement pour toucher la somme accordée à une naissance. Dans ce cas, donner la vie, d'une certaine façon, perdrait tout son sens humain au profit d'un but pécuniaire. Cet aspect n'est pas souhaitable, mais peut se produire.

Les politiques familiales et sociales québécoises ne sont fort probablement pas les seules raisons des mouvements de la fécondité, bien qu'aujourd'hui, en plus des politiques canadiennes, elles soient très généreuses. Générosité qui prouve réellement que le gouvernement tente d'influencer la tendance démographique.

La grande majorité des recherches décrites dans le premier chapitre de ce travail se rejoignent sur le point que certaines politiques sociales ou familiales influencent positivement le nombre de naissances. Les mesures financières axées sur les congés parentaux représentent les incitations les plus efficaces. Les résultats affichés dans ce travail vont dans le même sens que ces ouvrages parcourus. Durant certaines années, les politiques familiales et sociales influencèrent favorablement la fécondité.

Des mesures aussi généreuses que le *bébé-bonus* durant les années 1993, 1995 et 1996 démontrent que ces politiques jouèrent un rôle significatif sur la probabilité de donner naissance. Alors que les garderies subventionnées ne l'influencèrent pas vraiment, à l'exception de l'année 2003, mais puisque les autres années (1997 à 2004) n'eurent aucun effet significatif, il est probable que d'autres facteurs non mesurables intervinrent.

Toutefois, le Soutien aux enfants, lors de son introduction en 2005, et la politique des garderies à prix modique, ensemble, eurent un impact significatif sur la variable en question. Avec l'ajout du RQAP, ces mesures favorisèrent l'arrivée de nouveaux enfants en 2007 et en 2008. La combinaison des trois mesures s'avéra efficace

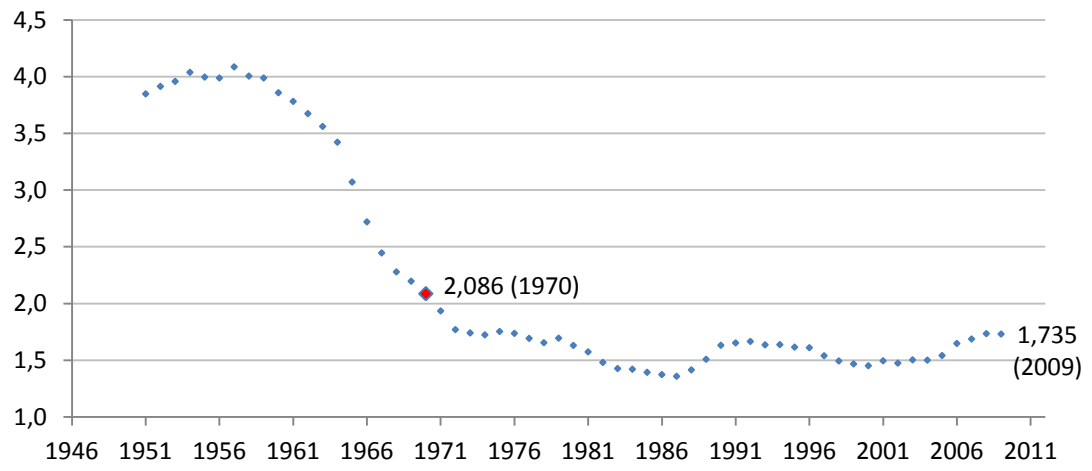
La recherche ne permit pas d'évaluer le Soutien aux enfants et le RQAP indépendamment des garderies à 5 \$/7 \$, puisqu'il n'existait pas de programmes de garderies subventionnés de la même ampleur dans le reste du Canada. Il est difficile de prétendre sans erreurs que le Soutien aux enfants ou le RQAP influencèrent favorablement les naissances au Québec à eux seuls, parce qu'au même moment les garderies subventionnées pouvaient être un déterminant de cette influence. Cependant, comme les garderies à elles seules n'eurent pratiquement pas d'impact significatif sur la fécondité, hormis en 2003 peut-être, il est possible de supposer que le Soutien aux enfants et aussi le RQAP furent bénéfiques pour l'accroissement des naissances au Québec.

