

HEC Montréal

**Bébé bonus et fécondité :
effet d'accélération ou de quantité?**

Impact du programme d'allocation à la naissance de
1988 à 1997 sur le taux de fécondité au Québec.

Par

Emmanuelle Demars

Sciences de la gestion
(Économie appliquée)

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Octobre 2011
@ Emmanuelle Demars, 2011

SOMMAIRE

Plusieurs programmes fiscaux et d'allocation à la naissance ont été instaurés au Québec, soit pour alléger le fardeau fiscal des familles ou carrément pour tenter d'augmenter le taux de natalité. Le programme des « bébé bonus » de 1988 à 1997 avait ce dernier objectif et a été un des programmes les plus généreux jamais adopté. D'autant plus intéressant, il a la particularité d'avoir été le seul à être en vigueur au Canada pendant ces années, ce qui nous fournit une occasion unique de l'étudier avec une approche quasi-expérimentale. En comparant les tendances de taux de natalité pendant les années du programme au Québec par rapport au reste du Canada, nous pouvons traiter la différence de taux tel qu'il aurait été en l'absence du programme et avec le programme.

À ce jour, les gouvernements disposent de deux leviers pour tenter d'accroître le ratio de jeunes par rapport aux personnes âgées. Ils peuvent soit augmenter le nombre d'immigrants acceptés ou offrir des incitatifs à la fécondité pour faire augmenter le taux de natalité. Mais encore faut-il que ces incitatifs aient l'effet escompté. Cette étude fait la lumière sur cette question, particulièrement pertinente à un moment où le déséquilibre démographique menace la santé économique des générations futures.

Notre étude fait suite à une étude de Milligan (2005) qui démontre que les allocations ont eu un effet positif sur le taux de fécondité à court terme. Mais à court terme, une hausse du taux de fécondité peut cacher un effet de tempo. En d'autres mots, si les femmes ont tout simplement accéléré leur décision d'avoir un enfant pour bénéficier du programme mais qu'à terme, elles n'en ont pas eu plus qu'en l'absence du programme, alors les résultats de Milligan (2005) seraient contredits. Les femmes visées par le programme ayant maintenant complété leur cycle de fécondité, nous pouvons établir l'impact réel du programme. Notre méthodologie s'apparente à celle utilisée par Parent et Wang (2007) où nous suivons les cohortes de femmes à travers le temps pour voir les changements de tendance dans leurs probabilités d'avoir des enfants et sur le nombre d'enfants qu'elles ont eu.

Nos résultats indiquent que le programme a eu un double effet positif. D'une part, il a effectivement eu un impact positif sur le nombre d'enfants nés au Québec. D'autre part, nous

remarquons également un effet d'accélération. En effet, certaines femmes n'ont pas eu plus d'enfants que ce qu'elles avaient prévu en l'absence du programme, mais elles les ont eu plus vite, ce qui a causé une baisse du taux de natalité par la suite pour celles-ci. Puisque l'effet de quantité surpasse l'effet d'accélération, on peut tout de même attribuer au moins 84 000 naissances au programme de « bébé bonus ».

Mots-clés : bébé bonus, natalité, allocations, fécondité, quantum, tempo, incitatifs fiscaux, naissances

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|---|-----|
| SOMMAIRE | ii |
| AVIS | vi |
| REMERCIEMENTS | vii |
| Chapitre 1 : INTRODUCTION..... | 1 |
| Chapitre 2 : PROGRAMME DE BÉBÉ BONUS MIS EN CONTEXTE..... | 4 |
| Chapitre 3 : REVUE DE LITTÉRATURE..... | 7 |
| Chapitre 4 : DONNÉES | 16 |
| 4.1 Statistiques de l'état civil..... | 16 |
| 4.2 Données de recensement | 20 |
| Chapitre 5 : MÉTHODOLOGIE | 26 |
| 5.1 À court terme : en comparant les cohortes | 26 |
| 5.2 À long terme : en suivant les cohortes..... | 28 |
| Chapitre 6 : RÉSULTATS | 31 |
| 6.1 À court terme : un franc succès chez les femmes de 25 à 44 ans..... | 31 |
| 6.1.1 Résultats de régressions par Probit..... | 32 |
| 6.1.2 Résultats de régressions par structure familiale..... | 38 |
| 6.1.3 Résultats de régressions de triple différence..... | 40 |
| 6.2 À long terme : des enfants nés plus vite | 41 |
| 6.2.1 Résultats de régressions par Probit à long terme | 43 |
| 6.2.2 Résultats de régressions par MCO, Tobit et Poisson à long terme | 46 |
| 6.3 Au terme d'un cycle complet de fertilité : plus d'enfants au Québec | 47 |
| Chapitre 7 : CONCLUSION..... | 53 |
| ANNEXES..... | 55 |
| Annexe 1. Traitement des données de recensement..... | 55 |
| Annexe 2. Statistiques des échantillons..... | 57 |
| Annexe 3. Résultats de régression | 60 |
| BIBLIOGRAPHIE..... | 75 |

LISTE DES TABLEAUX

| | |
|---|----|
| Tableau 1 : Tableau des paiements par l'allocation à la naissance | 4 |
| Tableau 2 : Taux moyen de naissances par 1000 femmes selon l'année de naissance de la mère | 18 |
| Tableau 3 : Âge des cohortes par échantillon | 22 |
| Tableau 4 : Statistiques des échantillons | 24 |
| Tableau 5 : Comparaison des tendances de fécondité chez les femmes de 15 à 44 ans..... | 31 |
| Tableau 6 : Résultats de régressions Probit à court terme par cohortes..... | 34 |
| Tableau 7 : Résultats de régressions MCO, Tobit et Poisson à court terme par cohortes..... | 37 |
| Tableau 8 : Résultats de régressions Probit à court terme par cohortes, par structures familiales | 39 |
| Tableau 9 : Résultats de régressions Probit à court terme par cohortes, modèle de triple différences..... | 41 |
| Tableau 10 : Comparaison de la fécondité à travers le temps, par juridiction et par parité | 42 |
| Tableau 11 : Résultats de régressions Probit à long terme en suivant les cohortes..... | 43 |
| Tableau 12 : Résultats de Probit à long terme en suivant les cohortes, par structures familiales | 45 |
| Tableau 13 : Résultats de régressions MCO et Poisson à long terme en suivant les cohortes | 46 |
| Tableau 14 : Résultats de régressions MCO et Poisson sur le nombre d'enfants 86-96-06 | 49 |
| Tableau 15 : Résultats de régressions MCO et Poisson sur le nombre d'enfants 96-06 (Cohorte 15 à 24 ans)..... | 51 |

LISTE DES FIGURES

| | |
|---|----|
| Figure 1 : Chronologie des programmes d'allocations à la famille de 1945 à aujourd'hui..... | 6 |
| Figure 2 : Taux de fécondité totaux (1925 à 1995) | 11 |
| Figure 3 : Taux de fécondité totaux (1980 à 2007) | 16 |
| Figure 4 : Fécondité réalisée entre 15 et 39 ans..... | 17 |
| Figure 5 : Fécondité réalisée entre 15 et 34 ans..... | 19 |
| Figure 6 : Distribution du nombre d'enfants présents chez les ménages où les femmes ont entre 15 et 44 ans (en pourcentage) | 25 |

AVIS

Les recherches et les analyses sont basées sur des données de Statistique Canada et les opinions exprimées ne représentent pas les vues de Statistique Canada.

REMERCIEMENTS

J'aimerais tout d'abord remercier le Conseil de Recherche en Sciences Humaines du Canada ainsi que le Centre interuniversitaire québécois de la statistique sociale. Les deux m'ont généreusement soutenu financièrement à travers leurs programmes de bourses mais m'ont également permis d'accéder aux données confidentielles du recensement 2006, sans quoi la présente étude n'aurait pas pu être complétée.

Je souhaite ensuite remercier mon directeur de mémoire Daniel Parent pour sa grande disponibilité, son encadrement, son enthousiasme et ses conseils. Le sujet de mon mémoire n'a jamais cessé de m'intéresser et je le remercie de me l'avoir confié.

Merci également à l'ensemble des professeurs de l'institut d'économie appliquée qui ont fait partie de mon programme de maîtrise avec une mention toute spéciale pour Justin Leroux ainsi que Pierre-Olivier Pineau du Service de l'enseignement des méthodes quantitatives de gestion qui ont été de précieux conseillers tout au long de mon cheminement.

Les remerciements plus personnels vont à mes parents et mes sœurs pour leur éternel soutien dans tous mes projets. Un immense merci à Olivier d'avoir accepté de corriger mon mémoire. Et finalement, merci aux deux personnes qui sont arrivées dans ma vie juste au bon moment, Sévrine et Ernesto, et qui ont égayé mon quotidien pendant les dix derniers mois de recherche et de rédaction.

Chapitre 1 : INTRODUCTION

À partir des années 1960, plusieurs programmes fiscaux et d'allocation à la naissance ont été instaurés au Québec. En 1988, le gouvernement a introduit le plus généreux de ces programmes, l'allocation à la naissance, connu familièrement comme le programme des « bébé bonus ». Ce programme de bonus a atteint son apogée de 1992 à 1997 lorsque les subventions accordées allaient de 500\$ pour un premier enfant jusqu'à 8 000\$ pour un troisième enfant. Comme l'indique Milligan (2005), il peut y avoir deux raisons pour motiver les politiques fiscales qui s'adressent aux familles : soit un souci d'équité puisque le coût d'un enfant réduit la capacité des parents à payer ses impôts, soit pour accroître le taux de fécondité. La structure d'allocation croissante en fonction du nombre d'enfants dans la famille de cette politique suggérait clairement une volonté du gouvernement d'influencer les décisions familiales de fécondité et ainsi inverser la tendance à la baisse du taux de natalité des années 1980.

Le programme a subitement pris fin en 1997 alors que le gouvernement déclarait qu'il avait été un échec. Pourtant, dans une étude de 2005, Kevin Milligan a démontré que ce programme avait eu un impact positif significatif sur le taux de fécondité et que quelques 93 068 naissances pouvaient être directement attribuées aux généreuses allocations. Si cette conclusion est assez consensuelle à court terme, nous voulons étudier sa validité à long terme. Peu après la hausse du taux de fécondité au Québec, une baisse a suivi. Il est donc possible que cette hausse ait été due à un effet de tempo plutôt qu'un effet de quantum. En d'autres termes, que les femmes qui ont eu leurs enfants pendant la période du programme les auraient eu de toutes façons, mais plus tard. Milligan indique même dans son étude qu'afin de tester la robustesse de ses résultats, il fallait attendre la fin des cycles de fécondité des cohortes à l'étude. C'est précisément ce que nous proposons de faire dans le cadre de ce projet de recherche.

La question est encore, à ce jour, tout à fait pertinente. À cause du déséquilibre démographique entre les générations plus jeunes et les baby-boomers, les gouvernements du Québec et du Canada adoptent régulièrement des nouvelles mesures pour tenter d'accroître le ratio de jeunes par rapport aux personnes âgées. Ces mesures passent par des incitatifs à l'immigration ou des incitatifs à la fécondité. Cette recherche s'inscrit donc dans une réflexion très actuelle qui pourra permettre de formuler des recommandations sages et pertinentes sur l'adoption de nouvelles

mesures pour encourager la fécondité. Dans l'optique où les programmes pro-nataux coûtent extrêmement cher, cette recherche a également pour objectif de porter un regard sur l'impact réel de l'argent dépensé dans ceux-ci.

Afin de mesurer l'impact du programme sur le taux de natalité au Québec, Milligan (2005) a procédé à deux analyses : une analyse des statistiques des naissances du registre de l'état civil et une analyse en deux temps des données de recensement. La première observe le taux de fécondité total par cohortes de femmes de différents groupes d'âge à travers le temps.

La deuxième est une approche quasi expérimentale qui compare la croissance du taux de fécondité au Québec avant et pendant le programme avec les taux de fécondité des mêmes cohortes pour le reste du Canada. Il constate d'une part que l'écart de fécondité a diminué entre les femmes du Québec et celles du reste du Canada et d'autre part, que dans le reste du Canada les mêmes cohortes n'ont pas connu de croissance significative de la fécondité dans ces années là. Cette analyse a également permis d'introduire une troisième différence (en plus de l'année de naissance des enfants et de la province) en tenant compte de la parité de l'enfant. À partir d'estimateurs de différences-en-différences, les résultats obtenus par la première méthode ont été confirmés.

La première approche utilisée dans notre étude est de reprendre la même méthodologie que Milligan (2005) à partir des statistiques du registre de l'état civil en complétant les calculs avec les données plus récentes, qui nous permettent d'examiner la tendance de fécondité des cohortes visées par le programme jusqu'à la fin de leur cycle de fécondité.

Ensuite, nous nous inspirons de l'étude de Parent et Wang (2007) qui a traité cette même question dans le contexte d'un autre programme d'allocation à la naissance, qui a eu lieu au milieu des années 1970. Bien que ce programme fût nettement moins généreux, le Québec a connu une légère hausse du taux de natalité, ensuite suivie d'une baisse.

Parent et Wang (2007) ont également utilisé une approche quasi expérimentale pour comparer les taux de fécondité des femmes du Québec par rapport aux femmes du reste du Canada. Mais pour évaluer l'effet à long terme, ils ont fixé les cohortes afin de les suivre dans le temps et

d'évaluer les tendances de fécondité à travers le temps, par rapport au reste du Canada. En isolant les familles qui avaient déjà au moins deux enfants, ils ont remarqué que celles-ci avaient connu une baisse de fécondité plus forte au Québec que dans le reste du Canada, par rapport aux autres types de famille à long terme. De cette façon, et en effectuant une série de contrôles additionnels, Parent et Wang (2007) ont su démontrer que la hausse du taux de fécondité provoquée par le programme à la fin des années 1970 était en réalité due au fait que les femmes ont précipité leur décision d'avoir un enfant.

Notre recherche reprend donc la méthodologie utilisée par Parent et Wang (2007), à partir des données de recensement pour, tester l'hypothèse que la hausse du taux de fécondité suite à l'introduction du programme de bébé bonus n'a été qu'un effet de tempo de la part des familles québécoises et que son effet fut donc transitoire.

Chapitre 2 : PROGRAMME DE BÉBÉ BONUS MIS EN CONTEXTE

Le programme d'allocation à la naissance, communément appelé *bébé bonus*, a été instauré en 1988 au Québec et a pris fin en 1997. Un des programmes les plus généreux en la matière, ce programme avait la particularité d'être unique au Canada et d'être visiblement pro-nataliste. Le tableau suivant décrit les allocations, non-imposables, qui étaient versées selon la période et selon la parité des naissances :

Tableau 1 : Tableau des paiements par l'allocation à la naissance

| Période | 1 ^e enfant | 2 ^e enfant | 3 ^e enfant ou plus |
|-------------------|-----------------------|--|---|
| Mai 88 à Avril 89 | 500\$ à la naissance | 500\$ à la naissance | 3 000\$ = 8 paiements trimestriels de 375\$ |
| Mai 89 à Avril 90 | 500\$ à la naissance | 500\$ à la naissance + 500\$ au 1 ^e anniversaire | 4 500\$ = 12 paiements trimestriels de 375\$ |
| Mai 90 à Avril 91 | 500\$ à la naissance | 500\$ à la naissance + 500\$ au 1 ^e anniversaire | 6 000\$ = 16 paiements trimestriels de 375\$ |
| Mai 91 à Avril 92 | 500\$ à la naissance | 500\$ à la naissance + 500\$ au 1 ^e anniversaire | 7 500\$ = 20 paiements trimestriels de 375\$ |
| Mai 92 à Sept 97 | 500\$ à la naissance | 500\$ à la naissance + 500\$ au 1 ^e anniversaire | 8 000\$ = 20 paiements trimestriels de 400\$ |

Sources: *Budgets du Québec, 1988 à 1997*¹

Ce programme universel était accessible à tous les citoyens. Selon Milligan (2005), son annonce a été faite dans le budget du 12 mai 1988. Il a ensuite été annulé en 1997 et a été remplacé par le programme de subventions aux garderies. Son annulation a été annoncée la première fois plus d'un an à l'avance, soit le 1^{er} novembre 1996 dans *The Gazette*.

Pour relativiser l'allocation par rapport au coût d'élever un enfant, Milligan (2005) se base sur l'échelle de Phipps (1998) qui évalue le coût d'un enfant en fonction du revenu additionnel qu'il serait nécessaire d'avoir pour revenir au niveau d'utilité initial. Il estime que l'allocation représente une diminution des coûts pour les 5 premières années de l'enfant de 1,3% pour un premier enfant, de 3,2% pour un deuxième enfant et de 30,1% pour un troisième enfant (au maximum du programme).

¹ L'année politique au Québec, Les presses de l'Université de Montréal, <http://www.pum.umontreal.ca/apqc/index.html>, dernière visite le 6 avril 2011.

En 1997, le programme de bébé bonus a été aboli et a été remplacé par la *Loi sur les prestations familiales*. Dans le cadre du nouveau programme, les prestations ne sont plus universelles et dépendent du revenu familial et du nombre d'enfants. Le montant versé décroît avec l'augmentation du revenu et devient nul lorsque le revenu familial annuel atteint 50 000\$.²

Parallèlement, le gouvernement du Québec met en œuvre le *programme de places à contribution réduite*, créé pour offrir l'accès à des services de garde éducatifs à prix réduit pour les enfants de 0 à 5 ans. Les centres de la petite enfance sont créés, principalement en convertissant des garderies à but non lucratif et des services de garde en milieu familial. Lors de la création du programme en 1997, les places de garderies sont établies à 5\$ par jour, ce qui pouvait représenter une diminution d'environ 10\$ à 15\$ par jour par enfant pour les familles qui en bénéficiaient.³ Depuis 2004, la contribution réduite est passée de 5\$ à 7\$ par jour.

Depuis 2005, le programme des prestations familiales a, à son tour, été remplacé par le *crédit d'impôt remboursable pour le soutien aux enfants (CIRSE)*. Le CIRSE a 2 branches, soit le paiement de Soutien aux enfants et le supplément pour enfant handicapé. Le paiement de Soutien aux enfants est une allocation universelle qui est versée à l'ensemble des familles québécoises qui ont des enfants de moins de 18 ans. Leurs montants sont dégressifs en fonction du revenu, allant de 619\$ à 2 204\$ par année pour un premier enfant et de 571\$ à 1 102\$ pour un deuxième enfant ou plus (et jusqu'à 1 652\$ pour un 4^e enfant ou plus).⁴

En ce qui concerne les prestations fédérales, l'allocation familiale a été remplacée en 1992 par une nouvelle prestation fiscale pour enfants. Cette prestation est toujours en vigueur, bien qu'elle ait augmenté au fil des années. À ses débuts, elle pouvait atteindre 85\$ par mois par enfant jusqu'à l'âge de 18 ans. Aujourd'hui, la prestation maximale est de 112,33\$ par mois par enfant de moins de 18 ans et elle diminue progressivement lorsque le revenu familial net annuel dépasse 40 970\$.⁵

² Cyberbulletin de la Régie des rentes du Québec, Édition du 10 juin 2008, site web : http://www.rrq.gouv.qc.ca/fr/services/depeches/magazine/edition_24/regie_mene_enquete/Pages/regie_mene_enquete.aspx, dernière visite : 24 février 2011

³ Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan, *La politique des services de garde à 5\$/jour et l'offre de travail des mères québécoises : résultats d'une expérience naturelle canadienne*, p. 36

⁴ Régie des rentes du Québec, site web, dernière visite : 24 février 2011 : http://www.rrq.gouv.qc.ca/fr/programmes/soutien_enfants/paiement/Pages/montant.aspx,

⁵ Prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE), Agence du Revenu du Canada, site web : <http://www.cra-arc.gc.ca/pfce/>, dernière visite : 24 février 2011

La figure 1 résume la chronologie des programmes d'aide à la famille⁶.

Figure 1 : Chronologie des programmes d'allocations à la famille de 1945 à aujourd'hui
Fédéral Provincial

| Fédéral | Provincial |
|---|---|
| 1945 | |
| Création du programme d'allocation familiale : le premier programme universel de sécurité sociale au Canada. Les versements mensuels varient selon l'âge de l'enfant, de façon croissante jusqu'à l'âge de 15 ans. | 1961 Allocation scolaire : allocation versée aux enfants de 16 et 17 ans qui fréquentent l'école. |
| | 1967 Programme d'allocations familiales : allocations semestrielles aux enfants de moins de 16 ans, croissantes selon la parité. |
| 1973 | 1974 |
| Modification à l'allocation familiale : les allocations sont augmentées et deviennent imposable. De plus, les provinces peuvent modifier la structure des versements. | Abolition de l'allocation familiale et l'allocation scolaire. Création du régime des allocations familiales du Québec : allocation versée aux enfants de moins de 18 ans. |
| 1978 | |
| Les allocations sont transformées en crédit d'impôt décroissant selon le revenu jusqu'à un plafond. | |
| 1985 | 1988 |
| Le crédit d'impôt est indexé au coût de la vie et le plafond est baissé. | Création du programme universel de « bébé bonus », en ajout à l'allocation familiale. |
| 1992 | 1997 |
| Abolition de l'allocation par crédit d'impôt. Création de la prestation fiscale canadienne pour enfants . Encore en vigueur. | Abolition du programme de bébé bonus. Implantation de la Loi sur les prestations familiales . |
| | 2005 Abolition du programme de prestations familiales. Création du crédit d'impôt remboursable pour le soutien aux enfants (CIRSE) . Encore en vigueur. |

⁶ Certains programmes, moins pertinents dans le cadre de cette étude, comme le programme d'allocation pour enfant handicapé, sont volontairement omis pour alléger le texte.

Chapitre 3 : REVUE DE LITTÉRATURE

Au Canada, plus spécifiquement au Québec, les trois principales contributions à la recherche sur l'impact des programmes de bonis à la fécondité sont celles de Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001), Milligan (2005) et Parent et Wang (2007). À ces trois études s'ajoute une dernière, celle plus récente de James McIntosh (2011).

Les études de Milligan (2005) et Parent et Wang (2007) sont celles qui nous concernent le plus puisque notre étude est en quelque sorte la suite de la première et elle reprend la méthodologie de la deuxième. Cette revue de littérature couvrira donc les deux en détails et survolera Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001) ainsi que la nouvelle contribution de McIntosh (2011).

Milligan (2005)

Milligan (2005) étudie le programme d'allocation à la naissance qui nous intéresse, soit le programme de bébé bonus instauré au Québec en 1988. Comme nous, son objectif est de mesurer l'impact que ce programme a eu sur le taux de fécondité au Québec. À travers son recensement de la littérature, il identifie deux principales approches d'analyse. La première est l'approche des séries temporelles et la deuxième est l'approche de variations à travers les juridictions et le temps pour mesurer l'impact de politiques.⁷

Milligan critique l'approche des séries temporelles en soutenant que si des caractéristiques non-observées déterminantes dans la prise de décision de fécondité changent à travers le temps, la variation des séries temporelles n'est pas suffisante pour identifier l'effet de la politique sur la fécondité. En ce qui concerne l'approche des différences à travers les juridictions, il déplore la faiblesse des études réalisées jusque là, soutenant que la magnitude de variation dans les politiques disponibles n'était pas assez importante, mais reconnaît que cette méthode permet

⁷ La première a été utilisée par Hyatt & Milne (1991), Zhang, Quan et van Meebergen (1994) à partir de données canadiennes. Buttner & Lutz (1990) utilisent également l'approche des séries temporelles pour démontrer un saut de tempo dans la fécondité suite à un programme d'allocations aux familles en Allemagne. La deuxième approche a été utilisée par Gauthier et Hatzius (1997) où un panel de données à travers différents pays a été construit pour trouver l'évidence d'effets de différentes politiques fiscales sur la fécondité. Hoynes (1997) et Moffitt (1998) préconisent également la deuxième approche.

d'isoler les effets spécifiques aux juridictions. C'est donc cette dernière approche qu'il préconise dans le cadre de son étude, profitant de l'introduction de cette politique fiscale.

Sa méthodologie consiste à implanter une stratégie empirique quasi-expérimentale où il forme des groupes de traitement et de contrôle définis par le temps, la province et le type de famille. Deux analyses sont faites, une à partir de données de l'état civil qui lui permet d'examiner les tendances agrégées du taux de fécondité total et une deuxième à partir de données du recensement qui lui permet d'intégrer un vecteur de caractéristiques des individus.

Dans son analyse de données d'état civil, Milligan (2005) établit le taux de fécondité total par année, de 1980 à 2000, en prenant la somme du nombre de naissances de 7 groupes d'âges de 5 ans, allant de 15 à 49 ans, divisé par le nombre de personnes par groupe d'âge et multiplié par 5. Il tire plusieurs constats, dont les deux plus importants : l'écart de natalité entre le Québec et le Canada a considérablement diminué après l'introduction du programme; et le mouvement des 3^e naissances et plus est le plus important, ce qui, à première vue, est consistant avec la structure du programme.

À notre avis, le plus important est l'analyse des tendances des cohortes puisque c'est par cette analyse qu'on peut évaluer si les changements dans le taux de fécondité sont d'ordre transitoire ou permanent. Milligan (2005) remarque qu'en 1992, les femmes de 25 à 29 ans (la cohorte de 1963 à 1967) au Québec renversaient la tendance à la baisse de la fécondité des cohortes à travers les âges, ce qui n'est pas le cas pour le reste du Canada. Il soutient que cette tendance est la même pour les autres cohortes, ce qui fournit une première évidence que l'effet n'est pas que transitoire. Or, afin de poser un verdict définitif, il faut pouvoir observer le taux de fécondité des cohortes exposées au programme une fois leur cycle de fécondité terminé. C'est ce que les données récentes nous permettent de faire.

L'approche quasi-expérimentale de différences-en-différences de Milligan (2005) a été réalisée à partir de données de recensement (1991 et 1996) pour comparer l'effet d'être au Québec en 1996 (soit le groupe traitement) sur les chances d'avoir eu un enfant. En somme, dans cette approche, on considère que les femmes exposées au programme, soit celles du Québec pendant les années du programme, représentent le « groupe qui subit le traitement » et que les femmes

du reste du Canada qui n'ont pas été exposées représentent le « groupe témoin ». Ainsi, si la tendance diffère d'un groupe à l'autre, on considère que cette différence est le résultat du programme, soit le « traitement ».

Les paramètres sont estimés par Probit et les résultats des régressions sont des probabilités marginales pour chacune des variables indépendantes. Milligan (2005) trouve que lorsque toutes les variables de caractéristiques des ménages sont prises en compte, l'augmentation de la probabilité d'avoir un enfant en 1996 (versus 1991) est de 12% pour les femmes de 15 à 34 ans du Québec, alors qu'elle est de 5,6% lorsque ces variables ne sont pas considérées. Ces deux valeurs sont significatives. Nous laissons au soin du lecteur de consulter le tableau 6 de Milligan (2005) pour plus de détails sur les résultats des régressions.

La nature du programme voulant qu'il soit plus avantageux d'avoir un troisième enfant, Milligan (2005) effectue la même analyse selon la parité des enfants afin de tester l'impact direct des allocations. Ses régressions lui permettent d'avancer que, pour les ménages qui n'avaient pas d'enfants, l'augmentation de la probabilité d'avoir un enfant sous le programme (par rapport à l'hypothèse contrefactuelle que le Québec aurait suivi la même tendance que le reste du Canada) est de 9,8%. Pour les ménages qui avaient déjà un enfant, cette augmentation est de 13,1% et pour ceux qui en avaient déjà deux, de 24,7%.

En remplaçant la variable d'interaction qui mesure l'effet d'être au Québec en 1996 par le montant de l'allocation en dollars, il trouve qu'une augmentation de 1 000\$ au programme sur 5 ans augmenterait le taux de fécondité de 2,6%. Milligan (2005) conclue lui-même en admettant que les femmes auraient pu changer volontairement le moment de leurs grossesses.

Parent et Wang (2007)

L'étude de Parent et Wang (2007) s'intéresse également à évaluer l'effet d'un programme d'allocation à la naissance au Québec sur le taux de fécondité, mais elle est basée par contre sur le programme qui a précédé les bébés bonus, soit le programme d'allocation familiale, instauré par le gouvernement canadien en 1945 et modifié en 1973. Au moment où le programme a été modifié, les provinces ont eu l'autorité de faire varier le taux par enfant qui était alors uniforme

à travers le pays. Seuls le Québec et l'Alberta ont modifié la structure de l'allocation. Le Québec a instauré une structure croissante en fonction de la parité de l'enfant. Parent et Wang (2007) exploitent donc cette différence de programme entre le Québec et le reste du Canada pour évaluer son impact à travers les différentes structures familiales.

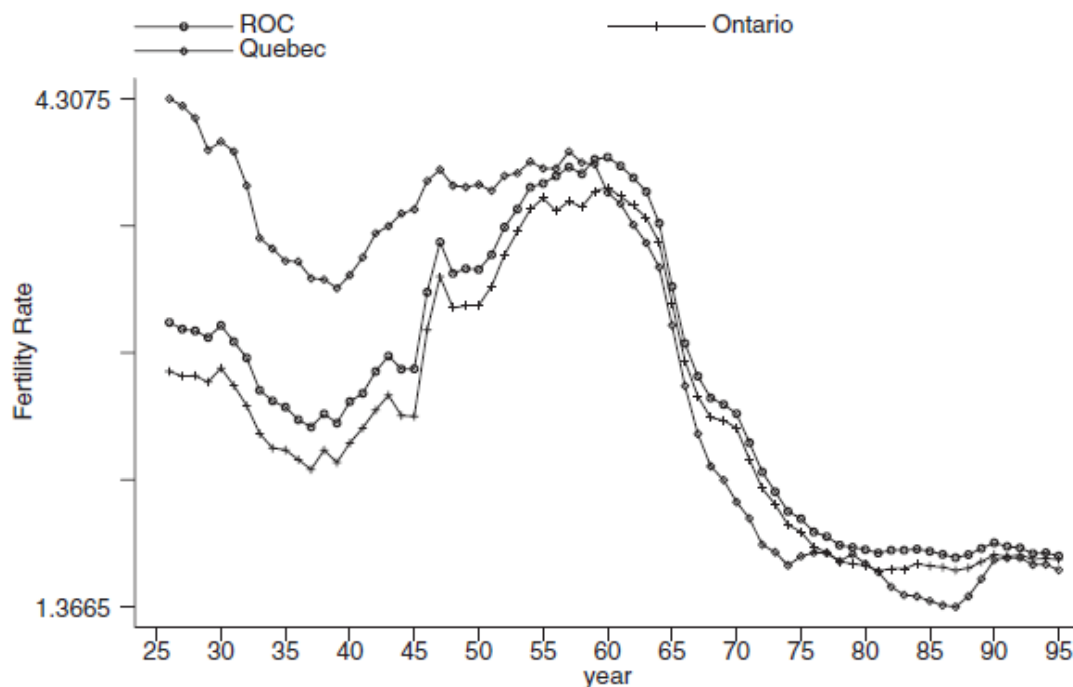
Afin de remettre le programme en contexte, la même échelle de Phipps (1998) est employée. Les allocations du gouvernement provincial et fédéral pour le Québec combinées représentaient une réduction de coût d'avoir un troisième enfant de 13,7% par rapport aux autres provinces, et de 20% pour un 4^e enfant. Pour les 1^{er} et 2^e enfants, la réduction relative au Québec est minime. Parent et Wang (2007) constatent une hausse du taux de fécondité au Québec par rapport au reste du Canada pendant les années du programme mais remettent en question le concept de taux de fécondité total et questionnent la nature de l'effet de cette hausse : est-ce un effet de tempo ou de quantum?

Parent et Wang (2007) reprennent le même calcul que Milligan (2005) pour estimer le taux de fécondité total par année. La figure 2 rapporte les tendances pour le Québec et pour le reste du Canada de 1925 à 1995. Les deux hausses de la fécondité au Québec identifiées pendant les deux programmes pro-nataux sont clairement visibles. Par contre, bien que Parent et Wang (2007) reconnaissent l'utilité d'observer ces taux de fécondité, ils mettent en garde que la façon de les calculer n'est fiable que si les comportements de fécondité des cohortes futures peuvent être prédits de façon précise par ceux des cohortes passées. Si les tendances de fécondité changent à travers le temps, on peut mal interpréter ces taux. Par exemple, on surestimera la fécondité de générations plus jeunes s'il y a un déclin de longue durée de la fécondité à travers les cohortes.

En conséquence, la différence majeure entre la méthodologie d'analyse de Parent et Wang (2007) et celle de Milligan (2005) est la prise en considération de l'évolution des cohortes dans l'estimé des paramètres de leurs modèles. Parent et Wang (2007) se basent sur les données des recensements de 1976, 1981, 1986 et 1991, à la fois. Deux sous-groupes sont sélectionnés pour mesurer les effets à court terme du programme d'allocation familiale : un composé de familles où les femmes ont de 25 à 34 ans et l'autre où les femmes ont de 30 à 39 ans. Afin d'évaluer les effets à long terme, les données de 1986 et 1991 sur les mêmes deux cohortes étudiées pour les

périodes de 1976 à 1981 sont utilisées. À ce moment, les familles à l'étude sont celles dont les femmes ont entre 35 et 44 ans et entre 40 et 49 ans en 1991.

Figure 2 : Taux de fécondité totaux (1925 à 1995)



Source : Parent, D. et Wang, L. (2007), p. 378

La même méthodologie de différences-en-différences que Milligan (2005) a utilisée est employée pour mesurer les impacts à court terme, avec la nuance de création de groupes d'âge de 25 à 34 ans et de 30 à 39 ans. Une troisième différence est également créée selon la composition de la famille, comme Milligan (2005). À partir de là, Parent et Wang (2007) émet l'hypothèse qu'il n'y a pas de tendances différentes parmi les familles qui ont deux enfants ou plus, qu'il n'y en aurait parmi les familles qui n'en ont pas.

Ensuite, Parent et Wang (2007) visent à trouver les effets à long terme en fixant les cohortes dans le modèle et en comparant les femmes de 35 à 44 ans ou de 40 à 49 ans en 1991 à ces mêmes femmes lorsqu'elles avaient 10 ans de moins en 1981. L'hypothèse d'identification de base est que les tendances de fécondité au Québec et au Canada auraient suivi des parcours parallèles en l'absence de l'intervention gouvernementale québécoise. Plusieurs tests sont réalisés pour valider les résultats.

Les résultats à court terme sont positifs et significatifs. La hausse des probabilités d'avoir un enfant par rapport au modèle contrefactuel où il n'y aurait pas de programme varie de 10% à 18% selon les spécifications pour les femmes de 25 à 34 ans. Pour les femmes de 30 à 39 ans, elle varie de 11% à 15%. Lorsque la structure de la famille est considérée, cette hausse grimpe de 26% à 55% pour les femmes de 25 à 35 ans ayant déjà deux enfants ou plus et de 33% à 69% pour les femmes de 30 à 39 ans ayant déjà deux enfants ou plus.

À long terme, Parent et Wang (2007) constatent que les familles québécoises ont connu une baisse relative de fécondité pendant la période de 1981 à 1991. Cette réduction est d'environ 12% lorsque les variables de contrôle ne sont pas prises en compte pour la cohorte qui avait de 25 à 34 ans et de 13% pour la cohorte qui avait de 30 à 39 ans pendant cette période. La magnitude de cette réduction aurait pu être affectée par le démarrage du programme de bébé bonus de 1988, c'est pourquoi Parent et Wang (2007) font également les régressions sur la période de 1981 à 1986. Les baisses relatives sont encore plus fortes.

Les familles ayant déjà deux enfants ou plus sont celles qui ont connu les baisses les plus significatives, allant d'environ 44% pour les cohortes de 25 à 34 ans à 64% pour les cohortes de 30 à 39 ans. Ce dernier constat suggère que la croissance de la fécondité par les familles québécoises à la fin des années 1970 provenait davantage d'un changement dans le moment des grossesses que de la taille désirée des familles. Afin de confirmer cette hypothèse, Parent et Wang (2007) estiment des modèles de cycles de fécondité où la variable dépendante est le nombre total d'enfants nés d'une femme selon les données du recensement. À la lumière des résultats, en accord avec les résultats obtenus précédemment, ils concluent que le programme d'allocations familiales différent au Québec n'a eu pour effet que de changer le moment des grossesses et non le nombre total d'enfants.

Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001)

L'étude de Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001) rejoint les deux précédentes dans la mesure où elle évalue l'impact des politiques pro-natales du gouvernement québécois à partir de 1986. Les conclusions concordent avec celles de Milligan (2005), à savoir que les allocations gouvernementales augmentent les probabilités pour les familles d'avoir un enfant. Plus les

incitatifs sont élevés, plus les probabilités augmentent. Par contre, Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001) concluent également que pour obtenir une réponse finale à la question de l'effet quantum versus l'effet tempo, il faudra comparer les cohortes du Québec et du reste du Canada qui ont eu leurs années de fécondité entre 1980 et 2000 lorsque leur cycle de fécondité aura été complété.

Ce qui diffère dans l'approche de Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001) est qu'en plus d'observer les taux de fécondité totaux, ils utilisent le taux de fécondité ajusté de Bongaarts and Feeney (1998), le « Tempo-adjusted total fertility rate »⁸. Ce taux ajusté a pour objectif de capter les effets de tempo et de quantum. Il prend en considération les augmentations d'âge moyen des femmes qui accouchent de différentes parités. Conçu comme si les femmes ne reportaient pas la décision d'avoir un enfant, ce taux de fécondité a pour hypothèse qu'il n'y a pas d'effet de générations sur les taux de fécondité.

Par ailleurs, l'approche des différences-en-différences entre le Québec et le reste du Canada est également utilisée par Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001). La principale différence est qu'elle est basée entièrement sur des données de l'état civil. Leur modèle empirique est un modèle de probabilité linéaire. Leurs résultats concordent avec ceux de Milligan (2005) mais avec moins de précision.

McIntosh (2011)

Cette revue de littérature se conclue avec une nouvelle contribution, celle de James McIntosh (2011) dans laquelle il propose un modèle qui peut servir à l'évaluation de politiques pro-natales actuelles sans avoir à attendre la fin du cycle de fécondité des cohortes concernées.

McIntosh (2011) fait suite à McIntosh (1999) où il revisite son modèle pour contrer un problème d'endogénéité. À la base, le modèle représente une fonction de probabilités qui permet d'estimer les comportements de reproduction des femmes avant la fin de leur cycle de fécondité, construit à partir d'une fonction de densité du nombre d'enfants désirés et d'un

⁸ Une méthode alternative, plus complexe, au taux de fécondité ajusté de Bongaarts et Feeney (1998) est celle de Kohler and Ortega (2002).

vecteur de caractéristiques personnelles. Dans la première version de cette fonction de probabilité, le fait qu'une femme ait fini d'avoir des enfants est traité comme un facteur exogène ou prédéterminé, comme si le nombre d'enfants qu'elle avait eu jusque là n'avait pas d'impact sur sa décision d'arrêter d'avoir des enfants. Or, il semble assez évident que cette prise de décision n'est pas exogène au nombre d'enfants conçus, c'est pourquoi dans sa deuxième version, sont expliqués à la fois la détermination du nombre d'enfants désirés ainsi que la décision de continuer ou non d'avoir des enfants.

McIntosh (2011) utilise son modèle à partir des données 2006 pour valider les résultats de Parent et Wang (2007). Si la politique avait été efficace, la fécondité aurait dû être supérieure au Québec que dans le reste du Canada avant l'année 2006, mais le résultat de leur comparaison des deux groupes révèle précisément le contraire, suggérant que les politiques pro-natales n'ont pas été fructueuses.

Nous avons présenté les principales études qui ont été menées au Québec au cours des dernières années sur la question de l'impact qu'ont les programmes d'allocations à la naissance sur le taux de fécondité. Les avis sont partagés, Milligan (2005) et Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001) pensent que ces programmes ont un effet positif réel sur la quantité d'enfants qu'ont les ménages exposés à ces incitatifs. Parent et Wang (2007) et McIntosh (2011) ne voient qu'un effet sur le moment de la prise de décision d'avoir un enfant. Milligan (2005) ainsi que Duclos, Lefebvre et Merrigan (2001) reconnaissent que leurs études gagneraient à être approfondies une fois les cycles de fécondité terminés des cohortes étudiées. C'est ce que nous faisons dans les prochaines sections, afin de trancher définitivement sur la question.

Modèles théoriques de décision de fécondité des ménages

Plusieurs modèles dynamiques ont été élaborés au cours des dernières décennies pour représenter les problèmes de décision de fécondité des ménages. À la base, selon Ermisch et Cigno (1989), la demande d'enfants est décrite par un modèle économique de la famille qui découle de l'optimisation de la fonction d'utilité des parents. Gustafsson (2001) fait l'état de la littérature sur ce sujet et défend que dans un modèle dynamique,

« l'utilité d'avoir un enfant en $t+1$ plutôt qu'en t doit être égale au ratio du coût d'opportunité d'avoir un enfant en $t+1$ plutôt qu'en t . En d'autres mots, avoir un enfant plus tôt augmenterait l'utilité des parents puisqu'ils peuvent passer plus de temps avec leurs enfants(...) Par contre, si le coût d'avoir un enfant plus tard diminue(...), le moment choisi de fécondité est le résultat d'une tension entre le désir d'avoir des enfants pour en profiter longtemps et le désir de les avoir au coût le plus bas. »⁹

Selon Hotz et al (1997), à un modèle d'optimisation des décisions sur le cycle de vie doivent s'ajouter des éléments dynamiques tel que les décisions de participation au travail des femmes, les choix d'investissement en capital humain et le caractère imprévisible de la reproduction.

Le coût d'option d'avoir un enfant à une période donnée est décomposé en trois fonctions selon Walker (1995) : le coût d'opportunité, les dépenses directes nettes et le retour non-reçu sur les investissements en capital humain auxquels on a renoncé. Le modèle de Walker (1995) fait état de la complexité et de la diversité des variables endogènes et exogènes qui entrent en jeu dans la prise de décision d'avoir un enfant. Cette fonction illustre également qu'une allocation à la naissance peut jouer un rôle sur la contrainte budgétaire et, ultimement, sur le coût d'option d'avoir un enfant en $t+1$ plutôt qu'en t .

⁹ Traduction libre de Gustafsson (2001), p. 233

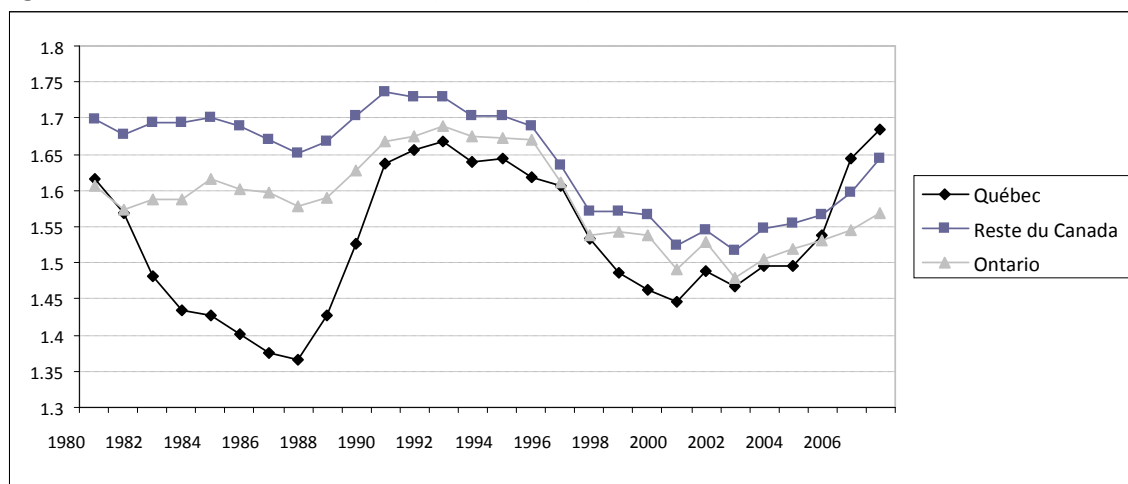
Chapitre 4 : DONNÉES

4.1 Statistiques de l'état civil

Tout comme Milligan (2005) et Parent et Wang (2007), une première analyse des données statistiques de l'état civil nous permet d'observer les tendances de fécondité à travers le Québec, l'Ontario et le reste du Canada entre 1980 et 2007. Les données proviennent des catalogues 84-204 de Statistique Canada pour les taux de fécondité de 1961 à 1974 et 84-210 pour ceux de 1975 à 1991 (les données sont disponibles jusqu'en 1995 dans ce catalogue). Nous avons également utilisé les tableaux CANSIM 102-4503 pour les naissances vivantes selon l'âge de la mère de 1991 à 2007 et CANSIM 051-0001 pour les populations de femmes selon l'âge.

Nous avons calculé le taux de fécondité de la même façon que Milligan (2005)¹⁰. La figure 3 illustre l'évolution du taux de fécondité total pour le Québec, l'Ontario et le reste du Canada. En examinant ce graphique, on peut affirmer à première vue que le Québec ne suivait pas la même tendance de fécondité que le reste du Canada, entre 1980 et 1984, ce qui a creusé l'écart entre le taux de fécondité du Québec versus le reste du Canada. Par contre, de 1984 à 1988, bien que l'écart entre les deux courbes soit grand, les deux suivent sensiblement la même tendance à la baisse, suivie d'une hausse à partir de 1988.

Figure 3 : Taux de fécondité totaux (1980 à 2007)

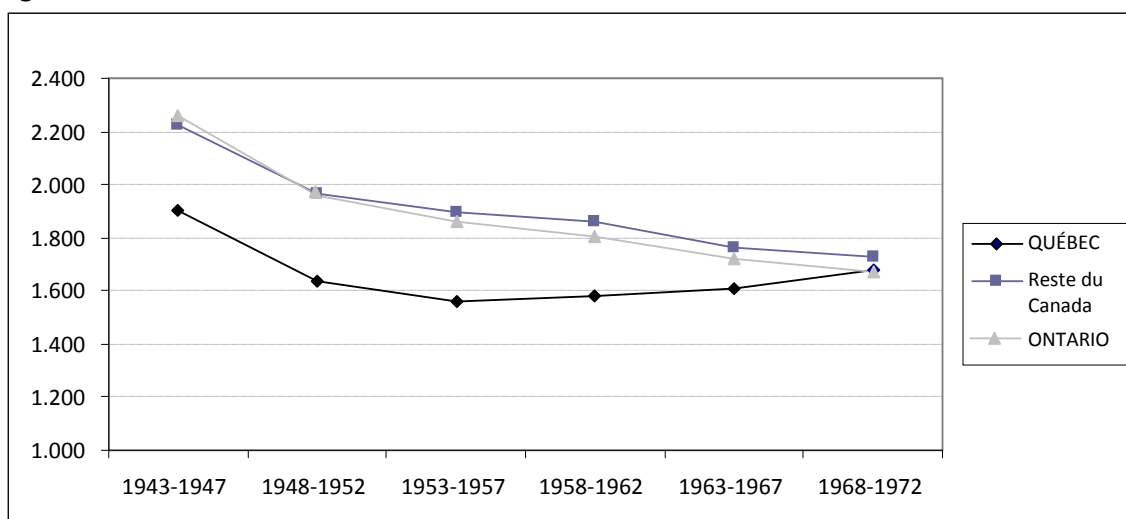


¹⁰ Voir chapitre 3, page 8.