Dans un autre ordre d'idées, si les données l'avaient permis, cette recherche aurait pu être plus approfondie. Dans la revue de littérature au premier chapitre, certains auteurs font mention de l'effet de tempo qui, dans certains cas, aurait influencé positivement ou négativement le taux de natalité. On définit cette idée comme un devancement ou un retardement du choix d'avoir un enfant. À certaines périodes par exemple, on pourrait croire à un impact positif des mesures incitatives financières sur la fécondité alors qu'en fait, les femmes et les couples auraient simplement devancé le moment d'avoir un enfant. La recherche ne traite pas de cet élément. Un suivi prolongé des répondants aurait permis d'explorer un peu plus ce domaine.

Finalement, malgré les limites rencontrées, la méthode et les données employées permettent d'obtenir des résultats qui s'approchent le plus possible de l'impact réel des bonifications des politiques sociales et familiales québécoises sur la fécondité.

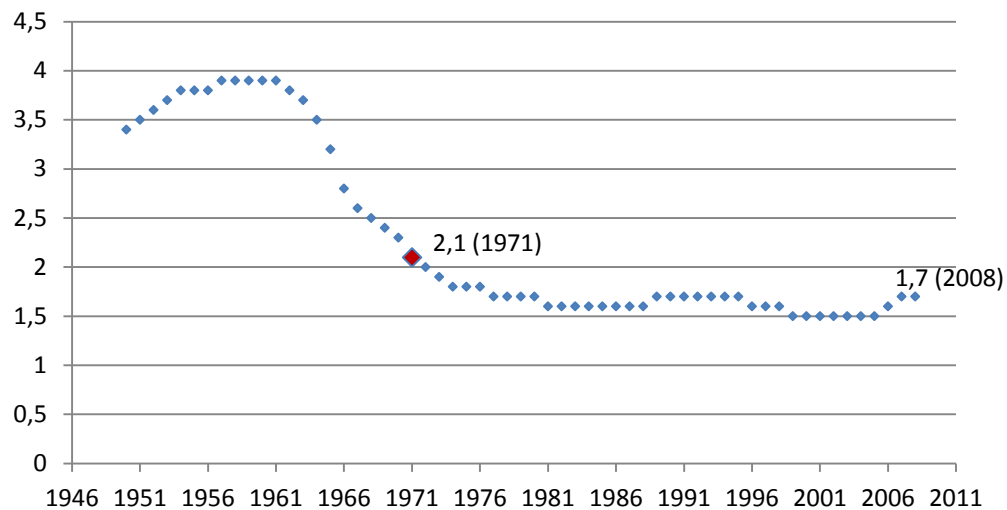
ANNEXE

Figure A.1
Indice synthétique de fécondité au Québec depuis 1950



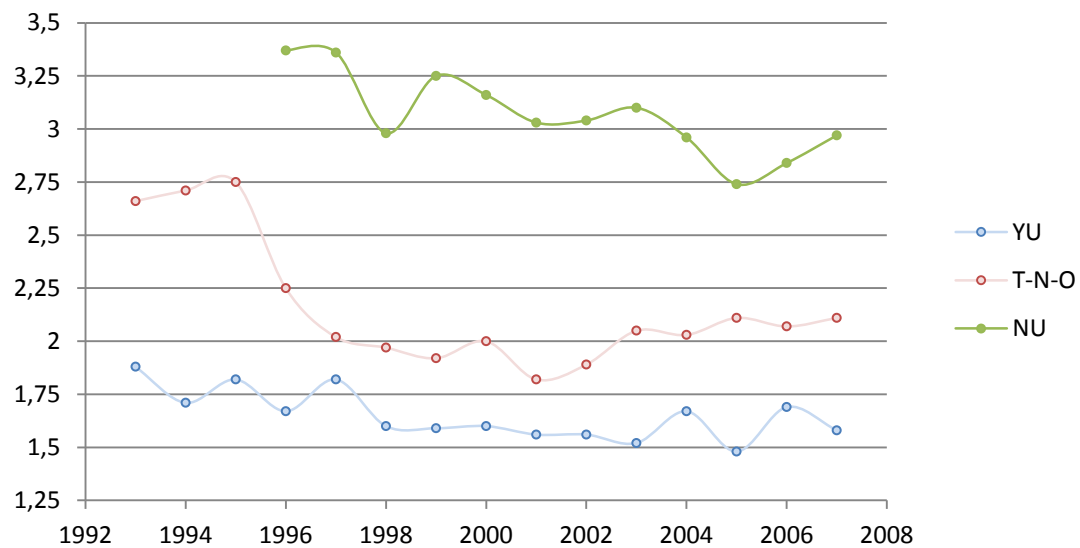
Source : ISQ

Figure A.2
Indice synthétique de fécondité au Canada depuis 1950



Source : SC

Figure A.3
ISF des territoires



Source : SC

BIBLIOGRAPHIE

- Agence du revenu du Canada. 2010 (22 mars). « Montant des versements de la prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE) – Années d'imposition 2000 à 2004 ». In *Agence du revenu du Canada*. En ligne. □ http://www.cra-arc.gc.ca/bnfts/cctb/cctb_pymnts_prv-fra.html >. Consulté le 2 novembre 2010.