Une hypothèse reliée à la chute de fécondité au Québec de 1984 à 1988 retrouvée dans la littérature, notamment dans Gauthier et Bujold (1994), est la croissance du taux de chômage chez les jeunes générations qui régnait au début des années 80 et la précarité des unions. Le nombre de mariages diminuait et le taux de divorce augmentait, ce qui n'offrait pas les meilleures conditions pour la procréation. Deux événements auraient pu provoquer la hausse du taux de fécondité à partir de 1987 : le début de la baisse du taux de chômage et le retour de la Loi sur la sécurité du revenu en 1988. Peut-être que le programme d'allocation à la naissance a contribué à rendre les conditions économiques favorables à la procréation et à inverser la tendance. Si c'était le cas, cela ne voudrait pas nécessairement dire qu'il a contribué à augmenter le nombre de naissances.

Si la hausse du taux de fécondité au Québec entre 1988 et 1991 n'était qu'un rattrapage, alors au net, les cohortes affectées par le programme n'auraient pas eu plus d'enfants que les cohortes du reste du Canada. Le graphique suivant représente la fécondité réalisée (de 15 à 39 ans) des femmes nées entre 1943 et 1972. Rien ne laisse supposer que la tendance était différente entre le Québec et le reste du Canada avant l'introduction du programme (soit les cohortes de 1943 et 1953). Par contre, on peut observer une légère hausse au Québec à partir des cohortes touchées par le programme, contrairement en Ontario et dans le reste du Canada où le taux a continué à diminuer légèrement.

Figure 4 : Fécondité réalisée entre 15 et 39 ans



En reprenant le tableau détaillé de Milligan (2005), complété avec les données plus récentes, nous pouvons examiner plus en détails les changements de comportement pendant la durée du programme de bébé bonus, dans le tableau 2. Les zones grisées sont les années où le programme était en vigueur (1992 et 1997) et le rectangle fait ressortir les cohortes « clés » pour notre étude. En effet, les cohortes nées après 1972 étaient trop jeunes au début du programme pour que l'impact soit important sur le taux de fécondité total et lorsqu'elles avaient atteint les âges de 20 à 24 ans, le programme arrivait à sa fin. Nous avons exclu le taux de natalité des cohortes ayant atteint l'âge de 40 à 44 ans puisque leur nombre, bien que croissant, reste minime.

Tableau 2: Taux moyen de naissances par 1000 femmes selon l'année de naissance de la mère

| Québec | 15-19 ans | 20-24 ans | 25-29 ans | 30-34 ans | 35-39 ans | 40-44 ans |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1943-1947 | 29.9 | 140.0 | 124.7 | 67.9 | 17.5 | 2.6 |
| 1948-1952 | 23.4 | 94.1 | 131.7 | 61.9 | 17.0 | 3.3 |
| 1953-1957 | 17.9 | 91.5 | 118.5 | 59.8 | 23.9 | 3.9 |
| 1958-1962 | 19.0 | 80.8 | 109.6 | 80.9 | 26.6 | 4.5 |
| 1963-1967 | 15.0 | 68.6 | 129.9 | 80.0 | 28.9 | 6.6 |
| 1968-1972 | 15.6 | 77.8 | 112.9 | 86.3 | 43.9 | |
| 1973-1977 | 17.7 | 67.6 | 105.9 | 108.7 | | |
| 1978-1982 | 15.5 | 55.3 | 114.7 | | | |
| 1983-1987 | 12.4 | 53.0 | | | | |
| 1988-1993 | 9.7 | | | | | |

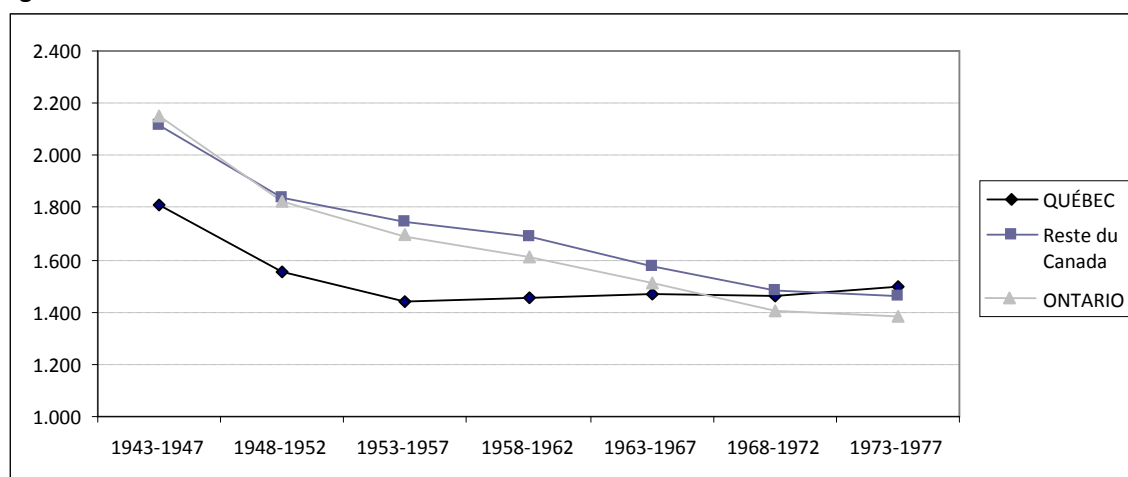
| Reste du Canada | 15-19 ans | 20-24 ans | 25-29 ans | 30-34 ans | 35-39 ans | 40-44 ans |
|-----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1943-1947 | 64.6 | 165.7 | 130.8 | 62.6 | 20.8 | 3.6 |
| 1948-1952 | 52.9 | 125.4 | 119.4 | 69.6 | 25.6 | 4.6 |
| 1953-1957 | 44.5 | 104.5 | 121.6 | 78.5 | 30.7 | 5.6 |
| 1958-1962 | 35.3 | 94.8 | 119.9 | 87.8 | 34.6 | 6.8 |
| 1963-1967 | 30.4 | 79.5 | 118.3 | 86.5 | 38.7 | 8.3 |
| 1968-1972 | 25.3 | 76.1 | 102.3 | 92.7 | 49.7 | |
| 1973-1977 | 28.1 | 63.6 | 95.6 | 105.2 | | |
| 1978-1982 | 21.5 | 53.9 | 97.6 | | | |
| 1983-1987 | 15.6 | 52.4 | | | | |
| 1988-1993 | 15.1 | | | | | |

Milligan (2005) soutenait que, puisque les cohortes à travers les âges avaient connu une croissance du taux de fécondité en 1992, cela donnait une première preuve de l'effet du programme. Or, on pourrait soutenir qu'il peut tout simplement s'agir d'un effet de rattrapage. Le taux ayant chuté chez les jeunes cohortes au début des années 80, il est naturel qu'il augmente chez les suivantes. Et puisque les cohortes en âge de fécondité au début des années

80 n'ont pas eu autant d'enfants, elles les ont eus lorsqu'elles ont atteint des âges plus avancés, ce qui s'est ajouté au taux historique de fécondité pour ces groupes d'âges. On pourrait également supposer que si tous les taux diminuent à travers les cohortes en 1997, c'est que l'équilibre est rétabli. Il est donc impossible de tirer une conclusion de causalité à partir de l'observation de ces statistiques.

On pourrait aussi supposer que si l'impact du programme était positif et permanent, il serait représenté comme un choc positif sur la courbe des fécondités réalisées avec une croissance pour les cohortes les plus concernées (de 1953 à 1967), suivi d'une baisse pour les cohortes suivantes. Seules les femmes de 20 à 24 ans de la cohorte de 1968-1972 ont été exposées au programme et pourtant, on remarque que la courbe continue d'augmenter avec cette cohorte, ce qui contredit l'effet permanent de l'impact et traduit plutôt une tendance à la hausse du taux de natalité, indépendante du programme. Il faudrait pouvoir suivre les cohortes suivantes pour plus de précision, ce que nous ne pouvons faire qu'avec les fécondités réalisées entre 15 et 34 ans. La figure 5 illustre les résultats. Nous constatons que la cohorte suivante suit la même tendance de croissance bien qu'elle n'ait pas été exposée au programme. On pourrait même supposer que cette croissance serait encore plus élevée en tenant compte du taux de naissance entre 34 et 39 ans puisque celui-ci n'a cessé de croître d'année en année, indépendamment du programme, tel que nous avons pu le constater au moyen du tableau 2.

Figure 5 : Fécondité réalisée entre 15 et 34 ans



Cette observation nous fournit une indication que le programme d'allocations n'a pas eu un effet causal si clairement défini, mais elle ne nous permet pas non plus de démontrer qu'il a eu

un effet transitoire. Si un effet de changement de moment dans la prise de décision d'avoir un enfant expliquait la hausse du taux de fécondité, on ne pourrait pas attribuer ce changement comme une conséquence du programme à la lecture du graphique. En effet, la cohorte de 1973-1977 avait entre 11 et 24 ans pendant le programme. Si elle avait accéléré sa décision de fécondation, à ce jeune âge, pour bénéficier du programme, elle n'aurait pas eu plus d'enfants au total et pourtant, le graphique indique qu'elle en a eu plus.

Une analyse des tendances du taux fécondité qui tienne compte des structures familiales et d'un vecteur de caractéristiques personnelles est nécessaire afin d'élucider la question. Seules les données de recensement nous offrent cette possibilité.

4.2 Données de recensement

Milligan (2005) ayant mesuré l'impact du programme à court terme en se basant sur les données de recensement de 1991 et 1996, nous reprenons ces données et les complétons en utilisant les données des recensements de 2006 pour mesurer l'impact à long terme, ainsi que les données de 1986 afin de suivre le cycle de fécondité complet d'une cohorte de femmes exposées au programme. Plus spécifiquement, nous utilisons les fichiers de microdonnées à grande diffusion du recensement pour les années 1986, 1991 et 1996. Ces fichiers représentent des échantillons d'environ 1% de la population pour le recensement de 1986, et 3% pour les recensements de 1991 et 1996.

À partir des fichiers famille des données de recensement de 1986, 1991 et 1996, nous pouvons observer le nombre d'enfants de moins de 6 ans dans la maison, selon la province. Cela revient donc à dire que ces enfants sont nés pendant la période qui précède le recensement. Bien que le programme ait débuté en 1988 et qu'il chevauche la période de recensement de 1991, nous pouvons supposer que le plus gros impact aurait été à partir de 1992, où les allocations étaient à leur maximum. Si l'impact du programme est significatif, le chiffre estimé sera inférieur à la réalité. Cette variable prend la valeur de 1 s'il y a présence d'un enfant de moins de 6 ans, et la valeur de 2 s'il y a deux enfants ou plus de moins de 6 ans. Les variables du nombre d'enfants de plus de 6 ans nous permettent d'extrapoler la parité des enfants nés pendant la période de recensement. La variable « nombre d'enfants dans une famille » nous permet de reconstituer le

nombre d'enfants dans chaque groupe d'âge jusqu'à concurrence de 6. C'est-à-dire que si le nombre d'enfants est de plus de 6 dans un groupe d'âge donné, il sera borné à 6.

Les fichiers famille des trois années nous fournissent également l'ensemble des caractéristiques personnelles des parents (âge du père, âge de la mère, degré de scolarité, revenus, langue maternelle, statut matrimonial, etc.) et respectent une certaine constance des variables d'une année à l'autre. Plusieurs manipulations ont toutefois été nécessaires afin d'harmoniser les variables et leur distribution d'une année à l'autre. Ces manipulations sont expliquées en annexe 1.

Les fichiers individuels de 1986 et 1991 fournissent de l'information sur la fécondité réelle. C'est-à-dire le nombre d'enfants nés vivants d'une femme. Malheureusement, cette information n'est pas disponible pour les années suivantes. Nous pouvons pallier à cette lacune en utilisant le nombre total d'enfants dans un ménage, donnée qui se retrouve dans l'ensemble des fichiers famille. Cette information nous permet de comparer le nombre relatif d'enfants dans une famille d'une année de recensement à l'autre et voir si la différence est significative. Cette option est un compromis pratique mais demeure moins fiable que le nombre d'enfants nés d'une femme puisque le nombre peut être gonflé, par exemple par les familles reconstituées.

À partir de 2006 par contre, Statistique Canada a fait une réorganisation des données et remplacé le fichier des familles et le fichier des individus par le fichier des particuliers et le fichier hiérarchique. Malheureusement, dans le cadre de cette réorganisation, les données reliées à la composition de la famille (soit le nombre d'enfants) ne figurent pas dans le fichier hiérarchique. Bien que le fichier des particuliers contienne plus d'informations liées aux enfants par rapport aux fichiers individuels antérieurs, il ne nous permet pas de recomposer la structure familiale. En effet, les variables d'enfants sont des variables binaires où la seule information que nous détenons est s'il y a présence ou non d'enfants d'un certain âge alors que dans les autres recensements, nous pouvons savoir combien d'enfants il y a dans chaque groupe d'âge (0, 1, 2, 3 ou plus). Les variables de caractéristiques sont également différentes. Par exemple, en sélectionnant uniquement les mères d'un certain âge, il n'est pas possible de traiter les variables liées à leur conjoint.


Nous avons donc dû utiliser le fichier global et confidentiel du recensement de 2006.¹¹ Ce fichier comprend 6 470 472 observations et 279 variables dont l'ensemble des variables qui nous intéressent, de façon encore plus détaillée que les années antérieures. Le fichier maître n'est pas organisé par famille mais par individus. Plusieurs manipulations ont été requises pour reconstituer les ménages, tel que détaillées en annexe 1.

Afin de créer les variables de taux de chômage moyens annuels, nous avons eu recours aux données de CANSIM, tableau 282-0002. Les taux sont les taux annuels par province à partir desquels nous avons fait les moyennes sur 6 ans, englobant les années préalables aux recensements correspondants.

4.3 Construction des échantillons

Notre analyse est conduite à travers différents espaces temporels et plusieurs sous-échantillons sont construits en fonction de l'âge des femmes dans les ménages. Puisque les tendances de fécondité changent à travers les groupes d'âge par exemple le taux de fécondité est croissant pour les femmes plus âgées depuis les dernières années et décroissant pour les femmes plus jeunes, comme nous l'avons vu au tableau 2 nous analysons l'impact du programme sur chaque groupe d'âge individuellement. Cela nous permet d'évaluer l'impact relatif du programme avec plus de précision, sans confondre l'effet des changements naturels de tendance. La barre grise représente les années où le programme était en vigueur. La partie plus foncée indique les années où le programme a atteint les allocations les plus élevées.

Tableau 3 : Âge des cohortes par échantillon

| Échantillon\Recensement | 1986 | 1991 | 1996 | 2001 | 2006 |
|-------------------------|---------|--|---------|------|---------|
| Programme : | |  | | | |
| Court terme #1 | | 15 à 24 | 15 à 24 | | |
| Court terme #2 | | 25 à 34 | 25 à 34 | | |
| Court terme #3 | | 35 à 44 | 35 à 44 | | |
| Long terme #1 | | | 15 à 24 | | 25 à 34 |
| Long terme #2 | | | 25 à 34 | | 35 à 44 |
| Cycle complet | 15 à 24 | | 25 à 34 | | 35 à 44 |

¹¹ Nous avons eu accès au fichier du recensement de 2006 à travers le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), dans le cadre d'un contrat de recherche pour l'utilisation de microdonnées signé avec Statistique Canada.

Pour l'ensemble des sous-échantillons, les femmes qui ont déménagé de province au cours des cinq années avant le recensement ont été exclues, car on ne peut identifier la province dans laquelle leur enfant serait né. De la même façon, les immigrants arrivés au cours des 5 années pré-recensement sont exclus. Les non-résidents ont également été exclus puisqu'ils n'étaient pas éligibles au programme. Les ménages compris dans les échantillons sont des couples mariés, des couples en union libre, des mères monoparentales ou des femmes célibataires. Les ménages où les hommes sont monoparentaux sont naturellement exclus. Finalement, les ménages pour lesquels il a été impossible de recomposer la structure familiale ont également été exclus.

Le tableau 4 résume les statistiques des variables clés de chaque cohorte à l'étude. Une version plus détaillée comprenant les variables de caractéristiques des ménages se trouve en annexe 2. La variable « A eu un enfant » est une variable binaire ayant la valeur 1 lorsqu'il y a présence d'au moins un enfant de moins de 5 ans. Les variables « Aucun », « Un » et « Deux enfants plus vieux ou plus » sont des variables binaires prenant la valeur 1 lorsqu'elles sont vraies et sont construites à partir du nombre d'enfants de plus de 5 ans. Les variables « Mariés » et « Union libre » sont des variables binaires construites à partir de la variable de structure de famille de recensement. La variable « Région urbaine » prend la valeur 1 lorsque la ville de recensement apparaît parmi les 19 grandes villes métropolitaines. La variable de « Revenu réel » est créée en additionnant les salaires, les revenus de travail autonome et les revenus d'investissement des hommes ainsi que les revenus d'investissement des femmes. L'indice des prix à la consommation, panier 2005¹², est utilisé pour calculer le revenu réel en dollars de 2002.

Les variables de caractéristiques additionnelles contenues en annexe 3 comprennent notamment les variables d'éducation, de langue maternelle, de statut d'immigration et d'âge. Les moyennes pour les hommes sont calculées sur le nombre d'observations où le ménage est un couple.

¹² CANSIM, tableau 326-00211

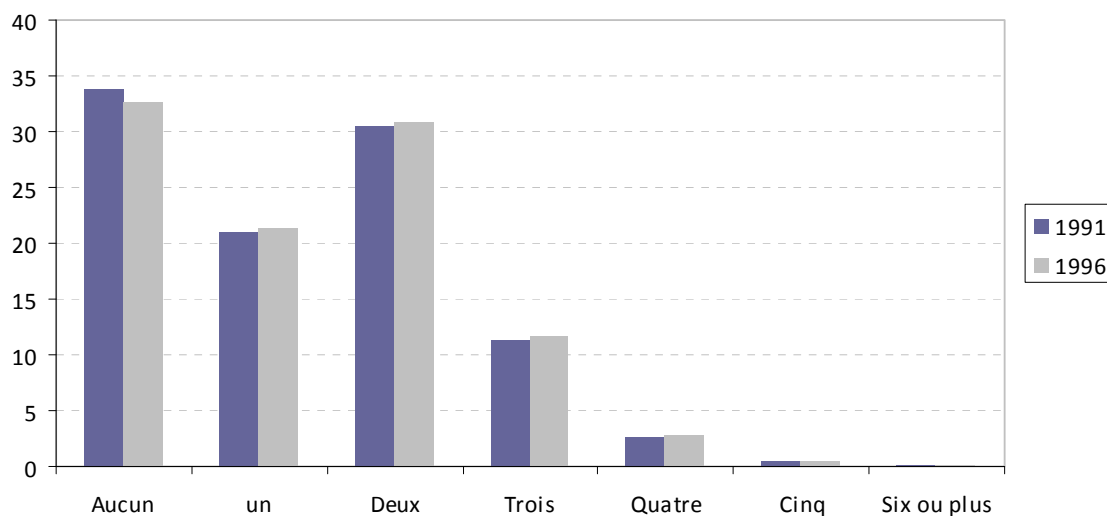
Tableau 4 : Statistiques des échantillons

| | 1986 | | | 1991 | | | 1996 | | |
|-----------------------------------|--------------------|--------|-----------------|--------|--------|-----------------|---------|--------|-----------------|
| | Canada | Québec | Reste du Canada | Canada | Québec | Reste du Canada | Canada | Québec | Reste du Canada |
| Cohorte: | 15 à 24 ans | | | | | | | | |
| <i>Observations totales</i> | 4,235 | 1,135 | 3,100 | 16,656 | 4,358 | 12,298 | 13,626 | 3,591 | 10,035 |
| Présence d'enfants (%) | 0.45 | 0.36 | 0.49 | 0.29 | 0.26 | 0.30 | 0.33 | 0.29 | 0.34 |
| Nb enfants | 0.63 | 0.46 | 0.69 | 0.40 | 0.34 | 0.43 | 0.46 | 0.40 | 0.48 |
| A eu un enfant (%) | 0.44 | 0.34 | 0.47 | 0.28 | 0.25 | 0.29 | 0.32 | 0.29 | 0.33 |
| Nb enfants - de 6 ans | 0.59 | 0.43 | 0.65 | 0.37 | 0.32 | 0.39 | 0.42 | 0.38 | 0.44 |
| Aucun enfant plus vieux (%) | 0.96 | 0.97 | 0.96 | 0.97 | 0.98 | 0.97 | 0.97 | 0.98 | 0.97 |
| Un enfant plus vieux (%) | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.01 | 0.03 |
| Deux enfant plus vieux ou + (%) | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Québec (%) | 0.27 | 1.00 | 0.00 | 0.26 | 1.00 | 0.00 | 0.26 | 1.00 | 0.00 |
| En couple (%) | 0.90 | 0.91 | 0.89 | 0.55 | 0.63 | 0.52 | 0.50 | 0.55 | 0.48 |
| Marriés (%) | | | | 0.28 | 0.19 | 0.31 | 0.20 | 0.11 | 0.23 |
| Union libre (%) | | | | 0.27 | 0.44 | 0.21 | 0.30 | 0.44 | 0.25 |
| Région urbaine (%) | 0.48 | 0.50 | 0.47 | 0.59 | 0.65 | 0.57 | 0.57 | 0.65 | 0.54 |
| Revenu réel (\$1,000, \$ de 2002) | 23,627 | 22,063 | 24,201 | 14,246 | 14,987 | 13,984 | 11,285 | 11,448 | 11,227 |
| Taux de chômage moyen (%) | 0.10 | 0.13 | 0.10 | 0.09 | 0.11 | 0.08 | 0.10 | 0.12 | 0.10 |
| Cohorte: | 25 à 34 ans | | | | | | | | |
| <i>Observations totales</i> | 57,847 | 15,940 | 41,907 | 48,972 | 12,883 | 36,089 | 222,360 | 52,420 | 169,940 |
| Présence d'enfants (%) | 0.64 | 0.63 | 0.65 | 0.64 | 0.64 | 0.64 | 0.80 | 0.80 | 0.80 |
| Nb enfants | 1.22 | 1.12 | 1.26 | 1.21 | 1.16 | 1.22 | 2.20 | 2.21 | 2.20 |
| A eu un enfant (%) | 0.47 | 0.46 | 0.47 | 0.48 | 0.50 | 0.47 | 0.47 | 0.47 | 0.47 |
| Nb enfants - de 6 ans | 0.67 | 0.64 | 0.68 | 0.68 | 0.70 | 0.68 | 0.67 | 0.65 | 0.67 |
| Aucun enfant plus vieux (%) | 0.65 | 0.67 | 0.64 | 0.66 | 0.69 | 0.66 | 0.65 | 0.67 | 0.64 |
| Un enfant plus vieux (%) | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.20 |
| Deux enfant plus vieux ou + (%) | 0.16 | 0.13 | 0.17 | 0.15 | 0.12 | 0.16 | 0.16 | 0.13 | 0.16 |
| Québec (%) | 0.28 | 1.00 | 0.00 | 0.26 | 1.00 | 0.00 | 0.24 | 1.00 | 0.00 |
| En couple (%) | 0.76 | 0.76 | 0.76 | 0.73 | 0.74 | 0.73 | 0.70 | 0.70 | 0.70 |
| Marriés (%) | 0.62 | 0.52 | 0.66 | 0.55 | 0.40 | 0.61 | 0.47 | 0.26 | 0.53 |
| Union libre (%) | 0.14 | 0.25 | 0.10 | 0.18 | 0.34 | 0.12 | 0.24 | 0.44 | 0.18 |
| Région urbaine (%) | 0.60 | 0.62 | 0.59 | 0.61 | 0.65 | 0.60 | 0.61 | 0.66 | 0.60 |
| Revenu réel (\$1,000, \$ de 2002) | 29,893 | 27,437 | 30,827 | 27,375 | 25,232 | 28,141 | 27,723 | 24,806 | 28,622 |
| Taux de chômage moyen (%) | 0.09 | 0.11 | 0.08 | 0.11 | 0.12 | 0.10 | 0.07 | 0.09 | 0.07 |
| Cohorte: | 35 à 44 ans | | | | | | | | |
| <i>Observations totales</i> | 58,848 | 16,103 | 42,745 | 60,610 | 16,138 | 44,472 | 373,855 | 85,855 | 288,000 |
| Présence d'enfants (%) | 0.79 | 0.76 | 0.79 | 0.78 | 0.76 | 0.79 | 0.89 | 0.89 | 0.89 |
| Nb enfants | 1.63 | 1.52 | 1.68 | 1.62 | 1.49 | 1.66 | 2.25 | 2.24 | 2.25 |
| A eu un enfant (%) | 0.16 | 0.14 | 0.17 | 0.19 | 0.17 | 0.20 | 0.21 | 0.18 | 0.22 |
| Nb enfants - de 6 ans | 0.20 | 0.16 | 0.22 | 0.24 | 0.22 | 0.25 | 0.28 | 0.23 | 0.29 |
| Aucun enfant plus vieux (%) | 0.27 | 0.28 | 0.26 | 0.29 | 0.30 | 0.28 | 0.29 | 0.28 | 0.29 |
| Un enfant plus vieux (%) | 0.23 | 0.24 | 0.23 | 0.23 | 0.25 | 0.23 | 0.24 | 0.25 | 0.24 |
| Deux enfant plus vieux ou + (%) | 0.50 | 0.47 | 0.51 | 0.48 | 0.44 | 0.49 | 0.47 | 0.47 | 0.47 |
| Québec (%) | 0.27 | 1.00 | 0.00 | 0.27 | 1.00 | 0.00 | 0.23 | 1.00 | 0.00 |
| En couple (%) | 0.79 | 0.76 | 0.80 | 0.77 | 0.74 | 0.78 | 0.76 | 0.74 | 0.76 |
| Marriés (%) | 0.71 | 0.64 | 0.74 | 0.67 | 0.56 | 0.71 | 0.61 | 0.43 | 0.67 |
| Union libre (%) | 0.08 | 0.12 | 0.06 | 0.10 | 0.18 | 0.07 | 0.15 | 0.30 | 0.10 |
| Région urbaine (%) | 0.60 | 0.62 | 0.59 | 0.60 | 0.63 | 0.59 | 0.62 | 0.65 | 0.61 |
| Revenu réel (\$1,000, \$ de 2002) | 38,147 | 33,369 | 39,947 | 35,000 | 30,401 | 36,669 | 37,424 | 33,105 | 38,711 |
| Taux de chômage moyen (%) | 0.09 | 0.11 | 0.08 | 0.11 | 0.12 | 0.10 | 0.07 | 0.09 | 0.07 |

Note 1: Le nombre d'observations est arrondi pour l'année 2006, afin de respecter les normes de confidentialité de Statistique Canada.

Afin d'illustrer la distribution du nombre d'enfants par femme, le graphique de la figure 6 présente le nombre d'enfants présents dans le ménage des femmes de 15 à 44 ans en 1991 et 1996.

Figure 6 : Distribution du nombre d'enfants présents chez les ménages où les femmes ont entre 15 et 44 ans (en pourcentage)



La section suivante détaille l'approche économétrique utilisée pour procéder à l'analyse de ces données, à court et long terme, et dégager les tendances de fécondité des cohortes exposées au programme de bébé bonus.

Chapitre 5 : MÉTHODOLOGIE

5.1 À court terme : en comparant les cohortes

La méthodologie empirique utilisée est sensiblement la même que celle employée par Parent et Wang (2007). En premier lieu, elle consiste en un modèle de différences-en-différences pour mesurer les impacts à court terme du programme sur les femmes du Québec par rapport aux femmes du reste du Canada, en utilisant les données de recensement de 1991 et 1996. C'est également l'approche utilisée par Milligan (2005). Nous appliquons l'équation :

$$C_{ig} = \beta_0 + \beta_1 Quebec_{ig} \times 1996_{ig} + \beta_2 Quebec_{ig} + \beta_3 1996_{ig} + \beta_4 X_{ig} + \varepsilon_{ig} \quad (1)$$

L'indice i représente la femme et l'indice g , le groupe d'âge auquel elle appartient (soit 25 à 34 ans ou 30 à 39 ans). C_{ig} est une variable binaire qui prend la valeur 1 s'il y a au moins un enfant de moins de 6 ans dans la maison, $Quebec_{ig}$ et 1996_{ig} indiquent si le ménage est au Québec et s'il est interviewé en 1996. Le paramètre d'intérêt est celui de l'interaction $Quebec_{ig} \times 1996_{ig}$ qui représente l'effet du changement du programme sur les femmes appartenant à un certain groupe. X_{ig} est un vecteur de caractéristiques du ménage. Un signe positif implique que la probabilité relative d'avoir un enfant au Québec pendant la période du programme est plus grande. La première étape consiste à évaluer les paramètres de ce modèle pour les femmes de 15 à 24 ans, de 25 à 34 ans et de 35 à 44 ans en 1991 et en 1996.

En plus des variables courantes utilisées par Milligan (2005) et Parent et Wang (2007) (revenu, éducation, origine, etc.), nous contrôlons aussi pour le chômage afin de tester l'hypothèse de causalité du chômage sur le taux de fécondité. Les données des recensements de 1991, 1996 et 2006 nous permettent également de contrôler pour le statut marital des ménages, ce que Parent et Wang (2007) ne pouvaient pas faire.

La même équation est également estimée pour les mêmes cohortes avec comme variable dépendante le nombre d'enfants de moins de 6 ans. Cette version est estimée par moindres carrés ordinaires ainsi que par Tobit pour contrer un biais potentiel, puisque notre variable dépendante a un point de masse à 0 et est bornée à 6. Si le coefficient du terme d'interaction est positif, alors le nombre relatif d'enfants nés pendant la période du programme est supérieur

au reste du Canada. L'usage du Tobit dans ce cas représente une solution d'angle mais pourrait nous donner des coefficients biaisés si le modèle est mal spécifié. Nous utilisons le test de spécification basé sur le modèle de Cragg¹³ pour vérifier si tel est le cas. Finalement, une méthode appropriée aux données de comptage, la méthode de Poisson, est également utilisée pour estimer les coefficients et compléter l'analyse.

La première équation est ensuite estimée pour chaque structure familiale, où le terme d'interaction devient $Québec_{ig} \times 1996_{ig} \times Zéro_{ig}$ pour estimer l'effet différentiel pour une famille n'ayant aucun enfant avant la période de recensement, $Québec_{ig} \times 1996_{ig} \times Un_{ig}$ pour une famille ayant 1 enfant et $Québec_{ig} \times 1996_{ig} \times Deux+_{ig}$ pour une famille ayant 2 enfants ou plus.

La condition première pour appliquer un modèle de différences-en-différences est de comparer un groupe de traitement à un groupe de contrôle qui présente la même tendance à la base et qui, on le suppose, aurait continué de suivre la même tendance s'il n'avait pas subi le traitement (alias, le programme d'allocations). Notre intuition est que c'était le cas entre le Québec et le reste du Canada (à partir de 1984), mais cette hypothèse est forte et pourrait être erronée étant donné le grand écart entre les taux de fécondité.

Comme Parent et Wang (2007), nous faisons une troisième différence pour pouvoir relâcher cette hypothèse en intégrant la composition de la famille. Puisque le programme est particulièrement généreux pour les troisièmes enfants et plus, son impact devrait être plus important pour les naissances à parités plus élevées. L'hypothèse de base devient donc qu'il n'y a pas de tendances différentes parmi les familles qui ont deux enfants ou plus, qu'il n'y en aurait parmi les familles qui n'en ont pas. Le groupe traitement devient donc les familles québécoises interviewées en 1996 qui ont déjà deux enfants. L'équation estimée est :

¹³ Le modèle de Cragg est un système de deux équations où la première estime la probabilité d'être au-dessus du point de censure et la deuxième est une régression tronquée de l'observation non-censurée. Le test de spécification consiste à estimer ce modèle par Probit et par régression tronquée, et à effectuer un test de ratio de vraisemblance pour évaluer s'il est statistiquement différent du modèle Tobit. On considère que le modèle contraint est le modèle Tobit et le modèle non-contraint est le modèle de Cragg. Si l'hypothèse nulle est rejetée, c'est dire que les deux modèles sont statistiquement différents, qu'on ne peut présumer que le modèle censuré suit la même distribution que le modèle non-censuré et que, par conséquent, le Tobit est mal spécifié (voir Greene (2002), p. 770-776).

$$C_{ig} = \beta_0 + \beta_1(1996_{ig} \times Quebec_{ig} \times Deux_{ig}) + \beta_2 Quebec_{ig} + \beta_3 1996_{ig} + \beta_4 Deux_{ig} + \beta_5(Quebec_{ig} \times Deux_{ig}) + \beta_6(1996 \times Quebec_{ig}) + \beta_7(1996 \times Deux_{ig}) + \varepsilon_{ig} \quad (2)$$

Puisque la variable dépendante est dichotomique, les équations (1) et (2) sont estimées par Probit. Comme le risque d'hétéroscédasticité dans les termes d'erreurs est élevé, dû au fait que nous utilisons des données de panel, nous utilisons des écart-types robustes ajustés pour la structure de groupe par province. Toutes les équations sont estimées en utilisant la variable de pondération correspondante. Finalement, le modèle n'étant pas linéaire, l'effet des termes d'interaction ne peut être interprété de la même façon que si le modèle était linéaire. Nous devons appliquer la méthode de différence croisée de Ai et Norton (2003) pour obtenir le vrai effet marginal des termes d'interaction. En pratique, lorsque les variables interagies sont binaires, l'effet d'interaction est la double (ou triple) différence discrète de la distribution cumulative normale.

La contribution de cette étude, par rapport à celle de Milligan (2005), est l'étude de l'impact du programme à long terme. Nous appliquons également une approche quasi-expérimentale mais cette fois, en fixant les cohortes, l'objectif étant de voir le changement relatif de la fécondité d'une même cohorte à travers le temps.

5.2 À long terme : en suivant les cohortes

Pour estimer les effets à long terme, nous reprenons les mêmes équations précédentes mais cette fois, nous utilisons les données des recensements 1996 et 2006 pour estimer les paramètres pour (1) la cohorte âgée de 15 à 24 ans en 1996 et 25 à 34 ans en 2006, et (2) la cohorte âgée de 25 à 34 ans en 1996 et 35 à 44 ans en 2006. Les équations de long terme deviennent :

$$C_{ig} = \beta_0 + \beta_1 Quebec_{ig} \times 2006_{ig} + \beta_2 Quebec_{ig} + \beta_3 2006_{ig} + \beta_4 X_{ig} + \varepsilon_{ig} \quad (3)$$

Le signe de variable d'interaction $Quebec_{ig} \times 2006_{ig}$ dans l'équation (3) détermine l'effet à long terme de la probabilité d'avoir un enfant entre 1996 et 2006 si on était au Québec, comparé au reste du Canada. Un signe négatif impliquerait une baisse relative du taux de fécondité au

Québec par rapport au reste du Canada. Si l'effet à court terme (équation (1)) est positif, nous pouvons supposer que les femmes de cette cohorte ont accéléré leur décision de fécondité mais le nombre net d'enfants qu'elles auraient eu n'a pas augmenté, ce qui engendre une baisse relative dans la période de recensement suivante. Il faudrait que l'effet négatif soit inférieur à l'effet positif de court terme pour qu'il y ait à la fois un effet de tempo et de quantum.

En étudiant le même modèle selon la structure familiale, nous pouvons observer la tendance selon la parité de l'enfant. Si le programme avait en effet fait augmenter le nombre d'enfants dans un ménage, nous devons nous attendre à ce que le signe du paramètre de $2006_{ig} \times Quebec_{ig} \times Deux_{ig}$ soit positif.

Finalement, la variable dépendante de notre modèle « A eu un enfant » ne nous permet pas de savoir combien d'enfants les ménages ont eu pendant la période de recensement. Nos résultats pourraient cacher un effet de quantité permanent si, en réalité, les ménages avaient eu beaucoup d'enfants pendant la période. Pour tester l'hypothèse d'effet de quantité, nous reprenons donc l'équation (3) mais remplaçons la variable dépendante par la variable « Nombre d'enfants de moins de 6 ans », variable que nous retrouvons, par déduction, dans l'ensemble des recensements. Nous estimons ce modèle pour les cohortes de 15 à 24 ans en 1996 et de 25 à 34 ans en 2006, et les cohortes de 25 à 34 ans en 1996 et de 35 à 44 en 2006.

Afin de suivre le cycle complet de fécondité des femmes, nous complétons l'analyse en utilisant les données de 1986 et nous comparons le nombre d'enfants dans une même cohorte à travers le temps, à court terme (1986 à 1996) et à long terme (1986 à 2006). La seule cohorte qui nous permette d'estimer ce modèle est la cohorte de 15 à 24 ans en 1986, de 25 à 34 ans en 1996 et de 35 à 44 en 2006. Il faut garder en tête que la variable du nombre total d'enfants est moins fiable que le nombre d'enfants nés d'une femme car elle peut cacher des changements dans les constitutions familiales qui feraient augmenter de façon exagérée le nombre d'enfants d'une famille reconstituée, au détriment de familles séparées. Par contre, rien ne laisse penser que cette tendance a changé entre 1986 et 2006. Si l'on parlait de précarité des unions à partir du début des années 1980 qui aurait fait chuter le taux de fécondité, cette tendance était déjà établie avant notre période d'analyse. Nous pensons donc que l'utilisation du nombre total d'enfants dans un ménage peut nous donner une bonne indication à savoir si le programme

d'allocations à la naissance a oui ou non provoqué un effet permanent sur le taux de fécondité des femmes québécoises.

Puisque la durée de 20 ans entre 1986 et 2006 pourrait engendrer un changement dans la composition des cohortes de femmes, nous estimons également ce même modèle en excluant les immigrantes de notre échantillon afin de diminuer ce risque. Les résultats de l'ensemble des estimations sont présentés et commentés dans la prochaine section.

Chapitre 6 : RÉSULTATS

6.1 À court terme : un franc succès chez les femmes de 25 à 44 ans

Le premier tableau, le tableau 5, présente les différences de tendance de fécondité entre 1991 et 1996 entre le Québec et le reste du Canada pour l'ensemble des femmes de 15 à 44 ans. Les moyennes rapportées en 1991 et 1996 sont les moyennes de la variable « a eu un enfant ». Les différences de tendance sont calculées en soustrayant la moyenne de 1991 à la moyenne de 1996. La différence-en-différence est la différence de tendance pour le Québec moins la différence de tendance pour le reste du Canada. L'augmentation en pourcentage est calculée en divisant la différence-en-différence par la somme de la moyenne pour le Québec en 1991 et la différence de tendance pour le reste du Canada. En somme elle représente l'augmentation de la fécondité au Québec par rapport à ce qu'elle serait si elle avait suivi la même tendance que dans le reste du Canada. La triple différence représente la différence de tendance entre les femmes qui ont deux enfants ou plus et les femmes qui n'ont aucun enfant. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses, sous leurs valeurs correspondantes. Des tableaux semblables par cohorte se trouvent en annexe 3.1.

Tableau 5 : Comparaison des tendances de fécondité chez les femmes de 15 à 44 ans

| Parité / Région | Moyenne | | Différence tendance (=96-91) | Dif-en-dif | Aug % | Triple diff. |
|--|--------------------|--------------------|------------------------------------|--------------------|----------|--------------------|
| | 1991 | 1996 | | | | |
| TOUTES LES FEMMES: 15 À 44 ANS | | | | | | |
| Toutes les parités | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.3184 (0.0016) | 0.3221 (0.0016) | 0.0037 (0.0022) | | | |
| Québec | 0.2940 (0.0024) | 0.3135 (0.0026) | 0.0195 (0.0035) | 0.0158 (0.0041) | 5.3% | |
| Aucun enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.3554 (0.0021) | 0.3621 (0.0022) | 0.0067 (0.0031) | | | |
| Québec | 0.3395 (0.0034) | 0.3587 (0.0036) | 0.0192 (0.005) | 0.0126 (0.0059) | 3.6% | |
| Un enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.4722 (0.0037) | 0.4682 (0.0038) | -0.0040 (0.0053) | | | |
| Québec | 0.4042 (0.0058) | 0.4138 (0.0061) | 0.0096 (0.0084) | 0.0136 (0.01) | 3.4% | |
| Deux enfants plus vieux ou plus | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.1608 (0.0022) | 0.1651 (0.0022) | 0.0042 (0.0031) | | | |
| Québec | 0.1216 (0.0033) | 0.1492 (0.0038) | 0.0276 (0.005) | 0.0234 (0.0059) | 18.6% | 0.0108 (0.0083) |

Le tableau 5 nous permet de constater que l'augmentation de la tendance de fécondité est positive pour l'ensemble des parités, et d'autant plus forte pour les femmes ayant déjà deux enfants plus vieux. Ce premier constat nous permet d'avancer l'hypothèse que le programme aurait pu effectivement influencer les décisions de conception des femmes visées, en conformité avec les résultats obtenus par Milligan (2005). Les régressions par groupes d'âge, et en fonction de différentes caractéristiques, nous permettent de pousser ce premier constat plus loin.

6.1.1 Résultats de régressions par Probit

Nos premiers résultats de régressions se trouvent dans le tableau 6. Les coefficients ont été estimés par Probit en utilisant le modèle (1) avec diverses combinaisons de variables, dont le terme d'interaction *Québec x 1996*, sur la variable dépendante « a eu un enfant ». Lorsqu'il n'y a aucune variable de contrôle (colonne 1), le terme d'interaction équivaut à la différence moyenne inconditionnelle de la fécondité au Québec en 1996 versus 1991. Ce n'est donc pas étonnant que les coefficients soient égaux aux valeurs des différences-en-différences trouvées dans les tableaux précédents (annexe 3.1). Par exemple, pour les femmes de 25 à 34 ans, la probabilité marginale d'avoir un enfant au Québec en 1996 est de 0,0327, ce qui représente une augmentation implicite dans la probabilité d'avoir un enfant de 7,04%. L'augmentation implicite de la probabilité d'avoir un enfant est calculée en divisant le coefficient du terme d'interaction par la somme du pourcentage de l'échantillon qui a eu un enfant et le coefficient de la variable binaire *1996*, qui reflète la tendance globale en 1996. C'est donc dire que les femmes de 25 à 34 ans ont une probabilité plus élevée de 7,04% d'avoir un enfant au Québec entre 1991 et 1996 que si elles avaient suivi la même tendance que le reste du Canada.

La deuxième colonne comprend des caractéristiques propres aux femmes (langue maternelle, éducation et origine). La troisième comprend les mêmes caractéristiques pour les hommes, ainsi que le revenu et s'il s'agit d'une région urbaine. Les coefficients de ces variables sont tous significatifs à l'exception du niveau secondaire pour les hommes et vont dans le sens espéré. Par exemple, plus le revenu augmente, plus la probabilité marginale d'avoir un enfant augmente, et plus elle diminue si le ménage vit en région urbaine. La quatrième colonne intègre les variables de contrôle pour le chômage et différencie les couples entre les mariages et les unions libres. Il est intéressant de constater que les mariages ont un coefficient de 0,29 alors qu'il est de 0,016

pour les unions libres. Les deux sont significatifs. Lorsqu'on ajoute la variable d'interaction *mariage x Québec*, l'effet marginal d'être marié sur la probabilité d'avoir un enfant diminue de 0.04 pour les femmes québécoises. 40% des femmes de 25 à 34 ans sont mariées au Québec en 1996 alors que 61% sont mariées dans le reste du Canada. La contrepartie est compensée par un taux plus élevé de femmes en union libre (34% versus 12%). Il est donc logique que le mariage ait moins d'impact sur les décisions de fécondité des femmes québécoises, mais cela veut aussi dire que le fait d'être en union libre a un effet marginal plus important pour elles sur la probabilité d'avoir un enfant que pour les femmes du reste du Canada.

Plus on ajoute des variables de contrôle, plus l'effet marginal de notre variable d'interaction augmente. Ainsi, avec le maximum de covariables, le coefficient du terme d'interaction est de 0,063, ce qui représente une augmentation implicite de 12,56%. Tous les coefficients des termes d'interaction pour les 25 à 34 ans sont significatifs à 5%. Ce qui n'est pas le cas pour les femmes de 15 à 24 ans.

En effet, pour les femmes de 15 à 24 ans, les termes d'interaction sont également positifs mais ne sont pas significatifs. Les coefficients de la variable binaire *1996* est par contre positif et significatif. On peut donc en déduire que la tendance de fécondité était à la hausse en 1996 pour les femmes de 15 à 24 ans, mais n'était pas différente au Québec par rapport au reste du Canada. Ce constat n'est pas surprenant puisque les femmes étaient très jeunes pour être visées par le programme. Très peu d'entre elles avaient déjà au moins un enfant, et encore moins deux ou plus.

Finalement, en ce qui concerne les femmes de 35 à 44 ans, le programme semble effectivement avoir influencé leurs probabilités d'avoir un enfant. Avec l'ensemble des variables de contrôle, l'augmentation relative serait de 8,73%. Pour une partie de cette cohorte, les années où le programme était en vigueur coïncident en grande partie avec leur dernière chance d'avoir un enfant. L'effet marginal positif pour ces femmes-là pourrait donc vraisemblablement signifier une augmentation du nombre d'enfants puisqu'il peut difficilement signifier qu'elles accélèrent leurs grossesses. Il serait possible qu'elles aient accéléré leur décision à l'intérieur de la fenêtre de 5 ans, mais cela ne se reflèterait pas dans le coefficient.