- Agence du revenu du Canada. 2010 (22 mars). « Montant des versements de la prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE) – Années d'imposition 2005 à 2009 ». In *Agence du revenu du Canada*. En ligne. □ http://www.cra-arc.gc.ca/bnfts/cctb/cctb_pymnts-fra.html >. Consulté le 2 novembre 2010.
- Baril, Robert, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan. 1997. *La politique familiale, ses impacts et les options*. Institut de recherche en politiques publiques, Montréal, vol. 3, no 3, 76 p.
- Beach, Jane, Martha Friendly, Carolyn Ferns, Nina Prabhu and Barry Forer. 2008. *Early Childhood Education and Care in Canada 2009*. En ligne. 216 p. □ http://www.childcarecanada.org/ECEC2008/pdf/ECEC08_provinces_territories.pdf>. Consulté le 16 août 2010.
- Becker, Gary S. et Robert J. Barro. 1988. « A Reformulation of the Economic Theory of Fertility ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, no.1, p.1-25.
- Björklund, Anders. 2006. « Does Family policy affect fertility ? Lessons from Sweden ». *Journal of population economics*, 19, p. 3-24.
- Cameron, A. Collin and Pravin K. Trivedi. 2009. *Microeconometrics Using Stata*. Texas: Stata Press Publication, 692 p.
- Canada. Ministère des Finances Canada. 2002. *Dépenses fiscales et évaluations 2002*. En ligne. Ottawa: Ministère des Finances Canada, 82 p. □ http://www.collectionscanada.gc.ca/archivesweb/20071205155716/http://www.fin.gc.ca/taxexp/2002/taxexp02_f.pdf>. Consulté le 2 novembre 2010.
- Canada. Agence du revenu du Canada. 2010. *Prestations canadiennes pour enfants y compris les programmes fédéraux, provinciaux et territoriaux semblables*. En ligne. Ottawa: Agence du revenu du Canada, 31 p. □ <http://www.cra-arc.gc.ca/F/pub/tg/t4114/t4114-10f.pdf> >. Consulté le 4 novembre 2010.