Tableau 6 : Résultats de régressions Probit à court terme par cohortes

| | 15 à 24 ans | | | |
|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Observations</i> | 30,282 | 30,282 | 30,282 | 30,282 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0022 | 0.0749 | 0.1276 | 0.1438 |
| Variables indépendantes | | | | |
| Québec | -0.0405 (0.0113) | -0.0114 (0.0143) | 0.0003 (0.0097) | 0.0007 (0.009) |
| 1996 | 0.0327 * (0.0094) | 0.0405 * (0.0115) | 0.0523 * (0.0125) | 0.0613 * (0.0097) |
| 1996 x Québec | 0.0027 (0.0095) | 0.0123 (0.0122) | 0.0188 (0.0131) | 0.0181 (0.0103) |
| Augmentation implicite de la probabilité d'avoir un enfant | 0.94% | 4.20% | 6.15% | 5.76% |
| Un enfant plus vieux | | 0.3578 * (0.0285) | 0.3183 * (0.0276) | 0.3108 * (0.03) |
| Deux enfants plus vieux ou + | | 0.3100 * (0.0814) | 0.2005 * (0.0777) | 0.2215 * (0.0811) |
| Femme immigrante | | 0.0119 (0.0234) | 0.0465 (0.0261) | 0.0376 (0.0269) |
| Femme francophone | | -0.0274 (0.029) | -0.0119 (0.0269) | -0.0001 (0.0263) |
| Femme anglophone | | -0.0238 (0.031) | 0.0173 (0.0282) | 0.0270 (0.0291) |
| Femme secondaire | | -0.0874 * (0.007) | -0.0978 * (0.0074) | -0.1046 * (0.007) |
| Femme post-secondaire | | -0.1992 * (0.0096) | -0.1965 * (0.0135) | -0.2045 * (0.0127) |
| Femme université | | -0.2822 * (0.0125) | -0.2684 * (0.0158) | -0.2725 * (0.0146) |
| Homme 25 à 34 ans | | | 0.1000 * (0.0162) | 0.0798 * (0.0165) |
| Homme 35 à 44 ans | | | 0.0712 * (0.0344) | 0.0777 * (0.0377) |
| Homme 45 ans et plus | | | -0.1148 * (0.0425) | -0.1362 * (0.0437) |
| Homme immigrant | | | 0.0063 (0.0151) | -0.0094 (0.0156) |
| Homme francophone | | | -0.0772 * (0.0159) | -0.0258 (0.024) |
| Homme anglophone | | | -0.0683 * (0.0105) | -0.0496 * (0.0154) |
| Homme secondaire | | | -0.0460 * (0.0135) | -0.0583 * (0.0152) |
| Homme post-secondaire | | | -0.0502 * (0.0071) | -0.0659 * (0.0072) |
| Homme université | | | -0.0933 * (0.0186) | -0.1143 * (0.0178) |
| En couple | | | 0.2459 * (0.0237) | |
| Union libre | | | | 0.1832 * (0.0364) |
| Marriés | | | | 0.3879 * (0.0401) |
| Marrié x Québec | | | | 0.0173 (0.0156) |
| Région urbaine | | | -0.0721 * (0.0113) | -0.0648 * (0.012) |
| Revenu réel | | | -0.0018 (0.0019) | -0.0068 * (0.0021) |
| Taux de chômage moyen | | | | 0.2474 (0.1906) |

Notes: Tous les paramètres sont des effets marginaux estimés par Probit, avec écart-types robustes ajustés en fonction de la structure groupée (par province) du terme résiduel. Les coefficients des termes d'interaction sont estimés par la méthode de Ai et Norton (2003) (voir section 6).

Tableau 6 : Résultats de régressions - Probit à court terme par cohortes (suite)

| | 25 à 34 ans | | | |
|---|-----------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Observations</i> | 106,819 | 106,819 | 106,819 | 106,819 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0002 | 0.0418 | 0.1223 | 0.1439 |
| Variables indépendantes | | | | |
| Québec | -0.0106 (0.0059) | -0.0175 * (0.0079) | -0.0002 (0.0095) | 0.0463 * (0.0232) |
| 1996 | 0.0002 (0.005) | 0.0026 (0.0054) | 0.0184 * (0.0064) | 0.0389 * (0.0103) |
| 1996 x Québec | 0.0327 * (0.005) | 0.0403 * (0.005) | 0.0398 * (0.0048) | 0.0631 * (0.0105) |
| Augmentation implicite de la probabilité d'avoir un enfant | 7.04% | 8.63% | 8.25% | 12.56% |
| Un enfant plus vieux | | 0.2040 * (0.016) | 0.1964177 * (0.0169) | 0.1872 * (0.021) |
| Deux enfants plus vieux ou + | | -0.1509 * (0.0109) | -0.1928 * (0.0077) | -0.2208 * (0.0128) |
| Femme immigrante | | 0.0414 * (0.008) | 0.0618 * (0.0115) | 0.0541 * (0.012) |
| Femme francophone | | -0.0494 * (0.0081) | -0.0342 * (0.0157) | -0.0279 (0.0146) |
| Femme anglophone | | -0.0557 * (0.0078) | -0.0146 (0.0149) | -0.0025 (0.0163) |
| Femme secondaire | | 0.0279 * (0.0091) | -0.0185 * (0.0082) | -0.0309 * (0.008) |
| Femme post-secondaire | | -0.0154 * (0.0055) | -0.0535 * (0.0053) | -0.0626 * (0.0056) |
| Femme université | | -0.1199 * (0.0067) | -0.1667 * (0.013) | -0.1775 * (0.013) |
| Homme 25 à 34 ans | | | 0.2050 * (0.0129) | 0.1412 * (0.0178) |
| Homme 35 à 44 ans | | | 0.1397 * (0.006) | 0.0766 * (0.007) |
| Homme 45 ans et plus | | | -0.0644 * (0.0159) | -0.0868 * (0.0104) |
| Homme immigrant | | | 0.0172 * (0.0067) | 0.0102 (0.0073) |
| Homme francophone | | | -0.0428 * (0.015) | 0.0235 (0.0204) |
| Homme anglophone | | | -0.0575 * (0.0106) | -0.0471 * (0.009) |
| Homme secondaire | | | 0.0161 (0.0087) | 0.0035 (0.0064) |
| Homme post-secondaire | | | 0.0296 * (0.0075) | 0.0176 * (0.0077) |
| Homme université | | | 0.0342 * (0.0043) | 0.0198 * (0.0043) |
| En couple | | | 0.1607 * (0.0132) | |
| Union libre | | | | 0.0168 (0.0254) |
| Marriés | | | | 0.2912 * (0.0151) |
| Marrié x Québec | | | | -0.0355 * (0.0114) |
| Région urbaine | | | -0.0627 * (0.0074) | -0.0639 * (0.0095) |
| Revenu réel | | | 0.0159 * (0.0016) | 0.0121 * (0.0017) |
| Taux de chômage moyen | | | | -0.6089 * (0.2085) |

Tableau 6 : Résultats de régressions - Probit à court terme par cohortes (fin)

| | 35 à 44 ans | | | |
|---|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Observations</i> | 119,458 | 119,458 | 119,458 | 119,458 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0028 | 0.0625 | 0.1458 | 0.1497 |
| Variables indépendantes | | | | |
| Québec | -0.0380 * | 0.0098 | 0.0184 * | 0.0570 * |
| | (0.0055) | (0.0054) | (0.005) | (0.0069) |
| 1996 | 0.0239 * | 0.0192 * | 0.0226 * | 0.0288 * |
| | (0.0057) | (0.0047) | (0.0037) | (0.0064) |
| 1996 x Québec | 0.0112 * | 0.0117 * | 0.0064 * | 0.0145 * |
| | (0.0059) | (0.0042) | (0.0014) | (0.0033) |
| Augmentation implicite de la probabilité d'avoir un enfant | 6.95% | 7.50% | 4.02% | 8.73% |
| Un enfant plus vieux | | 0.0671 * | 0.0451 * | 0.0399 * |
| | | (0.0056) | (0.0046) | (0.0033) |
| Deux enfants plus vieux ou + | | -0.1070 * | -0.1327 * | -0.1410 * |
| | | (0.0049) | (0.0046) | (0.0051) |
| Femme immigrante | | 0.0169 * | 0.0165 * | 0.0172 * |
| | | (0.0057) | (0.0061) | (0.0057) |
| Femme francophone | | -0.0892 * | -0.0676 * | -0.0694 * |
| | | (0.0051) | (0.0083) | (0.01) |
| Femme anglophone | | -0.0452 * | -0.0264 * | -0.0215 * |
| | | (0.0067) | (0.0071) | (0.0056) |
| Femme secondaire | | 0.0307 * | -0.0010 | -0.0023 |
| | | (0.0072) | (0.0032) | (0.0026) |
| Femme post-secondaire | | 0.0558 * | 0.0205 * | 0.0202 * |
| | | (0.0048) | (0.0023) | (0.002) |
| Femme université | | 0.1268 * | 0.0548 * | 0.0538 * |
| | | (0.0086) | (0.0026) | (0.0022) |
| Homme 25 à 34 ans | | | 0.2347 * | 0.2067 * |
| | | | (0.0175) | (0.0152) |
| Homme 35 à 44 ans | | | 0.0794 * | 0.0519 * |
| | | | (0.0161) | (0.0099) |
| Homme 45 ans et plus | | | -0.0782 * | -0.0971 * |
| | | | (0.0128) | (0.0074) |
| Homme immigrant | | | 0.0104 * | 0.0109 * |
| | | | (0.0034) | (0.0027) |
| Homme francophone | | | -0.0311 * | -0.0120 |
| | | | (0.0074) | (0.0091) |
| Homme anglophone | | | -0.0223 * | -0.0198 * |
| | | | (0.0069) | (0.0064) |
| Homme secondaire | | | 0.0181 * | 0.0174 * |
| | | | (0.0049) | (0.0045) |
| Homme post-secondaire | | | 0.0305 * | 0.0289 * |
| | | | (0.0031) | (0.0028) |
| Homme université | | | 0.0920 * | 0.0904 * |
| | | | (0.0048) | (0.0041) |
| En couple | | | 0.0832 * | |
| | | | (0.0167) | |
| Union libre | | | | 0.0618 |
| | | | | (0.0393) |
| Marriés | | | | 0.1227 * |
| | | | | (0.0114) |
| Marrié x Québec | | | | -0.0232 * |
| | | | | (0.0085) |
| Région urbaine | | | 0.0132 * | 0.0120 |
| | | | (0.0064) | (0.0065) |
| Revenu réel | | | 0.0020 * | 0.0015 * |
| | | | (0.0007) | (0.0007) |
| Taux de chômage moyen | | | | -0.3172 * |
| | | | | (0.1298) |

Nous avons également effectué les mêmes régressions que les précédentes, mais cette fois sur la variable dépendante « nombre d'enfants de moins de 6 ans ». Les résultats de ces régressions, estimées par OLS, par Tobit et par Poisson, pour les coefficients des variables

principales, se trouvent au tableau 7. L'ensemble des coefficients se trouve en annexe 3.2. Les colonnes (2) contiennent l'ensemble des variables de caractéristiques que l'on retrouve à la colonne (4) du tableau 6. Les coefficients du terme d'interaction *1996 x Québec* doivent être interprétés comme la variation du nombre d'enfants que les femmes du Québec ont eu par rapport au reste du Canada. Pour reprendre notre cohorte de 35 à 44 ans, avec l'ensemble des covariables, les femmes qui ont eu des enfants au Québec en ont eu 0,11 de plus que dans le reste du Canada, selon notre terme d'interaction estimé par Poisson.

Tableau 7 : Résultats de régressions MCO, Tobit et Poisson à court terme par cohortes

| | 15 à 24 ans | | | | | |
|--|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 30,282 | 30,282 | 30,282 | 30,282 | 30,282 | 30,282 |
| <i>R² (Pseudo R² pour Tobit)</i> | 0.0892 | 0.1694 | 0.0506 | 0.0973 | | |
| <i>Test de Cragg (Statistique T)</i> | | | 191,844 | 195,642 | | |
| Québec | -0.0209 (0.0221) | 0.0140 (0.0125) | -0.0748 (0.0711) | -0.0037 (0.048) | -0.0758 (0,0576) | -0.0100 (0,0557) |
| 1996 | 0.0566 * (0.0151) | 0.0825 * (0.0141) | 0.1895 * (0.049) | 0.2815 * (0.0418) | 0.1393 * (0,0374) | 0.2641 * (0,0439) |
| 1996 x Québec | 0.0226 (0.0143) | 0.0269 (0.0153) | 0.0698 (0.0476) | 0.0941 * (0.0436) | 0.0887 * (0,036) | 0.1260 * (0,0336) |
| Un enfant plus vieux | 0.5086 * (0.0443) | 0.4051 * (0.038) | 1.2197 * (0.1037) | 0.9223 * (0.0832) | 0.7379 * (0,053) | 0.4761 * (0,0401) |
| Deux enfants plus vieux ou + | 0.3920 * (0.0906) | 0.2557 * (0.0791) | 1.0328 * (0.2142) | 0.6329 * (0.1783) | 0.5956 * (0,1112) | 0.2876 * (0,0988) |
| Variables caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui | Non | Oui |
| | 25 à 34 ans | | | | | |
| <i>Observations</i> | 106,819 | 106,819 | 106,819 | 106,819 | 106,819 | 106,819 |
| <i>R² (Pseudo R² pour Tobit)</i> | 0.0401 | 0.1679 | 0.0198 | 0.0836 | | |
| <i>Test de Cragg (Statistique T)</i> | | | 1,070,734 | 1,044,737 | | |
| Québec | -0.0457 * (0.016) | 0.0458 (0.0323) | -0.0814 * (0.0313) | 0.1437 (0.0769) | -0.069181 * (0,0236) | 0.046836 (0,072) |
| 1996 | 0.0011 (0.0092) | 0.0573 * (0.0185) | 0.0058 (0.0183) | 0.1232 * (0.0341) | 0.001755 (0,0134) | -0.016222 (0,0182) |
| 1996 x Québec | 0.0752 * (0.0086) | 0.1065 * (0.0207) | 0.1486 * (0.0173) | 0.2092 * (0.0391) | 0.112044 * (0,0126) | 0.145954 * (0,0134) |
| Un enfant plus vieux | 0.1608 * (0.0214) | 0.0947 * (0.025) | 0.4372 * (0.0446) | 0.3073 * (0.0512) | 0.201632 * (0,0243) | 0.106402 * (0,0307) |
| Deux enfants plus vieux ou + | -0.3212 * (0.0101) | -0.4357 * (0.0134) | -0.6589 * (0.0322) | -0.8312 * (0.0389) | -0.579784 * (0,0278) | -0.741132 * (0,0329) |
| Variables caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui | Non | Oui |
| | 35 à 44 ans | | | | | |
| <i>Observations</i> | 119,458 | 119,458 | 119,458 | 119,458 | 119,458 | 119,458 |
| <i>R² (Pseudo R² pour Tobit)</i> | 0.0576 | 0.145 | 0.0453 | 0.109 | | |
| <i>Test de Cragg (Statistique T)</i> | | | 657,160 | 656,810 | | |
| Québec | 0.0066 (0.0089) | 0.0646 * (0.0104) | 0.0534 (0.0412) | 0.3878 * (0.0418) | 0.0038 (0,0342) | 0.1842 * (0,0501) |
| 1996 | 0.0274 * (0.0063) | 0.0429 * (0.0096) | 0.1431 * (0.0308) | 0.2150 * (0.0467) | 0.1149 * (0,0229) | -0.0052 (0,0477) |
| 1996 x Québec | 0.0144 * (0.0071) | 0.0162 (0.0096) | 0.1062 * (0.0342) | 0.1096 * (0.0471) | 0.1144 * (0,0243) | 0.1114 * (0,0148) |
| Un enfant plus vieux | 0.0388 * (0.0051) | -0.0048 * (0.0025) | 0.3395 * (0.019) | 0.1438 * (0.0097) | 0.1325 * (0,0096) | -0.0340 * (0,007) |
| Deux enfants plus vieux ou + | -0.1819 * (0.0169) | -0.2554 * (0.0214) | -0.9124 * (0.0306) | -1.1369 * (0.0288) | -0.9062 * (0,0315) | -1.1547 * (0,0282) |
| Variables caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui | Non | Oui |

Note: les paramètres sont les coefficients de régression, les écarts-types sont robustes, ajustés en fonction de la structure groupée du terme résiduel.

Les résultats de nos régressions par OLS, Tobit et Poisson vont dans le même sens, bien que les coefficients estimés par Tobit et Poisson soient généralement plus élevés (de façon absolue), ce qui était anticipé. Ils concordent également avec les résultats estimés par Probit. Pour les 15 à 24 ans, il y a un effet significatif au Québec en 1996 uniquement selon les estimations par Poisson (et avec toutes les covariables par Tobit) et l'effet est positif et significatif dans tous les cas de figure pour les cohortes de 25 à 34 ans.

Les statistiques T du test de spécification pour les modèles Tobit sont très élevées (191 844 et 195 642), nettement supérieures aux valeurs critiques de 19,7 et 40,1, selon la distribution χ^2 à 11 et 27 degrés de liberté respectivement et un seuil de 5%. Nous rejetons donc l'hypothèse nulle et supposons que les coefficients estimés par Tobit peuvent être biaisés.

En examinant les effets marginaux selon la parité, nous pouvons pousser l'analyse plus loin, en tenant compte de la structure croissante du programme d'allocations. Pour que les résultats soient cohérents, l'effet devrait être plus marqué chez les familles ayant déjà au moins 2 enfants, puisque l'allocation pour les enfants suivants est beaucoup plus généreuse.

6.1.2 Résultats de régressions par structure familiale

Le même modèle (1) a été utilisé pour effectuer les régressions par structure familiale. Il s'agit donc de différences-en-différences où la probabilité d'avoir un enfant au Québec en 1996 par rapport au reste du Canada est comparée pour : (1) les familles n'ayant pas d'enfants plus vieux, (2) les familles ayant un enfant plus vieux et (3) les familles ayant au moins deux enfants plus vieux. Les résultats principaux des régressions par Probit pour les trois groupes d'âges se trouvent dans le tableau 8. L'ensemble des coefficients de ces régressions se trouve à l'annexe 3.3. Les colonnes (2) du tableau 8 contiennent l'ensemble des variables de caractéristiques que l'on retrouve à la colonne (4) du tableau 6.

Pour les femmes de 15 à 24 ans, l'effet de la variable d'interaction n'est significatif que pour celles ayant déjà un enfant, avec une augmentation de la probabilité relative qu'elles aient eu un enfant de 16,5%. Il est important de garder en tête que l'échantillon de femmes qui avaient déjà deux enfants ou plus avant la période de recensement est très faible (41 sur 13 626 en

1996). Un changement de comportement de fécondité entraîne automatiquement une variation relative très élevée, tel qu'en fait foi l'augmentation de 107% lorsqu'aucune covariable n'est incluse dans le modèle. Dès qu'on ajoute les covariables habituelles, le terme d'interaction du coefficient d'interaction devient non significatif.

Pour les femmes de 25 à 34 ans, l'effet du programme serait relativement le même, qu'elles aient eu 1 enfant plus vieux ou 2 et plus. Pour ces femmes, la période de fécondité n'est pas terminée en 1996 et au moment du recensement, elles ignoraient que le programme prendrait fin l'année suivante. Pour que l'incitatif financier influence bel et bien leur décision d'avoir des enfants, il fallait qu'elles en aient au moins deux pour arriver au troisième. Or très peu de femmes avaient déjà 2 enfants avant la période de recensement (12% au Québec en 1996), il n'est donc pas étonnant que le coefficient relatif du terme *1996 x Québec x 2* ne domine pas plus.

Tableau 8 : Résultats de régressions Probit à court terme par cohortes, par structures familiales

| | 15 à 24 ans | | 25 à 34 ans | | 35 à 44 ans | |
|---------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 30,282 | 30,282 | 106,819 | 106,819 | 119,458 | 119,458 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0176 | 0.144 | 0.0334 | 0.1448 | 0.044 | 0.1498 |
| Québec | -0.0346 * | 0.0026 | 0.0009 | 0.0707 * | -0.0403 * | 0.0623 * |
| | (0.0105) | (0.0093) | (0.0062) | (0.0239) | (0.0044) | (0.0074) |
| 1996 | 0.0347 * | 0.0637 * | -0.0053 | 0.0323 * | 0.0287 * | 0.0326 * |
| | (0.0091) | (0.0099) | (0.0053) | (0.0108) | (0.009) | (0.0092) |
| 1996 x Québec x 0 | 0.0030 | 0.0081 | 0.0258 * | 0.0538 * | 0.0094 | 0.0047 |
| | (0.0091) | (0.0055) | (0.0053) | (0.0103) | (0.0111) | (0.0163) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 1.07% | 2.61% | 5.79% | 11.12% | 4.87% | 2.39% |
| 1996 x Québec x 1 | 0.0565 * | 0.0411 * | 0.0593 * | 0.0781 * | -0.0002 | 0.0025 |
| | (0.0241) | (0.0163) | (0.011) | (0.0171) | (0.0108) | (0.0132) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 9.78% | 6.50% | 9.58% | 11.87% | -0.08% | 0.95% |
| 1996 x Québec x 2 | 0.1951 * | 0.0380 | 0.0522 * | 0.0771 * | 0.0141 * | 0.0442 * |
| | (0.0601) | (0.0654) | (0.0066) | (0.0084) | (0.0026) | (0.0066) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 63.97% | 9.93% | 17.03% | 22.38% | 17.15% | 50.98% |
| dummy1* | 0.4525 * | 0.3595 * | 0.2404 * | 0.2078 * | 0.0649 * | 0.0423 * |
| | (0.0294) | (0.0379) | (0.012) | (0.0115) | (0.0048) | (0.0023) |
| dummy2* | 0.4479 * | 0.2964 * | -0.1275 * | -0.2230 * | -0.1085 * | -0.1380 * |
| | (0.0534) | (0.0731) | (0.0112) | (0.0095) | (0.0044) | (0.004) |
| Québec x 1 | -0.0588 * | -0.0440 | -0.0638 * | -0.0842 * | -0.0185 * | -0.0013 |
| | (0.0293) | (0.0319) | (0.012) | (0.0132) | (0.0051) | (0.002) |
| Québec x 2 | -0.3134 * | -0.2106 * | -0.0478 * | -0.0737 * | 0.0167 * | -0.0274 * |
| | (0.0528) | (0.0645) | (0.0113) | (0.0121) | (0.0041) | (0.0043) |
| 1996 x 1 | -0.0931 * | -0.0672 * | -0.0032 | -0.0010 | 0.0007 | 0.0057 * |
| | (0.0202) | (0.016) | (0.0081) | (0.0066) | (0.0024) | (0.0025) |
| 1996 x 2 | -0.1046 | -0.0556 | 0.0305 * | 0.0304 * | -0.0243 * | -0.0240 * |
| | (0.0653) | (0.0755) | (0.0094) | (0.0073) | (0.0103) | (0.0093) |
| Variables caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui | Non | Oui |

Notes: Tous les paramètres sont des effets marginaux estimés par Probit, avec écart-types robustes ajustés en fonction de la structure groupée du terme résiduel, où les groupes sont représentés par les provinces. Les coefficients des termes d'interaction sont estimés par la méthode de Ai et Norton (2003) (voir section 6).

Pour les femmes de 35 à 44 ans par contre, ce coefficient domine nettement, tel qu'anticipé, et représente une augmentation relative d'avoir un enfant de 51% pour les familles ayant déjà 2 enfants avant le programme. C'est d'ailleurs uniquement pour ces familles que le coefficient est significatif. Ce constat nous permet de croire que le programme a bel et bien réussi à encourager les femmes qui auraient arrêté d'avoir des enfants (à au moins 2) d'en avoir plus. Nous ne pouvons malheureusement pas suivre cette cohorte plus loin dans le temps, comme c'est le cas pour les deux autres, car elles auraient entre 45 et 54 en 2006. Nous aurions aimé pouvoir suivre leur comportement jusqu'en 2001, moment où les plus jeunes du groupe auraient complété leur cycle de fécondité, mais les recensements 1996 et 2001 regroupent les femmes par tranche de 10 ans. Nous ne pouvons donc pas créer d'échantillon de 40 à 50 ans en 2001. Nous devons donc nous contenter de suivre principalement la cohorte de 25 à 34 ans qui, somme toute, était la principale cohorte ciblée par le programme.

À titre de validation, nous avons également ajouté une triple différence à nos régressions. Puisque l'hypothèse de départ voulant que les tendances de fécondité soient semblables au Québec et dans le reste du Canada est assez forte, cela nous permet de la relâcher. Notre hypothèse devient donc que les tendances de fécondité entre les femmes ayant déjà deux enfants ou plus étaient les mêmes entre le Québec et le reste du Canada avant 1991.