- Canada. Prestation nationale pour enfants. 2007. *La prestation nationale pour enfants : Rapport d'étape 2007*. En ligne. Gatineau : ministères fédéraux, provinciaux et territoriaux responsables des services sociaux, 130 pages. < http://www.nationalchildbenefit.ca/fra/07/sp_119_11_07_fra.pdf >. Consulté le 2 novembre 2010.
- Chamberlain, Gary. 1980. « Analysis of Covariance with Qualitative Data ». *Review of Economic Studies*, 47, p.225-238.
- Desjardins Études économiques. 2008. « Économie du Québec : les effets pervers du Choc démographique sont à nos portes ». En ligne. 6 p. < http://www.desjardins.com/fr/a_propos/etudes_economiques/actualites/point_vue_economique/>. Consulté le 14 mai 2010.
- Duclos, Édith, Pierre Lefebvre et Philip Merrigan. 2001. *A "Natural Experiment" on the Economics of Storks: Evidence on the Impact of Differential Family Policy on Fertility Rates in Canada*, Human Resources Development Canada, Applied Research Branch, Strategic Policy, et Université du Québec à Montréal, Département d'économie.
- Dunlop, Dorothy D. 1994. « Regression for Longitudinal Data: A Bridge from least Squares Regression ». *The American Statistician*, vol. 48, no.4, p.299-303.
- Gauthier, Anne Helene et Jan Hatzius. 1997. « Family benefits and fertility : an econometric analysis ». *Population Studies*, 51 (3), p. 295-306.
- Ghisletta, Paolo et Dario Spini. 2004. « An Introduction to Generalized Estimating Equations and an Application to Assess Selectivity Effects in a Longitudinal Study on Very Old Individuals ». *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, vol. 29, no. 4, p. 421-437.
- Greene, William H. 2008. *Économétrie*, 5e édition, Upper Saddle River (New Jersey, États-Unis): Prentice Hall, 946 p.
- Heckman, James J. et James R. Walker. 1990. « The Relationship Between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data ». *Econometrica*, vol. 58, no. 6, p. 1411-1441
- Hotz, Joseph V. et Robert A. Miller. 1988. « An Empirical Analysis of Life Cycle Fertility and Female Labor Supply ». *Econometrica*, vol. 56, no. 1, p. 91-118.
- Institut de la statistique du Québec, Direction des statistiques sociodémographiques. 2009. *Perspectives démographiques du Québec et des régions, 2006-2056*. Québec, 133 p.
- Kim, Albert Young II. 2007. «Impact of Birth Subsidies on Fertility : Empirical Study of Allowance for Newborn Children, a Pronatal Policy: ». Thèse de doctorat, Chicago, University of Chicago, 52 p.

- Lappegård, Trude. 2008. *Families Policies and Fertility : Parent's Parental Leave Use, Childcare Availability, the Introduction of Childcare Cash Benefit and Continued Childbearing in Norway*, Discussion paper, Statistics Norway, Research Department, no564, October.
- Lefebvre, Pierre, Liliane Brouillette et Claude Felteau. 1994. « Les effets des impôts et des allocations familiales sur les comportements de fécondité et de travail des Canadiennes : résultats d'un modèle de choix discrets ». *Population*, 54, 2, 415-456.
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan. 2008. « Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada ». *Journal of Labor Economics*. Vol. 26, no. 3, p. 519-548
- Liang, Kung-Lee et Scott L. Zeger. 1986. « Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models ». *Biometrika*. Vol. 73, no. 1, p. 13-22.
- Lindo, Jason M. 2008. « Are Children Really Inferior Goods? Evidence from Displacement-Driven Income Shocks ». *Journal of Human Resources*, vol. 45, n° 2, p. 301-327.
- Merrigan, Philip et Yvan St-Pierre. 1998. « An Econometric and Neoclassical Analysis of the Timing and Spacing of Births in Canada from 1950 to 1990 ». *Journal of Population Economics*, 11, 1, 29-51.
- Meyer, Bruce. 1995. « Natural and Quasi-Experiments in Economics ». *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 1, 151-162.
- Milligan, Kevin. 2004. *Subsidizing the Stork : New evidence on Tax Incentives and Fertility*, working paper, Department of Economics, University of Toronto, November 7.
- Neuhaus, J.M, J.D Kalbfleisch et W.W Hauck. 1991. « A Comparison of Cluster-Specific and Population-Averaged Approaches for Analysing Correlated Binary Data ». *International Statistical Review*. Vol. 59, no. 1, p. 25-35.
- Ohinata, Asako. 2008. *Fertility Response to Financial Incentives : Evidence from the Working Families tax Credit in the UK*, Warwick Economic Research Papers, Department of Economics, University of Warwick.
- Québec. Conseil de gestion de l'assurance parentale. 2006. *Rapport annuel de gestion 2006*. En ligne. Québec : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 74 pages. < http://www.cgap.gouv.qc.ca/publications/archives-2006.asp?categorie=0403201#_liste >. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Conseil de gestion de l'assurance parentale. 2007. *Rapport annuel de gestion 2007*. En ligne. Québec : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 88 p. < http://www.cgap.gouv.qc.ca/publications/archives-2007.asp?categorie=0404201#_liste >. Consulté le 22 juin 2010.