6.1.3 Résultats de régressions de triple différence

Nous utilisons l'équation (2) pour estimer ce modèle par Probit et les résultats de nos régressions se trouvent au tableau 9. La variable dépendante est toujours la variable binaire « A eu un enfant ». On suppose ici que le groupe traitement, c'est-à-dire les femmes visées par le programme de bébé bonus, représente les femmes québécoises en 1996 qui ont déjà deux enfants ou plus. Le coefficient du terme d'interaction $96xQCx2$ doit être interprété comme la probabilité marginale que le groupe traitement ait plus d'enfants.

Les résultats nous permettent avant tout de confirmer la validité de notre hypothèse que le Québec et le reste du Canada auraient suivi la même tendance sans la présence du programme, et que les hausses des taux de fécondité au Québec ne sont pas dues à une raison sous-jacente spécifique au Québec.

Tableau 9 : Résultats de régressions Probit à court terme par cohortes, modèle de triple différences

| | 15 à 24 ans | | | |
|--------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Observations</i> | 29,523 | 29,523 | 29,523 | 29,523 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0037 | 0.0633 | 0.1185 | 0.1352 |
| 1996 x Québec x 2 plus vieux | 0.1921 * (0.0653) | 0.1059 (0.0591) | 0.0259 (0.0851) | 0.0134 (0.0968) |
| <i>Variables de caractéristiques</i> | <i>Aucune</i> | <i>Femmes</i> | <i>Hommes</i> | <i>Tous</i> |
| | 25 à 34 ans | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>N</i> | 86,532 | 86,532 | 86,532 | 86,532 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0071 | 0.0194 | 0.1051 | 0.1286 |
| 1996 x Québec x 2 plus vieux | 0.0264 * (0.0091) | 0.0198 * (0.0092) | 0.0194 * (0.007) | 0.0105 (0.0087) |
| <i>Variables de contrôle</i> | <i>Aucune</i> | <i>Femmes</i> | <i>Hommes</i> | <i>Tous</i> |
| | 35 à 44 ans | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>N</i> | 91,781 | 91,781 | 91,781 | 91,781 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0288 | 0.0421 | 0.1160 | 0.1193 |
| 1996 x Québec x 2 plus vieux | 0.0048 (0.0102) | 0.0063 (0.0090) | 0.0091 (0.0078) | 0.0092 (0.0095) |
| <i>Variables de contrôle</i> | <i>Aucune</i> | <i>Femmes</i> | <i>Hommes</i> | <i>Tous</i> |

Notes: Tous les paramètres sont des effets marginaux estimés par Probit, avec écart-types robustes ajustés en fonction de la structure groupée (par province) du terme résiduel. Les coefficients des termes d'interaction sont estimés par la méthode de Ai et Norton (2003) (voir section 6).

Les résultats abondent dans le même sens que nos régressions de différences-en-différences. Les coefficients sont presque tous significatifs pour les femmes de 25 à 34 ans et sont positifs mais non significatifs pour les autres groupes. C'est donc dire qu'au moins les femmes de 25 à 34 ans, soit celles qui étaient spécifiquement visées par le programme, ont bel et bien eu plus d'enfants. Il reste maintenant à déterminer si cette hausse est un effet temporel ou si elles en ont eu effectivement plus qu'elles n'en auraient eu sans le programme. La section suivante relate les résultats de l'analyse que nous avons faite en suivant les mêmes cohortes à travers le temps.

6.2 À long terme : des enfants nés plus vite

Afin de donner le ton, le tableau 10 présente les différences de tendance de fécondité en suivant deux cohortes à travers le temps : (1) les femmes qui avaient de 15 à 24 ans en 1996 et de 25 à 34 en 2006 et (2) les femmes qui avaient de 25 à 34 ans en 1996 et de 35 à 44 ans en 2006.

Au premier coup d'œil, on peut facilement constater que les femmes du Québec de 15 à 24 ans ont ensuite connu une croissance de la fécondité de 9,3% par rapport à si elles avaient suivi la même tendance que dans le reste du Canada; cette augmentation monte à 60,5% pour les femmes ayant déjà deux enfants ou plus. À l'inverse, les femmes du Québec de 25 à 34 ans ont ensuite connu une baisse de 26,2% par rapport à si elles avaient suivi la même tendance que les femmes dans le reste du Canada, baisse qui est partagée de façon assez équilibrée entre les différentes parités.

Tableau 10 : Comparaison de la fécondité à travers le temps, par juridiction et par parité

| Parité / Région | Moyenne | | Différence tendance (=06-96) | Dif-in-dif | % Aug |
|---|--------------------|--------------------|------------------------------------|---------------------|--------|
| | 1996 | 2006 | | | |
| COHORTE : 15 à 24 ans en 1996 et 25 à 34 ans en 2006 | | | | | |
| Toutes les parités | | | | | |
| Reste du Canada | 0.3256 (0.0047) | 0.4611 (0.0014) | 0.1355 (0.0049) | | |
| Québec | 0.2889 (0.0076) | 0.4637 (0.0025) | 0.1749 (0.008) | 0.0394 (0.0093) | 9.3% |
| Aucun enfant plus vieux | | | | | |
| Reste du Canada | 0.3134 (0.0047) | 0.4267 (0.0017) | 0.1132 (0.005) | | |
| Québec | 0.2834 (0.0076) | 0.4348 (0.0029) | 0.1514 (0.0081) | 0.0381 (0.0095) | 9.6% |
| Un enfant plus vieux | | | | | |
| Reste du Canada | 0.6732 (0.0268) | 0.6434 (0.0031) | -0.0299 (0.027) | | |
| Québec | 0.6346 (0.0668) | 0.6390 (0.0055) | 0.0044 (0.067) | 0.0342 (0.0722) | 5.7% |
| Deux enfants plus vieux ou plus | | | | | |
| Reste du Canada | 0.6571 (0.0802) | 0.3739 (0.0036) | -0.2833 (0.0803) | | |
| Québec | 0.5000 (0.2041) | 0.3478 (0.0069) | -0.1522 (0.2042) | 0.1310 (0.2195) | 60.5% |
| COHORTE : 25 à 34 ans en 1996 et 35 à 44 ans en 2006 | | | | | |
| Toutes les parités | | | | | |
| Reste du Canada | 0.4747 (0.0026) | 0.2217 (0.0009) | -0.2529 (0.0028) | | |
| Québec | 0.4968 (0.0044) | 0.1799 (0.0015) | -0.3168 (0.0046) | -0.0639 (0.0054) | -26.2% |
| Aucun enfant plus vieux | | | | | |
| Reste du Canada | 0.4452 (0.0032) | 0.2906 (0.0018) | -0.1546 (0.0037) | | |
| Québec | 0.4720 (0.0053) | 0.2339 (0.003) | -0.2381 (0.0061) | -0.0835 (0.0071) | -26.3% |
| Un enfant plus vieux | | | | | |
| Reste du Canada | 0.6807 (0.0057) | 0.3471 (0.0021) | -0.3336 (0.006) | | |
| Québec | 0.6782 (0.0095) | 0.2808 (0.0035) | -0.3974 (0.0101) | -0.0638 (0.0118) | -18.5% |
| Deux enfants plus vieux ou plus | | | | | |
| Reste du Canada | 0.3504 (0.0063) | 0.1154 (0.001) | -0.2350 (0.0064) | | |
| Québec | 0.3581 (0.012) | 0.0928 (0.0017) | -0.2653 (0.0121) | -0.0303 (0.0137) | -24.6% |

Tel qu'anticipé, les résultats de la colonne différence-en-différence équivalent aux coefficients des termes d'interaction que nous avons estimés par Probit en utilisant l'équation (4), sans autres variables de contrôle.

6.2.1 Résultats de régressions par Probit à long terme

La présente section présente les résultats des régressions par Probit à long terme à la fois pour l'ensemble des parités et par structure familiale. Les tableaux 11 et 12 présentent les coefficients des termes d'interaction qui nous intéressent. L'ensemble des coefficients se trouvent aux annexes 3.4 et 3.5.

Tableau 11 : Résultats de régressions Probit à long terme en suivant les cohortes

| | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | | | | 25 à 34 ans en 1996 35 à 44 ans en 2006 | | | |
|--------------------------------------|--|-----------------|-----------------|-----------------|--|------------------|------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Observations</i> | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0144 | 0.0493 | 0.1229 | 0.1408 | 0.0641 | 0.1041 | 0.1788 | 0.1889 |
| Québec | -0.0405 * | -0.0273 * | -0.0146 | -0.0005 | 0.0203 * | 0.0466 * | 0.0590 * | 0.1089 * |
| | (0.0135) | (0.0097) | (0.0144) | (0.015) | (0.0066) | (0.0092) | (0.0093) | (0.0073) |
| 2006 | 0.1352 * | 0.1488 * | 0.0647 * | 0.0494 * | -0.2518 * | -0.2345 * | -0.1846 * | -0.2020 * |
| | (0.0079) | (0.007) | (0.0042) | (0.0087) | (0.0098) | (0.0121) | (0.0065) | (0.0095) |
| 2006 x Québec | 0.0394 * | 0.0355 * | 0.0513 * | 0.0826 * | -0.0639 * | -0.0711 * | -0.0511 * | -0.0778 * |
| | (0.0078) | (0.0077) | (0.0067) | (0.0062) | (0.0096) | (0.0086) | (0.0053) | (0.0079) |
| Augmentation implicite % | 9.3% | 8.1% | 14.5% | 24.4% | -26.1% | -27.1% | -16.4% | -26.4% |
| <i>Variables de caractéristiques</i> | <i>Aucune</i> | <i>Femmes</i> | <i>Hommes</i> | <i>Tous</i> | <i>Aucune</i> | <i>Femmes</i> | <i>Hommes</i> | <i>Tous</i> |

Notes: Tous les paramètres sont des effets marginaux estimés par Probit, avec écart-types robustes ajustés en fonction de la structure groupée (par province) du terme résiduel. Les coefficients des termes d'interaction sont estimés par la méthode de Ai et Norton (2003). Le nombre d'observations est arrondi pour les données de 2006 afin de respecter les normes de confidentialité de Statistique Canada.

Examinons en premier lieu les résultats pour les femmes qui avaient entre 15 à 24 ans en 1996. À court terme, nous avons trouvé que le programme ne semblait pas avoir d'impact significatif sur leur décision de fécondité. Cela n'était pas surprenant puisqu'elles étaient très jeunes pour bénéficier du programme, et n'étaient pas forcément la clientèle visée. Mais cette même cohorte, 10 ans plus tard, a entre 9,3% et 24,4% d'augmentation de probabilité relative d'avoir eu un enfant au Québec, selon les variables de contrôle. Une hypothèse serait d'attribuer cette hausse au programme des garderies subventionnées qui a remplacé le programme des bébé bonus, ou encore à une réaction plus forte au Québec suite aux changements apportés au programme d'assurance-emploi en 2000. En Décembre 2000, le gouvernement du Canada a modifié la *Loi sur l'assurance-emploi* de sorte que les congés parentaux pouvaient être

augmentés de 10 à 35 semaines. Les congés de maternité payés passaient donc de 6 mois à 1 an. Selon une étude de Statistiques Canada¹⁴, le Québec est la deuxième province, après l'Alberta, à avoir connu la plus grande hausse (10,5%) du nombre moyen de femmes touchant chaque mois des prestations d'assurance-emploi de maternité entre 2000 et 2002.

Si nous regardons par structure familiale, l'augmentation relative est significative pour les femmes qui n'avaient pas d'enfants avant la période de recensement et pour les femmes qui en avaient deux ou plus (lorsqu'on ajoute les variables de contrôle habituelles). L'interprétation des termes d'interaction diffère un peu lorsque nous suivons une cohorte plutôt qu'en comparant deux cohortes du même âge, à deux périodes différentes. Dans ce cas-ci, en suivant une femme de 15 à 24 ans qui n'avait pas d'enfants plus vieux jusqu'à 25 à 34 ans en 2006, on fixe également le fait qu'elle n'ait pas d'enfants plus vieux. C'est donc dire qu'une femme qui n'a toujours pas eu d'enfants entre 1991 et 2001 a 22% plus de chances d'en avoir eu entre 2001 et 2006 au Québec que dans le reste du Canada.

Les coefficients des termes d'interaction sont non significatifs pour les cohortes ayant déjà un enfant et pour les cohortes ayant deux enfants et plus (sauf lorsqu'on ajoute des variables de contrôle à cette dernière). Ces coefficients ne nous intéressent pas beaucoup. La taille des échantillons de 15 à 24 ans ayant déjà un ou deux enfants ou plus avant la période de recensement de 1996 est tellement faible que tout changement de comportement peut entraîner une variation relative élevée mais ne nous permet pas de dégager une tendance.

Les résultats de la cohorte qui avait 25 à 34 ans en 1996 et 35 à 44 ans nous intéressent davantage puisqu'ils relatent de façon plus précise l'impact du programme des bébé bonus. Toutes parités confondues, les résultats présentés au tableau 11 suggèrent que la probabilité relative pour les femmes du Québec d'avoir eu un enfant entre 2001 et 2006 a diminué d'environ 26% par rapport au reste du Canada. La tendance était à la baisse pour l'ensemble du Canada, ce qui semble logique puisque la majorité des femmes ont leurs enfants à de plus jeunes âges, mais cette tendance est statistiquement d'autant plus forte au Québec. Ce constat nous permet de croire que les femmes du Québec auraient pu accélérer leur décision d'avoir un enfant sous le programme. En effet, si elles ont eu plus d'enfants plus tôt, tel que le suggéraient

¹⁴ Pérusse, Dominique (2003), « Les nouvelles prestations de maternité et parentales », p. 14-18

les coefficients positifs à court terme, mais qu'elles ont également arrêté plus tôt d'en avoir, cela impliquerait une baisse relative de la probabilité qu'elles aient ensuite des enfants à un âge plus avancé. C'est ce que nous observons à la première lecture des résultats. Gardons en tête qu'il peut y avoir un effet de quantité lié aux programmes qui ont suivi le programme des bébé bonus et que malgré cela, la tendance est tout de même à la baisse.

Tableau 12 : Résultats de Probit à long terme en suivant les cohortes, par structures familiales

| | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | | 25 à 34 ans en 1996 35 à 44 ans en 2006 | |
|---------------------------------|--|-----------------|--|------------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| | <i>Observations</i> | 235,980 | 235,980 | 422,820 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0347 | 0.1417 | 0.1039 | 0.1941 |
| Québec | -0.0335 * | 0.0015 | 0.0244 * | 0.1248 * |
| | (0.0139) | (0.0156) | (0.0063) | (0.0097) |
| 2006 | 0.1154 * | 0.0538 * | -0.1481 * | -0.1083 * |
| | (0.0066) | (0.0101) | (0.0156) | (0.0129) |
| 2006 x Québec x 0 | 0.0381 * | 0.0758 * | -0.0835 * | -0.0861 * |
| | (0.0064) | (0.0069) | (0.016) | (0.0176) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 9.6% | 22.5% | -25.8% | -23.7% |
| 2006 x Québec x 1 | 0.0342 | 0.0296 | -0.0638 * | -0.0220 * |
| | (0.0211) | (0.0186) | (0.0068) | (0.0026) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 5.7% | 5.0% | -18.5% | -5.7% |
| 2006 x Québec x 2 | 0.1310 | 0.2632 * | -0.0303 * | -0.0648 * |
| | (0.0962) | (0.1151) | (0.0102) | (0.0069) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 59.6% | 115.3% | -26.2% | -41.8% |
| dummy1* | 0.3575 * | 0.2834 * | 0.2294 * | 0.2254 * |
| | (0.0233) | (0.0311) | (0.0171) | (0.0164) |
| dummy2* | 0.3406 * | 0.2051 | -0.0864 * | -0.1239 * |
| | (0.1023) | (0.1361) | (0.0114) | (0.007) |
| Québec x 1 | 0.0028 | 0.0166 | -0.0236 | -0.0129 |
| | (0.0213) | (0.0256) | (0.017) | (0.0148) |
| Québec x 2 | -0.0984 | -0.2023 | -0.0178 | -0.0429 * |
| | (0.087) | (0.1096) | (0.0103) | (0.0065) |
| 2006 x 1 | -0.1453 * | -0.0940 * | -0.1861 * | -0.1817 * |
| | (0.0174) | (0.0197) | (0.0116) | (0.0132) |
| 2006 x 2 | -0.3955 * | -0.3255 * | -0.0944 * | -0.0949 * |
| | (0.086) | (0.1033) | (0.0139) | (0.0126) |
| Variables caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui |

Notes: Voir notes du tableau 11.

En poussant l'analyse plus loin, nous nous tournons vers les résultats par structure familiale (tableau 12). Dans le modèle avec toutes les variables de contrôle, nous observons que la baisse implicite de la probabilité d'avoir eu un enfant en 2006 pour les femmes de 35 à 44 ans au Québec est la plus forte, à 41,9%, pour les femmes ayant déjà deux enfants ou plus. Cela semble tout à fait cohérent avec notre hypothèse qui suggère que ces femmes ont atteint le nombre d'enfants voulu plus tôt que les femmes du reste du Canada. Il faut aussi préciser que le fait d'avoir deux enfants ou plus diminue la probabilité d'en avoir un autre. Si la tendance

relative est plus forte au Québec, c'est peut-être parce que les femmes québécoises ont eu beaucoup plus d'enfants avant. Il y aurait alors également un phénomène de quantité.

Nous pouvons arriver au même constat de tempo pour les femmes n'ayant aucun ou un enfant plus vieux, à savoir qu'elles ont atteint le nombre d'enfants désiré plus tôt, à la lecture des baisses relatives (-23,7% et -5,7% respectivement). Dans leur cas, il faut supposer qu'elles n'ont pas été aussi sensibles à la structure croissante du programme de bébé bonus et qu'elles n'en ont pas forcément eu plus.

6.2.2 Résultats de régressions par MCO, Tobit et Poisson à long terme

Nous avons également estimé le modèle par MCO, Tobit et Poisson avec la variable dépendante « Nombre d'enfants de moins de 5 ans ». Les résultats complets se trouvent à l'annexe 3.6. Les principaux coefficients par MCO et Poisson sont présentés au tableau 13. Les coefficients par Tobit ne sont pas présentés dans ce tableau puisque selon le test de Cragg, il est fort probable que le modèle soit mal spécifié.

Tableau 13 : Résultats de régressions MCO et Poisson à long terme en suivant les cohortes

| Variable dépendante: | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | | 25 à 34 ans en 1996 35 à 44 ans en 2006 | | 25 à 34 ans en 1996 35 à 44 ans en 2006 | |
|-------------------------------|--|----------|--|----------|--|-----------|--|-----------|
| | MCO | | POISSON | | MCO | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 |
| <i>R2</i> | 0.0520 | 0.1668 | | | 0.1122 | 0.2110 | | |
| Québec | -0.0354 * | 0.0247 | -0.1055 * | 0.0146 | 0.0511 * | 0.1356 * | 0.0929 * | 0.3496 * |
| | (0.0145) | (0.0221) | (0.0316) | (0.0497) | (0.0132) | (0.0144) | (0.0227) | (0.0429) |
| 2006 | 0.2470 * | 0.0587 * | 0.4617 * | 0.1191 * | -0.3328 * | -0.2623 * | -0.7128 * | -0.6064 * |
| | (0.0116) | (0.0096) | (0.0238) | (0.019) | (0.0174) | (0.0121) | (0.0562) | (0.0412) |
| 2006 x Québec | 0.0395 * | 0.0907 * | 0.1132 * | 0.2175 * | -0.0767 * | -0.0608 * | -0.2544 * | -0.2119 * |
| | (0.0098) | (0.0081) | (0.0227) | (0.0153) | (0.0121) | (0.0124) | (0.046) | (0.0448) |
| Variables de caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui | | | Non | Oui |

Notes: Les paramètres sont les coefficients de régression. Les écart-types sont robustes, ajustés en fonction de la structure groupée (par province) du terme résiduel. Le nombre d'observations est arrondi pour les données de 2006 afin de respecter les normes de confidentialité de Statistique Canada.

Pour les femmes de 25 à 34 ans en 2006, le nombre relatif d'enfants nés par rapport au reste du Canada est supérieur de 0,04 à 0,091 par MCO selon les variables de contrôle et de 0,113 à 0,218 par Poisson. Pour les femmes de 35 à 44 ans en 2006, le nombre relatif d'enfants au Québec est inférieur de 0,077 à 0,061 par MCO et de 0,254 à 0,212 par Poisson. Ces résultats concordent avec nos résultats antérieurs. Il est important de garder en tête que le nombre

d'enfants que les femmes ont eu entre 1996 et 2006 pouvait également être influencé par les programmes qui ont suivi les bébé bonus. Si les femmes de 35 à 44 ans en 2006 ont réagi positivement à ces programmes, alors nos résultats représentent la borne inférieure de l'effet du programme.

Jusqu'ici, nous avons pu constater que les femmes les plus visées par le programme, à savoir celles qui avaient entre 25 et 34 ans en 1996, ont réagi positivement et de façon significative aux allocations. Nous avons pu démontrer, en les suivant à travers le temps, qu'elles avaient accéléré leurs décisions de fécondité pour atteindre le nombre désiré d'enfants plus vite. Ce que nous n'avons pas établi, c'est si ce nombre désiré avait été influencé par le programme. En outre, nous n'observons pas leur comportement entre 1996 et 2001 puisque le recensement couvre la période de 2001 à 2006. Il est possible qu'elles aient continué à avoir relativement plus d'enfants entre 1996 et 2001, d'autant plus que le programme n'a pris fin qu'en 1997 et qu'elles n'étaient pas au courant qu'il prendrait fin au moment du recensement de 1996.

Nous ne pouvons malheureusement pas suivre la même cohorte entre 1996 et 2001 avec le recensement de 2001 car les tranches d'âge (10 ans) se chevaucheraient.¹⁵ À titre d'indication, nous avons par contre effectué la même régression par Probit pour les femmes ayant de 15 à 24 ans en 1991 et de 25 à 34 ans en 2001. Les coefficients des termes d'interaction sont positifs et significatifs, ce qui pourrait suggérer qu'entre 1996 et 2001, les dernières années du programme auraient contribué à augmenter le nombre d'enfant relatif au Québec.

Afin d'établir s'il y a eu statistiquement plus d'enfants chez les femmes exposées au programme, nous suivons notre cohorte vedette de 1986 à 2006 dans la section suivante.

6.3 Au terme d'un cycle complet de fertilité : plus d'enfants au Québec

Les dernières régressions que nous avons faites sont basées sur la variable dépendante « Nombre d'enfants dans la famille de recensement ». Nous appliquons le même modèle MCO,

¹⁵ Ce qui ne fut pas le cas pour Parent et Wang (2007) qui ont pu analyser les changements sur 5 ans, grâce à la structure des recensements de 1981 et 1986 qui contenaient l'âge exact des répondantes.

Tobit et Poisson et nous suivons la cohorte ayant de 15 à 24 ans en 1986, de 25 à 34 ans en 1996 et de 35 à 44 ans. Nous effectuons trois séries de régressions avec différents scénarios de variables de contrôle : (1) de 1986 à 1996 où la variable d'interaction est *Québec x 1996*, (2) de 1996 à 2006 où la variable d'interaction est *Québec x 2006* et (3) qui représente la somme des deux, de 1986 à 2006 où la variable d'interaction est *Québec x 2006*.

Les coefficients du terme d'interaction de la première série nous donnent le nombre d'enfants supplémentaires relatif dans les familles entre 1986 et 1996 au Québec par rapport au reste du Canada. La deuxième série représente le nombre d'enfants supplémentaires relatif entre 1996 et 2006. La troisième série représente le nombre relatif net d'enfants dans une famille du Québec de notre cohorte tout au long de son cycle de fécondité, par rapport au reste du Canada.