- Québec. Conseil de gestion de l'assurance parentale. 2008. *Rapport annuel de gestion 2008*. En ligne. Québec : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 78 p. < <http://www.cgap.gouv.qc.ca/publications/archives-2008.asp?categorie= 0405201 #liste> >. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Conseil de gestion de l'assurance parentale. Décembre 2006. Statistiques officielles sur les prestataires du Régime québécois d'assurance parentale. En ligne. Québec : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 12 p. < http://www.cgap.gouv.qc.ca/publications/pdf/stat_RQAP200612.pdf >. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Conseil de gestion de l'assurance parentale. Décembre 2007. Statistiques officielles sur les prestataires du Régime québécois d'assurance parentale. En ligne. Québec : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 13 p. < http://www.cgap.gouv.qc.ca/publications/pdf/stat_RQAP200712.pdf >. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Conseil de gestion de l'assurance parentale. Décembre 2008. Statistiques officielles sur les prestataires du Régime québécois d'assurance parentale. En ligne. Québec : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale, 13 p. < http://www.cgap.gouv.qc.ca/publications/pdf/stat_RQAP200812.pdf >. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Division de l'évaluation et de la révision. Février 2000. Les prestations familiales, Statistiques 1998. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 39 p. < http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/prestations_familiales/aaf98.pdf >. Consulté le 8 avril 2011.
- Québec. Division de l'évaluation et de la révision. Novembre 2000. Les prestations familiales, Statistiques 1999. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 35 p. < http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/prestations_familiales/aaf99.pdf >. Consulté le 8 avril 2011.
- Québec. Division de l'évaluation et de la révision. Juin 2003. Les prestations familiales, Statistiques 2000. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 38 p. < http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/prestations_familiales/aaf2000.pdf >. Consulté le 8 avril 2011.
- Québec. Ministère de la Famille, des Aînés et de la Condition féminine. 2005. Les familles et les enfants du Québec édition 2005. En ligne. Montréal : Ministère de la Famille, des Aînés et de la Condition féminine, 16 p. < http://www.mfa.gouv.qc.ca/fr/publication/Documents/SF_stat_famille_enfant.pdf >. Consulté le 12 juillet 2010.
- Québec. Ministère de la Famille et des Aînés. 2010. « Créations de places en services de garde - MFA ». In *Ministère de la Famille et des Aînés (MFA)*. En ligne. □ <http://www.mfa.gouv.qc.ca/fr/services-de-garde/portrait/places/Pages/index.aspx> >. Consulté le 12 juillet 2010.

- Québec, Service des statistiques et des sondages. 2006. Soutien aux enfants, Statistiques de l'année 2005. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 44 p. □ http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/soutien_aux_enfants/statistiques/statistiques_sae.pdf □. Consulté le 10 avril 2011.
- Québec, Service des statistiques et des sondages. 2007. Soutien aux enfants, Statistiques de l'année 2006. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 53 p. □ http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/soutien_aux_enfants/statistiques/statistiques_sae_2006.pdf □. Consulté le 10 avril 2011.
- Québec, Service des statistiques et des sondages. 2008. Soutien aux enfants, Statistiques de l'année 2007. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 52 p. □ http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/soutien_aux_enfants/statistiques/statistiques_sae_2007.pdf □. Consulté le 10 avril 2011.
- Québec, Service des statistiques et des sondages. 2009. Soutien aux enfants, Statistiques de l'année 2008. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 47 p. □ http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/soutien_aux_enfants/statistiques/statistiques_sae_2008.pdf □. Consulté le 10 avril 2011.
- Québec, Service des statistiques et des sondages. 2010. Soutien aux enfants, Statistiques de l'année 2009. En ligne. Québec : Régie des rentes du Québec, 44 p. □ http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/soutien_aux_enfants/statistiques/statistiques_sae_2009.pdf □. Consulté le 10 avril 2011.
- Québec. Secrétariat du Conseil du trésor. 2004. Budget de dépenses 2003-2004, volume II Crédits des ministères et organismes. En ligne. Québec : Conseil du trésor du Québec, 202 p. < http://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/budget_depenses/03-04/13-juin/03-04v_vol2.pdf>. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Secrétariat du Conseil du trésor. 2005. Budget de dépenses 2004-2005, volume II Crédits des ministères et organismes. En ligne. Québec : Conseil du trésor du Québec, 202 p. < http://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/budget_depenses/04-05/04-05_vol2.pdf>. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Secrétariat du Conseil du trésor. 2006. Budget de dépenses 2005-2006, volume II Crédits des ministères et organismes. En ligne. Québec : Conseil du trésor du Québec, 202 p. < http://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/budget_depenses/05-06/05-06_vol2.pdf>. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Secrétariat du Conseil du trésor. 2007. Budget de dépenses 2006-2007, volume II Crédits des ministères et organismes. En ligne. Québec : Conseil du trésor du Québec, 202 p. < http://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/budget_depenses/06-07/06-07_vol2.pdf>. Consulté le 22 juin 2010.