Il est important de garder en tête que notre variable dépendante représente le nombre d'enfants qui sont présents dans le foyer familial, et non pas le nombre d'enfants nés d'une même femme. Si la structure des familles change à travers le temps et de façon différente entre le Québec et le reste du Canada, les résultats seront affectés. Par exemple, si le nombre de familles reconstituées augmente au Québec par rapport au reste du Canada, le nombre d'enfants présents peut être exagéré au Québec sans qu'il n'y ait eu de naissances additionnelles. De même si l'âge moyen auquel les jeunes quittent le foyer familial au Québec augmente. La variable « Nombre d'enfants » n'est pas aussi précise que nous l'aurions souhaité, mais c'est le meilleur compromis que nous pouvons faire.

Il faut également noter que dans le cas des familles de 2006, le nombre de familles de 6 enfants et plus dans notre échantillon est proportionnellement plus élevé que dans les années antérieures. Cela provient du fait que nous avons dû sacrifier plusieurs familles nombreuses pour pouvoir reconstituer les structures familiales, ce qui n'a pas été le cas pour le recensement 2006 puisque nous avons déjà le nombre exact d'enfants par groupe d'âge. Si cela cause un biais à la hausse pour le nombre d'enfants en 2006, ce qui nous intéresse par-dessus tout est le différentiel avec le reste du Canada, et celui-ci n'est pas affecté.

Les résultats sommaires des régressions par MCO et Poisson sont présentés dans le tableau 14. L'ensemble des résultats, incluant ceux des régressions par Tobit, se trouve à l'annexe 3.7.¹⁶ Si nous regardons les résultats de la première série, nous pouvons constater que le nombre d'enfants chez les femmes du Québec est relativement statistiquement plus élevé que dans le reste du Canada en 1996. Le coefficient est d'environ 0,139 pour les régressions par MCO et de 0,334 pour les régressions par Poisson. Ce résultat ne nous étonne pas puisque nous avons déjà bien démontré la hausse du nombre d'enfants avant 1996 pour les femmes du Québec.

Tableau 14 : Résultats de régressions MCO et Poisson sur le nombre d'enfants 86-96-06

| Variable dépendante: Nombre d'enfants | MCO | | POISSON | |
|--|-------------------------------|-----------------|-------------------------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| | Série 1 | | Série 1 | |
| | 15-24 en 1986 / 25-34 en 1996 | | 15-24 en 1986 / 25-34 en 1996 | |
| Observations | 53,200 | 53,200 | 53,200 | 53,200 |
| R ² | 0.1171 | 0.2063 | | |
| Québec | -0.2018 * | -0.1106 * | -0.3789 * | -0.3098 * |
| | (0.0513) | (0.042) | (0.0656) | (0.0547) |
| 1996 | 0.6932 * | 0.5374 * | 0.7056 * | 0.5095 * |
| | (0.0325) | (0.0461) | (0.05) | (0.0602) |
| 1996 x Québec | 0.1320 * | 0.1391 * | 0.3210 * | 0.3338 * |
| | (0.0275) | (0.0399) | (0.0459) | (0.0563) |
| Variables caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui |
| | Série 2 | | Série 2 | |
| | 25-34 en 1996 / 35-44 en 2006 | | 25-34 en 1996 / 35-44 en 2006 | |
| Observations | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 |
| R ² | 0.1279 | 0.1705 | | |
| Québec | -0.0009 | 0.0790 * | -0.0170 | 0.0307 |
| | (0.033) | (0.0307) | (0.0268) | (0.0236) |
| 2006 | 1.0188 * | 1.1644 * | 0.6083 * | 0.6641 * |
| | (0.0442) | (0.0517) | (0.0322) | (0.036) |
| 2006 x Québec | 0.0564 | 0.0250 | 0.0476 | 0.0297 |
| | (0.043) | (0.0467) | (0.0316) | (0.0337) |
| | Non | Oui | Non | Oui |
| | Série 3 | | Série 3 | |
| | 15-25 en 1986 / 35-44 en 2006 | | 15-25 en 1986 / 35-44 en 2006 | |
| Observations | 378,095 | 378,095 | 378,095 | 378,095 |
| R ² | 0.1514 | 0.3264 | | |
| Québec | -0.1335 * | -0.0962 | -0.3499 * | -0.3070 * |
| | (0.038) | (0.0508) | (0.0578) | (0.065) |
| 2006 | 1.5830 * | 1.3433 * | 1.1976 * | 0.8258 * |
| | (0.0589) | (0.0504) | (0.0684) | (0.0699) |
| 2006 x Québec | 0.2059 * | 0.1493 * | 0.3867 * | 0.3440 * |
| | (0.0533) | (0.064) | (0.066) | (0.0722) |
| | Non | Oui | Non | Oui |

Notes: Les écart-types sont robustes, ajustés en fonction de la structure groupée (par province) du terme résiduel. Le nombre d'observations est arrondi pour les données de 2006 afin de respecter les normes de confidentialité de Statistique Canada.

¹⁶ Encore une fois, le test de Cragg suggère que le modèle Tobit serait mal spécifié.

La deuxième série, entre 1996 et 2006, nous rapporte des coefficients non significatifs. Cela veut donc dire qu'il y a eu, en tout, autant de nouveaux enfants dans les familles de 1996 à 2006 au Québec que dans le reste du Canada. Il n'est donc pas étonnant que lorsqu'on regarde les coefficients de la troisième série, au net, entre 1986 et 2006, le nombre d'enfants dans les familles de notre cohorte est plus élevé au Québec. Les coefficients sont d'environ 0,149 par MCO et 0,344 par Poisson et sont statistiquement positifs à 5%. Les coefficients ont également été estimés en prenant uniquement les femmes non-immigrantes pour tenir compte du fait que la composition de l'immigration aurait pu changer entre 1986 et 2006 et affecter le nombre d'enfants dans une famille, mais les résultats sont sensiblement les mêmes. Les résultats se trouvent à l'annexe 3.8.

À partir des coefficients de notre troisième série, nous pouvons estimer approximativement le nombre d'enfants supplémentaires nés au Québec des femmes de la cohorte ayant entre 35 et 44 ans en 2006. Le coefficient du terme d'interaction obtenu par MCO est de 0,1493, ce qui signifie que les femmes du Québec ont eu 0,15 enfants de plus que si elles avaient suivi la même tendance que les femmes dans le reste du Canada. Le coefficient obtenu par Poisson est plus élevé, soit 0,3440, ce qui implique que les femmes du Québec auraient plutôt eu 0,34 enfants de plus que dans le reste du Canada.

Il importe à ce stade-ci d'émettre deux hypothèses qui nous permettent de tenir compte de l'effet qu'auraient pu avoir les programmes pro-famille qui ont suivi les bébé bonus :

- (1) La première hypothèse est que notre cohorte n'a pas réagi à ces programmes, auquel cas les coefficients obtenus représentent la borne supérieure de l'effet des bébé bonus.
- (2) La deuxième hypothèse est que notre cohorte a réagi de la même façon que la cohorte suivante (les 15 à 24 ans en 1996). Puisque nous avons établi que le programme des bébé bonus n'avait pas eu d'effet sur cette cohorte, l'augmentation relative de leur fécondité entre 1996 et 2006 pourrait représenter l'effet des programmes de ces années. En déduisant cet effet à l'effet que nous avons trouvé pour notre cohorte de 25 à 34 ans (en 1996), nous pouvons estimer la borne inférieure de l'effet du programme des bébé bonus.

Le tableau 15 fournit les résultats des régressions par MCO et Poisson sur la cohorte de 15 à 24 ans en 1996 et 25 à 34 ans en 2006, sur la variable dépendante « nombre d'enfants ». L'effet des programmes est non significatif lorsqu'il est estimé par MCO et de 0,1245 (avec toutes les covariables) lorsqu'il est estimé par Poisson.

Table 15 : Résultats de régressions MCO et Poisson sur le nombre d'enfants 96-06 (Cohorte 15 à 24 ans)

| Variable dépendante: | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | |
|-------------------------------|--|-----------------------------------|--|------------------------------------|
| | MCO | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Nombre d'enfants | | | | |
| Observations | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 235,980 |
| R ² | 0.1817 | 0.3971 | | |
| Québec | 0.0148 (0.0331) | 0.1118 * (0.0358) | -0.1247 * (0.0399) | -0.0630 (0.0402) |
| 2006 | 1.7530 * (0.0464) | 2.2335 * (0.0588) | 1.5574 * (0.0435) | 1.7173 * (0.0509) |
| 2006 x Québec | 0.0834 (0.0458) | -0.0356 (0.0459) | 0.1799 * (0.0435) | 0.1245 * (0.0461) |
| Variables de caractéristiques | Non | Oui | Non | Oui |

Notes: Les paramètres sont les coefficients de régression. Les écart-types sont robustes, ajustés en fonction de la structure groupée (par province) du terme résiduel. Le nombre d'observations est arrondi pour les données de 2006 afin de respecter les normes de confidentialité de Statistique Canada.

Le tableau suivant résume donc les effets estimés :

| | MCO | Poisson |
|----------------------------------|---------------------|--------------------------|
| Hypothèse (1) : Borne supérieure | 0.1493 | 0.3440 |
| Hypothèse (2) : Borne inférieure | 0.1493 – 0 = 0.1493 | 0.3440 – 0.1245 = 0.2195 |

En 2006, on compte 563 583¹⁷ femmes de 35 à 44 ans au Québec. En multipliant ce chiffre par le coefficient MCO, nous pouvons estimer environ 84 143 naissances attribuables au programme. Milligan (2002) estimait 93 068 naissances supplémentaires, ce qui nous semble cohérent puisque notre estimé est basé sur une seule cohorte de femmes, alors que les femmes de la cohorte de 45 à 54 en 2006 ont probablement aussi connu une hausse du nombre d'enfants due au programme. Lorsque nous utilisons les effets estimés par Poisson pour calculer le nombre de naissances additionnelles, nous obtenons entre 123 706 et 193 889 naissances dues au programme.

¹⁷ Cansim Tableau 051-0001

Il y aurait donc eu effectivement plus d'enfants au Québec qu'il n'y en aurait eu sans programme. Cela n'écarte pas toutefois qu'il y ait également eu un phénomène de tempo. Les coefficients négatifs des Probits de 1996 à 2006 en font foi. Certaines femmes ont uniquement accéléré leurs grossesses sous l'influence du programme, si bien qu'elles ont complété leur cycle de fécondité plus tôt que dans le reste du Canada. D'autres les ont non seulement accélérées, mais elles ont également eu plus d'enfants. Tout en gardant en tête les faiblesses associées à notre variable « Nombre d'enfants dans la famille de recensement », nous pouvons donc conclure qu'il y a eu à la fois un effet de quantité, à hauteur d'au moins 84 000 et d'au plus 194 000 naissances, mais aussi de tempo.

Chapitre 7 : CONCLUSION

Cette étude avait pour objectif de déterminer si les programmes d'allocation à la naissance pouvaient réellement jouer un rôle sur la prise de décision d'une femme d'avoir un enfant. Parent et Wang (2007) avaient étudié la question sur un programme dont les allocations étaient relativement faibles. Milligan (2005) avait étudié le même programme que nous mais sans mesurer son impact à long terme. Nous avons pu combler à ces deux lacunes pour finalement conclure qu'un programme généreux d'allocations à la naissance peut non seulement accélérer la prise de décision d'une femme d'avoir un enfant, mais peut également l'encourager à en avoir plus.

En effet, nous avons pu constater une hausse relative du taux de fécondité à long terme chez les femmes du Québec qui avaient entre 25 et 44 ans pendant les années du programme, en comparaison avec le reste du Canada. On ne peut affirmer avec certitude qu'une augmentation du nombre d'enfants vient purement de l'incitatif financier. En effet, si une femme a ses enfants plus vite, elle dispose de plus de temps par la suite pour continuer à procréer. Dans ce cas, l'effet de tempo pourrait être à la base de l'effet de quantité. Quoi qu'il en soit, ultimement, le programme aura atteint son objectif.

Selon la Régie des rentes du Québec, environ 1,7 milliards \$ ont été versés aux familles sous le programme des allocations à la naissance¹⁸. Tel que le soulignait Milligan (2002), dans le cadre de ce programme, la subvention est en quelque sorte « gaspillée » lorsqu'elle est versée pour un enfant qui serait né même en l'absence de celle-ci. Pour obtenir le coût des enfants nés du programme, il faut donc diviser le coût total du programme, par le nombre d'enfants supplémentaires. Selon les bornes inférieures et supérieures du nombre d'enfants que nous avons estimées dans la section précédente, soit de 84 143 à 193 889 enfants, nous pouvons estimer que le coût de chaque enfant supplémentaire se situe entre 20 304\$ à 8 811\$.

Bien que nos résultats soient assez convaincants, ils pourraient être davantage précis. Rappelons que notre variable du nombre d'enfants dans un ménage peut cacher des

¹⁸ Exactement 1 708 408 800\$. Source : Régie des rentes du Québec, « Soutien de aux enfants, Statistiques de l'année 2005 », tableau 2 p. 13

changements de tendances dans la société. Par exemple, Statistique Canada a publié une étude qui démontrait que l'âge moyen auquel les jeunes quittaient le foyer familial avait augmenté au Canada au cours des dernières années.¹⁹ Cette étude ne semble pas avoir été menée par province et il serait intéressant de voir si cette tendance était la même au Québec. Rappelons aussi que notre hypothèse de départ était que le Québec et le reste du Canada auraient suivi la même tendance de fécondité en l'absence du programme. Cette hypothèse étant forte, on pourrait également valider les résultats en utilisant la fonction de probabilité élaborée par McIntosh (2011).

En conclusion, nous pensons qu'un incitatif financier, s'il est considérable, peut bel et bien stimuler le taux de natalité et qu'il peut être envisagé comme un programme public efficace. Cette étude ne quantifie pas les retombées économiques d'un enfant. Mais si celles-ci dépassent 20 304\$, ce que nous soupçonnons, alors nous pouvons également avancer qu'un tel programme représente un investissement rentable pour la société québécoise.

¹⁹ Clark, Warren (2007), "Transitions différées des jeunes adultes", p. 14-23

ANNEXES

Annexe 1. Traitement des données de recensement

1986, 1991 et 1996

Les manipulations nécessaires pour harmoniser les données sont essentiellement des recodages de valeurs. Pour que les données d'une année à l'autre puissent être adjointes dans un même fichier, les variables doivent avoir le même nom et doivent suivre la même distribution à travers les recensements.

Pour la reconstitution du nombre d'enfants, nous avons créé un programme qui permette de retracer le nombre d'enfants dans chaque catégorie d'âge par déduction. La plupart des variables de nombre d'enfants par groupe d'âge ont trois options : 0, 1 et 2 (qui représente 2 ou plus), à l'exception du groupe d'enfants de 6 à 14 ans qui donne quatre options (0, 1, 2 et 3 ou plus).

Notre programme permet de déduire le nombre dans chaque catégorie selon l'exemple suivant :

| | Nuchild Nombre enfants | Childa 0 à 5 ans | Childb 6 à 14 ans | Childc 15 à 17 ans | Childd 18 à 24 ans | Childe 25 et plus |
|----------------|------------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| Réponses | 5 | 2 | 2 | 0 | 0 | 0 |
| Reconstitution | 5 | 3 | 2 | 0 | 0 | 0 |

Lorsque childa est égal à 2, cela veut dire 2 ou plus. Alors que lorsque childb est égal à 2, il y a réellement 2 enfants de 6 à 14 ans. Par déduction, pour que le total arrive à 5, il y a 3 enfants de moins de 6 ans.

Dans tous les cas, le nombre ne peut jamais dépasser 6. Lorsque la reconstitution n'était pas possible, les observations étaient éliminées.

2006

En plus des recodages de variables pour harmoniser les données aux années antérieures, le fichier du recensement 2006 nous a posé deux défis supplémentaires. D'une part, la syntaxe des étiquettes de valeur n'existait pas et nous avons dû la créer à partir du manuel de codes.

D'autre part, puisque c'est le fichier maître, il n'est pas organisé par familles de recensement mais bien par individus. Il est par contre possible de créer un identificateur unique par famille à partir des variables ID (identificateur numérique du ménage), E_FamPP (identificateur de famille économique à l'intérieur d'un ménage) et C_FamPP (identificateur de la famille de recensement à l'intérieur d'une famille économique) et plusieurs variables permettent de connaître le lien de l'individu dans la famille. Une fois cet identificateur créé, nous avons éliminé tous les enfants pour garder uniquement les adultes. Puisque nous nous intéressons aux familles qui ont au moins une femme et éventuellement un homme, à moins qu'elles ne soient monoparentales, nous avons changé la forme de long en large en fonction de l'identificateur unique et le sexe, ce qui nous a permis de recréer les couples des familles ou, le cas échéant, les femmes monoparentales ou célibataires²⁰.

Les hommes qui n'ont pas été en paire ont été éliminés. Les couples homosexuels avaient été éliminés au préalable puisqu'ils ne figurent pas dans les familles de recensement des années antérieures. Une série de vérifications additionnelles, dont un contrôle des duplications, a été effectuée pour valider la qualité des jumelages.

²⁰ Nous avons utilisé la commande : *reshape wide varlist, i(unique_id) j(sex)*

Annexe 2. Statistiques des échantillons

| | 15 à 24 ans | | | | | | | | |
|---------------------------------|-------------|--------|-----------------|--------|--------|-----------------|--------|--------|-----------------|
| | 1986 | | | 1991 | | | 1996 | | |
| | Canada | Quebec | Reste du Canada | Canada | Quebec | Reste du Canada | Canada | Quebec | Reste du Canada |
| <i>Observations totales</i> | 4,235 | 1,135 | 3,100 | 16,656 | 4,358 | 12,298 | 13,626 | 3,591 | 10,035 |
| <i>Observations avec hommes</i> | 3,800 | 1,030 | 2,770 | 9,167 | 2,734 | 6,433 | 6,816 | 1,971 | 4,845 |
| Présence d'enfants (%) | 0.45 | 0.36 | 0.49 | 0.29 | 0.26 | 0.30 | 0.33 | 0.29 | 0.34 |
| Nb enfants | 0.63 | 0.46 | 0.69 | 0.40 | 0.34 | 0.43 | 0.46 | 0.40 | 0.48 |
| A eu un enfant (%) | 0.44 | 0.34 | 0.47 | 0.28 | 0.25 | 0.29 | 0.32 | 0.29 | 0.33 |
| Nb enfants - de 6 ans | 0.59 | 0.43 | 0.65 | 0.37 | 0.32 | 0.39 | 0.42 | 0.38 | 0.44 |
| Aucun enfant plus vieux (%) | 0.96 | 0.97 | 0.96 | 0.97 | 0.98 | 0.97 | 0.97 | 0.98 | 0.97 |
| Un enfant plus vieux (%) | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.01 | 0.03 |
| Deux enfant plus vieux ou + (%) | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Québec (%) | 0.27 | 1.00 | 0.00 | 0.26 | 1.00 | 0.00 | 0.26 | 1.00 | 0.00 |
| Femme immigrante (%) | 0.06 | 0.02 | 0.07 | 0.06 | 0.03 | 0.07 | 0.06 | 0.04 | 0.07 |
| Femme allophone (%) | 0.05 | 0.03 | 0.06 | 0.07 | 0.04 | 0.08 | 0.08 | 0.05 | 0.09 |
| Femme anglophone (%) | 0.68 | 0.07 | 0.90 | 0.67 | 0.08 | 0.87 | 0.66 | 0.07 | 0.88 |
| Femme francophone (%) | 0.30 | 0.92 | 0.07 | 0.27 | 0.89 | 0.05 | 0.27 | 0.90 | 0.04 |
| Femme primaire (%) | 0.36 | 0.31 | 0.38 | 0.29 | 0.26 | 0.31 | 0.28 | 0.26 | 0.29 |
| Femme secondaire (%) | 0.20 | 0.18 | 0.21 | 0.18 | 0.14 | 0.19 | 0.16 | 0.11 | 0.17 |
| Femme post-secondaire (%) | 0.37 | 0.40 | 0.35 | 0.42 | 0.45 | 0.41 | 0.43 | 0.44 | 0.42 |
| Femme université (%) | 0.08 | 0.11 | 0.06 | 0.11 | 0.15 | 0.10 | 0.13 | 0.19 | 0.11 |
| Homme 15 à 24 ans (%) | 0.42 | 0.43 | 0.42 | 0.40 | 0.39 | 0.41 | 0.42 | 0.41 | 0.42 |
| Homme 25 à 34 ans (%) | 0.56 | 0.55 | 0.56 | 0.57 | 0.58 | 0.56 | 0.54 | 0.55 | 0.54 |
| Homme 35 à 44 ans (%) | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.03 |
| Homme 45 ans et plus (%) | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| Homme primaire (%) | 0.36 | 0.34 | 0.37 | 0.32 | 0.28 | 0.33 | 0.29 | 0.30 | 0.29 |
| Homme secondaire (%) | 0.16 | 0.16 | 0.16 | 0.18 | 0.15 | 0.19 | 0.17 | 0.12 | 0.18 |
| Homme post-secondaire (%) | 0.37 | 0.37 | 0.37 | 0.41 | 0.44 | 0.39 | 0.43 | 0.44 | 0.43 |
| Homme université (%) | 0.11 | 0.14 | 0.10 | 0.10 | 0.13 | 0.09 | 0.11 | 0.14 | 0.10 |
| Homme immigrant (%) | 0.08 | 0.03 | 0.10 | 0.08 | 0.04 | 0.09 | 0.08 | 0.05 | 0.09 |
| Homme allophone (%) | 0.06 | 0.03 | 0.07 | 0.09 | 0.05 | 0.10 | 0.09 | 0.05 | 0.10 |
| Homme anglophone (%) | 0.66 | 0.07 | 0.88 | 0.62 | 0.06 | 0.85 | 0.62 | 0.06 | 0.85 |
| Homme francophone (%) | 0.30 | 0.91 | 0.07 | 0.30 | 0.89 | 0.05 | 0.30 | 0.90 | 0.05 |
| En couple (%) | 0.90 | 0.91 | 0.89 | 0.55 | 0.63 | 0.52 | 0.50 | 0.55 | 0.48 |
| Marriés (%) | | | | 0.28 | 0.19 | 0.31 | 0.20 | 0.11 | 0.23 |
| Union libre (%) | | | | 0.27 | 0.44 | 0.21 | 0.30 | 0.44 | 0.25 |
| Région urbaine (%) | 0.48 | 0.50 | 0.47 | 0.59 | 0.65 | 0.57 | 0.57 | 0.65 | 0.54 |
| Revenu réel (\$1,000, \$ 2002) | 23,627 | 22,063 | 24,201 | 14,246 | 14,987 | 13,984 | 11,285 | 11,448 | 11,227 |
| Taux de chômage moyen (%) | 0.10 | 0.13 | 0.10 | 0.09 | 0.11 | 0.08 | 0.10 | 0.12 | 0.10 |