- Québec. Secrétariat du Conseil du trésor. 2008. Budget de dépenses 2007-2008, volume II Crédits des ministères et organismes. En ligne. Québec : Conseil du trésor du Québec, 202 p. < http://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/budget_depenses/07-08/24-mai/volume_II.pdf>. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Secrétariat du Conseil du trésor. 2009. Budget de dépenses 2008-2009, volume II Crédits des ministères et organismes. En ligne. Québec : Conseil du trésor du Québec, 200 p. < http://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/budget_depenses/08-09/Volume_II.pdf>. Consulté le 22 juin 2010.
- Québec. Secrétariat du Conseil du trésor. 2010. Budget de dépenses 2009-2010, volume II Crédits des ministères et organismes. En ligne. Québec : Conseil du trésor du Québec, 204 p. < http://www.tresor.gouv.qc.ca/fileadmin/PDF/budget_depenses/09-10/Volume_2_FR_Final.pdf>. Consulté le 22 juin 2010.
- Régie des rentes du Québec. 2010. « Répertoire des programmes : Services aux citoyens : Portail Québec ». In *Mesure Soutien aux enfants : paiements de Soutien aux enfants*. En ligne. □ http://www.formulaire.gouv.qc.ca/cgi/affiche_doc.cgi?dossier=8987&sujet=24>. Consulté le 4 novembre 2010.
- Ressources humaines et Développement des compétences Canada. 2010 (17 mai). « Taille et croissance de la population ». In *Indicateurs de mieux-être au Canada : Canadiens en contexte*. En ligne. < <http://www4.hrsdc.gc.ca/.3ndic.1t.4r@-fra.jsp?iid=35>>. Consulté le 17 mai 2010.
- Shultz, T. Paul. 2001. *The Fertility Transition : Economic Explanations*, Center Discussion, Economic Growth Center, paper no. 833.
- Statistique Canada. 2008 (23 juin). *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu – un aperçu de l'enquête 2008*. Catalogue en ligne No 75F0011X. Ottawa.
- Statistique Canada, Division de la démographie. Janvier 2008. *Regard sur la démographie canadienne*. Catalogue No 91-003-XIF. Ottawa, 62 p. < <http://www.statcan.gc.ca/pub/75f0011x/75f0011x2008001-fra.htm> >. Consulté le 17 juillet 2010.
- Taux de fécondité selon le groupe d'âge de la mère, indice synthétique de fécondité et âge moyen à la maternité, Québec*. 1951-2009. Base de données en ligne. Québec : Source : Institut de la statistique du Québec. < http://www.stat.gouv.qc.ca/donstat/societe/demographie/naisn_deces/naissance/402.htm >. Consulté le 13 mai 2010.
- Zhang, Junsen, Jason Quan, et Peter Van Meerbergen. 1994. « The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-1988 ». *Journal of Human Resources*, vol. 29, n° 1, p. 181-201.
- Walker, James R. 1995. « The Effect of Public Policies on Recent Swedish Fertility Behavior ». *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 8(3), pages 223-51.

Zorn, Christopher J. W. 2001. « Generalized Estimating Equation Models for Correlated Data: A Review with applications ». *Journal of Political Sciences*, Springer, vol. 45, no. 4, pages 470-490.