Statistiques des échantillons (suite)

| | 25 à 34 ans | | | | | | | | |
|---------------------------------|-------------|--------|-----------------|--------|--------|-----------------|---------|--------|-----------------|
| | 1991 | | | 1996 | | | 2006 | | |
| | Canada | Quebec | Reste du Canada | Canada | Quebec | Reste du Canada | Canada | Quebec | Reste du Canada |
| <i>Observations totales</i> | 57,847 | 15,940 | 41,907 | 48,972 | 12,883 | 36,089 | 222,360 | 52,420 | 169,940 |
| <i>Observations avec hommes</i> | 43,990 | 12,187 | 31,803 | 35,942 | 9,512 | 26,430 | 156,465 | 36,905 | 119,560 |
| Présence d'enfants (%) | 0.64 | 0.63 | 0.65 | 0.64 | 0.64 | 0.64 | 0.80 | 0.80 | 0.80 |
| Nb enfants | 1.22 | 1.12 | 1.26 | 1.21 | 1.16 | 1.22 | 2.20 | 2.21 | 2.20 |
| A eu un enfant (%) | 0.47 | 0.46 | 0.47 | 0.48 | 0.50 | 0.47 | 0.47 | 0.47 | 0.47 |
| Nb enfants - de 6 ans | 0.67 | 0.64 | 0.68 | 0.68 | 0.70 | 0.68 | 0.67 | 0.65 | 0.67 |
| Aucun enfant plus vieux (%) | 0.65 | 0.67 | 0.64 | 0.66 | 0.69 | 0.66 | 0.65 | 0.67 | 0.64 |
| Un enfant plus vieux (%) | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.20 |
| Deux enfant plus vieux ou + (%) | 0.16 | 0.13 | 0.17 | 0.15 | 0.12 | 0.16 | 0.16 | 0.13 | 0.16 |
| Québec (%) | 0.28 | 1.00 | 0.00 | 0.26 | 1.00 | 0.00 | 0.24 | 1.00 | 0.00 |
| Femme immigrante (%) | 0.10 | 0.05 | 0.12 | 0.12 | 0.06 | 0.14 | 0.15 | 0.10 | 0.16 |
| Femme allophone (%) | 0.10 | 0.05 | 0.12 | 0.12 | 0.07 | 0.13 | 0.19 | 0.14 | 0.20 |
| Femme anglophone (%) | 0.62 | 0.07 | 0.83 | 0.63 | 0.07 | 0.82 | 0.60 | 0.07 | 0.76 |
| Femme francophone (%) | 0.28 | 0.88 | 0.05 | 0.26 | 0.86 | 0.05 | 0.22 | 0.79 | 0.04 |
| Femme primaire (%) | 0.22 | 0.23 | 0.22 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.14 | 0.13 | 0.14 |
| Femme secondaire (%) | 0.19 | 0.19 | 0.18 | 0.15 | 0.17 | 0.15 | 0.22 | 0.15 | 0.25 |
| Femme post-secondaire (%) | 0.39 | 0.37 | 0.40 | 0.42 | 0.38 | 0.43 | 0.35 | 0.41 | 0.33 |
| Femme université (%) | 0.20 | 0.21 | 0.20 | 0.25 | 0.27 | 0.24 | 0.29 | 0.31 | 0.28 |
| Homme 15 à 24 ans (%) | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 |
| Homme 25 à 34 ans (%) | 0.67 | 0.68 | 0.67 | 0.64 | 0.64 | 0.64 | 0.61 | 0.61 | 0.61 |
| Homme 35 à 44 ans (%) | 0.28 | 0.28 | 0.29 | 0.31 | 0.31 | 0.32 | 0.34 | 0.33 | 0.34 |
| Homme 45 ans et plus (%) | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 0.04 | 0.04 | 0.04 |
| Homme primaire (%) | 0.25 | 0.26 | 0.25 | 0.21 | 0.21 | 0.22 | 0.07 | 0.06 | 0.07 |
| Homme secondaire (%) | 0.15 | 0.17 | 0.14 | 0.14 | 0.15 | 0.14 | 0.23 | 0.16 | 0.26 |
| Homme post-secondaire (%) | 0.41 | 0.38 | 0.42 | 0.43 | 0.40 | 0.44 | 0.37 | 0.45 | 0.34 |
| Homme université (%) | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.21 | 0.24 | 0.20 | 0.23 | 0.23 | 0.24 |
| Homme immigrant (%) | 0.12 | 0.07 | 0.15 | 0.13 | 0.07 | 0.15 | 0.18 | 0.12 | 0.19 |
| Homme allophone (%) | 0.12 | 0.07 | 0.14 | 0.13 | 0.08 | 0.15 | 0.20 | 0.15 | 0.22 |
| Homme anglophone (%) | 0.61 | 0.07 | 0.81 | 0.61 | 0.07 | 0.81 | 0.58 | 0.07 | 0.74 |
| Homme francophone (%) | 0.28 | 0.87 | 0.05 | 0.26 | 0.85 | 0.05 | 0.21 | 0.78 | 0.04 |
| En couple (%) | 0.76 | 0.76 | 0.76 | 0.73 | 0.74 | 0.73 | 0.70 | 0.70 | 0.70 |
| Marriés (%) | 0.62 | 0.52 | 0.66 | 0.55 | 0.40 | 0.61 | 0.47 | 0.26 | 0.53 |
| Union libre (%) | 0.14 | 0.25 | 0.10 | 0.18 | 0.34 | 0.12 | 0.24 | 0.44 | 0.18 |
| Région urbaine (%) | 0.60 | 0.62 | 0.59 | 0.61 | 0.65 | 0.60 | 0.61 | 0.66 | 0.60 |
| Revenu réel (\$1,000, \$ 2002) | 29,893 | 27,437 | 30,827 | 27,375 | 25,232 | 28,141 | 27,723 | 24,806 | 28,622 |
| Taux de chômage moyen (%) | 0.09 | 0.11 | 0.08 | 0.11 | 0.12 | 0.10 | 0.07 | 0.09 | 0.07 |

Statistiques des échantillons (suite)

| | 35 à 44 ans | | | | | | | | |
|---------------------------------|-------------|--------|-----------------|--------|--------|-----------------|---------|--------|-----------------|
| | 1991 | | | 1996 | | | 2006 | | |
| | Canada | Quebec | Reste du Canada | Canada | Quebec | Reste du Canada | Canada | Quebec | Reste du Canada |
| <i>Observations totales</i> | 58,848 | 16,103 | 42,745 | 60,610 | 16,138 | 44,472 | 373,855 | 85,855 | 288,000 |
| <i>Observations avec hommes</i> | 46,453 | 12,186 | 34,267 | 46,770 | 12,016 | 34,754 | 283,325 | 63,115 | 220,205 |
| Présence d'enfants (%) | 0.79 | 0.76 | 0.79 | 0.78 | 0.76 | 0.79 | 0.89 | 0.89 | 0.89 |
| Nb enfants | 1.63 | 1.52 | 1.68 | 1.62 | 1.49 | 1.66 | 2.25 | 2.24 | 2.25 |
| A eu un enfant (%) | 0.16 | 0.14 | 0.17 | 0.19 | 0.17 | 0.20 | 0.21 | 0.18 | 0.22 |
| Nb enfants - de 6 ans | 0.20 | 0.16 | 0.22 | 0.24 | 0.22 | 0.25 | 0.28 | 0.23 | 0.29 |
| Aucun enfant plus vieux (%) | 0.27 | 0.28 | 0.26 | 0.29 | 0.30 | 0.28 | 0.29 | 0.28 | 0.29 |
| Un enfant plus vieux (%) | 0.23 | 0.24 | 0.23 | 0.23 | 0.25 | 0.23 | 0.24 | 0.25 | 0.24 |
| Deux enfant plus vieux ou + (%) | 0.50 | 0.47 | 0.51 | 0.48 | 0.44 | 0.49 | 0.47 | 0.47 | 0.47 |
| Québec (%) | 0.27 | 1.00 | 0.00 | 0.27 | 1.00 | 0.00 | 0.23 | 1.00 | 0.00 |
| Femme immigrante (%) | 0.18 | 0.09 | 0.22 | 0.16 | 0.08 | 0.19 | 0.21 | 0.12 | 0.23 |
| Femme allophone (%) | 0.14 | 0.07 | 0.16 | 0.14 | 0.07 | 0.17 | 0.21 | 0.14 | 0.23 |
| Femme anglophone (%) | 0.59 | 0.08 | 0.78 | 0.59 | 0.08 | 0.78 | 0.58 | 0.08 | 0.73 |
| Femme francophone (%) | 0.28 | 0.85 | 0.06 | 0.27 | 0.86 | 0.05 | 0.21 | 0.79 | 0.04 |
| Femme primaire (%) | 0.25 | 0.28 | 0.24 | 0.21 | 0.23 | 0.20 | 0.13 | 0.14 | 0.13 |
| Femme secondaire (%) | 0.20 | 0.25 | 0.19 | 0.20 | 0.25 | 0.18 | 0.24 | 0.19 | 0.25 |
| Femme post-secondaire (%) | 0.33 | 0.28 | 0.34 | 0.36 | 0.30 | 0.38 | 0.36 | 0.39 | 0.35 |
| Femme université (%) | 0.22 | 0.19 | 0.23 | 0.23 | 0.21 | 0.23 | 0.27 | 0.27 | 0.27 |
| Homme 15 à 24 ans (%) | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Homme 25 à 34 ans (%) | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.06 | 0.05 | 0.05 | 0.05 |
| Homme 35 à 44 ans (%) | 0.66 | 0.66 | 0.66 | 0.66 | 0.66 | 0.65 | 0.62 | 0.61 | 0.62 |
| Homme 45 ans et plus (%) | 0.28 | 0.28 | 0.28 | 0.28 | 0.27 | 0.28 | 0.33 | 0.34 | 0.33 |
| Homme primaire (%) | 0.27 | 0.29 | 0.26 | 0.23 | 0.25 | 0.22 | 0.06 | 0.06 | 0.06 |
| Homme secondaire (%) | 0.13 | 0.17 | 0.12 | 0.14 | 0.18 | 0.13 | 0.22 | 0.18 | 0.23 |
| Homme post-secondaire (%) | 0.36 | 0.32 | 0.38 | 0.39 | 0.34 | 0.40 | 0.37 | 0.41 | 0.36 |
| Homme université (%) | 0.24 | 0.22 | 0.25 | 0.24 | 0.23 | 0.25 | 0.26 | 0.25 | 0.26 |
| Homme immigrant (%) | 0.21 | 0.11 | 0.24 | 0.19 | 0.10 | 0.22 | 0.22 | 0.13 | 0.24 |
| Homme allophone (%) | 0.16 | 0.08 | 0.19 | 0.16 | 0.08 | 0.18 | 0.22 | 0.14 | 0.24 |
| Homme anglophone (%) | 0.58 | 0.08 | 0.76 | 0.59 | 0.07 | 0.77 | 0.57 | 0.08 | 0.72 |
| Homme francophone (%) | 0.27 | 0.84 | 0.06 | 0.26 | 0.85 | 0.05 | 0.21 | 0.78 | 0.04 |
| En couple (%) | 0.79 | 0.76 | 0.80 | 0.77 | 0.74 | 0.78 | 0.76 | 0.74 | 0.76 |
| Marriés (%) | 0.71 | 0.64 | 0.74 | 0.67 | 0.56 | 0.71 | 0.61 | 0.43 | 0.67 |
| Union libre (%) | 0.08 | 0.12 | 0.06 | 0.10 | 0.18 | 0.07 | 0.15 | 0.30 | 0.10 |
| Région urbaine (%) | 0.60 | 0.62 | 0.59 | 0.60 | 0.63 | 0.59 | 0.62 | 0.65 | 0.61 |
| Revenu réel (\$1,000, \$ 2002) | 38,147 | 33,369 | 39,947 | 35,000 | 30,401 | 36,669 | 37,424 | 33,105 | 38,711 |
| Taux de chômage moyen (%) | 0.09 | 0.11 | 0.08 | 0.11 | 0.12 | 0.10 | 0.07 | 0.09 | 0.07 |

Annexe 3. Résultats de régression

Annexe 3.1 Tableaux de comparaison de la fécondité par rapport au temps, la région et la parité

| FEMMES: 15 A 24 ANS | | | | | | |
|--|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-------|--------------------|
| Toutes les parités | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.2923 (0.0041) | 0.3256 (0.0047) | 0.0332 (0.0062) | | | |
| Québec | 0.2529 (0.0066) | 0.2888 (0.0076) | 0.0359 (0.01) | 0.0027 (0.0118) | 0.9% | |
| Aucun enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.2788 (0.0041) | 0.3134 (0.0047) | 0.0346 (0.0062) | | | |
| Québec | 0.2457 (0.0066) | 0.2833 (0.0076) | 0.0376 (0.01) | 0.0030 (0.0118) | 1.1% | |
| Un enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.7315 (0.0246) | 0.6732 (0.0268) | -0.0583 (0.0364) | | | |
| Québec | 0.6364 (0.0548) | 0.6346 (0.0668) | -0.0017 (0.0864) | 0.0565 (0.0938) | 9.8% | |
| Deux enfants plus vieux ou plus | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.7273 (0.0671) | 0.6571 (0.0802) | -0.0701 (0.1046) | | | |
| Québec | 0.3750 (0.1712) | 0.5000 (0.2041) | 0.1250 (0.2664) | 0.1951 (0.2862) | 64.0% | 0.1921 (0.2864) |
| FEMMES: 15 A 24 ANS | | | | | | |
| Toutes les parités | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.4745 (0.0024) | 0.4747 (0.0026) | 0.0002 (0.0036) | | | |
| Québec | 0.4639 (0.0039) | 0.4967 (0.0044) | 0.0328 (0.0059) | 0.0327 (0.0069) | 7.0% | |
| Aucun enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.4505 (0.003) | 0.4452 (0.0032) | -0.0053 (0.0044) | | | |
| Québec | 0.4513 (0.0048) | 0.4719 (0.0053) | 0.0205 (0.0072) | 0.0258 (0.0084) | 5.8% | |
| Un enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.6889 (0.0052) | 0.6807 (0.0057) | -0.0082 (0.0077) | | | |
| Québec | 0.6272 (0.0086) | 0.6782 (0.0095) | 0.0510 (0.0128) | 0.0593 (0.015) | 9.6% | |
| Deux enfants plus vieux ou plus | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.3263 (0.0055) | 0.3504 (0.0063) | 0.0241 (0.0084) | | | |
| Québec | 0.2817 (0.0099) | 0.3581 (0.012) | 0.0764 (0.0156) | 0.0522 (0.0177) | 17.1% | 0.0264 (0.0196) |

Tableaux de comparaison de la fécondité par rapport au temps, la région et la parité (fin)

| FEMMES: 35 A 44 ANS | | | | | | |
|--|--------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|-------|--------------------|
| Toutes les parités | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.1729 (0.0018) | 0.1975 (0.0019) | 0.0247 (0.0026) | | | |
| Québec | 0.1369 (0.0027) | 0.1728 (0.003) | 0.0358 (0.004) | 0.0112 (0.0048) | 6.9% | |
| Aucun enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.2082 (0.0039) | 0.2427 (0.0038) | 0.0345 (0.0054) | | | |
| Québec | 0.1636 (0.0055) | 0.2075 (0.0058) | 0.0439 (0.008) | 0.0094 (0.0097) | 4.7% | |
| Un enfant plus vieux | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.2849 (0.0046) | 0.3183 (0.004649) | 0.0334 (0.0065) | | | |
| Québec | 0.2211 (0.0066) | 0.2543 (0.0068) | 0.0332 (0.0095) | -0.0002 (0.0115) | -0.1% | |
| Deux enfants plus vieux ou plus | | | | | | |
| Reste du Canada | 0.1060 (0.0021) | 0.1165 (0.0021662) | 0.0105 (0.003) | | | |
| Québec | 0.0780 (0.0031) | 0.1026 (0.0036) | 0.0246 (0.0047) | 0.0141 (0.0056) | 16.0% | 0.0048 (0.0112) |

Annexe 3.2 Résultats de régressions MCO, Tobit et Poisson à court terme par cohortes

| | 15 à 24 ans | | | | | |
|--|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 30,282 | 30,282 | 30,282 | 30,282 | 30,282 | 30,282 |
| <i>R² (Pseudo R² pour Tobit)</i> | 0.0892 | 0.1694 | 0.0506 | 0.0973 | | |
| <i>Test de Cragg (Statistique T)</i> | | | 191,844 | 195,642 | | |
| Québec | -0.0209 (0.0221) | 0.0140 (0.0125) | -0.0748 (0.0711) | -0.0037 (0.048) | -0.0758 (0,0576) | -0.0100 (0,0557) |
| 1996 | 0.0566 * (0.0151) | 0.0825 * (0.0141) | 0.1895 * (0.049) | 0.2815 * (0.0418) | 0.1393 * (0,0374) | 0.2641 * (0,0439) |
| 1996 x Québec | 0.0226 (0.0143) | 0.0269 (0.0153) | 0.0698 (0.0476) | 0.0941 * (0.0436) | 0.0887 * (0,036) | 0.1260 * (0,0336) |
| Un enfant plus vieux | 0.5086 * (0.0443) | 0.4051 * (0.038) | 1.2197 * (0.1037) | 0.9223 * (0.0832) | 0.7379 * (0,053) | 0.4761 * (0,0401) |
| Deux enfants plus vieux ou + | 0.3920 * (0.0906) | 0.2557 * (0.0791) | 1.0328 * (0.2142) | 0.6329 * (0.1783) | 0.5956 * (0,1112) | 0.2876 * (0,0988) |
| Femme immigrante | -0.0040 (0.0387) | 0.0351 (0.0326) | 0.0282 (0.1103) | 0.1414 (0.1092) | -0.0071 (0,0881) | 0.0757 (0,0783) |
| Femme francophone | -0.0947 (0.0646) | -0.0320 (0.0453) | -0.2016 (0.1628) | -0.0433 (0.1324) | -0.2128 (0,1379) | -0.0877 (0,1169) |
| Femme anglophone | -0.0779 (0.061) | 0.0075 (0.0439) | -0.1713 (0.1578) | 0.0885 (0.1355) | -0.1660 (0,1248) | 0.0377 (0,1058) |
| Femme secondaire | -0.1807 * (0.0106) | -0.1923 * (0.0098) | -0.4445 * (0.0291) | -0.5127 * (0.0245) | -0.3312 * (0,0191) | -0.3805 * (0,0175) |
| Femme post-secondaire | -0.3383 * (0.0134) | -0.3212 * (0.0146) | -0.9859 * (0.0405) | -0.9657 * (0.0467) | -0.7657 * (0,0375) | -0.7528 * (0,0406) |
| Femme université | -0.5133 * (0.0246) | -0.4569 * (0.0304) | -1.9741 * (0.1137) | -1.8493 * (0.132) | -1.7379 * (0,1307) | -1.6439 * (0,146) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.1508 * (0.0129) | | 0.3697 * (0.0613) | | 0.1498 (0,1124) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.1835 * (0.0541) | | 0.4107 * (0.1465) | | 0.1300 (0,1663) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.1974 * (0.0827) | | -0.5404 * (0.2504) | | -0.5109 * (0,2596) |
| Homme immigrant | | -0.0662 (0.0415) | | -0.0943 (0.0771) | | -0.0875 (0,0516) |
| Homme francophone | | -0.1200 (0.0666) | | -0.1662 (0.1065) | | -0.1096 * (0,0551) |
| Homme anglophone | | -0.1377 * (0.0599) | | -0.2729 * (0.0756) | | -0.2079 * (0,0468) |
| Homme secondaire | | -0.1243 * (0.019) | | -0.2428 * (0.0569) | | -0.1411 * (0,0269) |
| Homme post-secondaire | | -0.1289 * (0.0172) | | -0.2524 * (0.0441) | | -0.1327 * (0,0394) |
| Homme université | | -0.2331 * (0.0229) | | -0.5061 * (0.0864) | | -0.3154 * (0,0493) |
| Union libre | | 0.3110 * (0.0786) | | 0.7682 * (0.1467) | | 0.9562 * (0,2865) |
| Marriés | | 0.5992 * (0.0869) | | 1.5456 * (0.1668) | | 1.4912 * (0,304) |
| Marrié x Québec | | -0.0051 (0.0278) | | 0.0682 (0.0708) | | 0.0899 (0,0497) |
| Région urbaine | | -0.0925 * (0.0162) | | -0.2998 * (0.052) | | -0.2431 * (0,0361) |
| Revenu réel | | -0.0186 * (0.0048) | | -0.0333 * (0.0101) | | -0.0266 * (0,0076) |
| Taux de chômage moyen | | -0.0124 (0.2714) | | 0.4530 (0.8532) | | -0.0241 (0,0149) |
| Constante | 0.6710 (0.0634) | 0.4821 * (0.0497) | -0.0877 (0.1568) | -0.6769 * (0.1352) | -0.3902 * (0,1348) | -0.9425 * (0,0918) |

Résultats de régressions MCO et Tobit à court terme par cohortes (suite)

| | 25 à 34 ans | | | | | |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------------------|-------------------|
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 106,819 | 106,819 | 106,819 | 106,819 | 106,819 | 106,819 |
| <i>R² (Pseudo R² pour Tobit)</i> | 0.0401 | 0.1679 | 0.0198 | 0.0836 | | |
| <i>Test de Cragg (Statistique T)</i> | | | 1,070,734 | 1,044,737 | | |
| Québec | -0.0457 * | 0.0458 | -0.0814 * | 0.1437 | -0.06918 * | 0.046836 |
| | (0.016) | (0.0323) | (0.0313) | (0.0769) | (0,0236) | (0,072) |
| 1996 | 0.0011 | 0.0573 * | 0.0058 | 0.1232 * | 0.001755 | -0.01622 |
| | (0.0092) | (0.0185) | (0.0183) | (0.0341) | (0,0134) | (0,0182) |
| 1996 x Québec | 0.0752 * | 0.1065 * | 0.1486 * | 0.2092 * | 0.112044 * | 0.145954 * |
| | (0.0086) | (0.0207) | (0.0173) | (0.0391) | (0,0126) | (0,0134) |
| Un enfant plus vieux | 0.1608 * | 0.0947 * | 0.4372 * | 0.3073 * | 0.201632 * | 0.106402 * |
| | (0.0214) | (0.025) | (0.0446) | (0.0512) | (0,0243) | (0,0307) |
| Deux enfants plus vieux ou + | -0.3212 * | -0.4357 * | -0.6589 * | -0.8312 * | -0.57978 * | -0.74113 * |
| | (0.0101) | (0.0134) | (0.0322) | (0.0389) | (0,0278) | (0,0329) |
| Femme immigrante | 0.0411 * | 0.0575 * | 0.1032 * | 0.1388 * | 0.056347 * | 0.079973 * |
| | (0.0171) | (0.0186) | (0.0313) | (0.0415) | (0,0244) | (0,0295) |
| Femme francophone | -0.0990 * | -0.0533 * | -0.1870 * | -0.1082 * | -0.13943 * | -0.07938 |
| | (0.0197) | (0.0256) | (0.0348) | (0.0514) | (0,0275) | (0,0435) |
| Femme anglophone | -0.0974 * | -0.0121 | -0.1947 * | -0.0195 | -0.13691 * | -0.02764 |
| | (0.0186) | (0.0279) | (0.0335) | (0.058) | (0,0255) | (0,0469) |
| Femme secondaire | 0.0375 * | -0.0484 * | 0.0793 * | -0.1164 * | 0.0502 * | -0.07998 * |
| | (0.013) | (0.0125) | (0.027) | (0.0235) | (0,0171) | (0,0184) |
| Femme post-secondaire | -0.0380 * | -0.0999 * | -0.0670 * | -0.2188 * | -0.05417 * | -0.1587 * |
| | (0.0097) | (0.0088) | (0.0185) | (0.0192) | (0,0136) | (0,0144) |
| Femme université | -0.1970 * | -0.2546 * | -0.4246 * | -0.5902 * | -0.30624 * | -0.41885 * |
| | (0.0107) | (0.0179) | (0.0258) | (0.045) | (0,0178) | (0,0294) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.2541 * | | 0.4917 * | | 0.586073 * |
| | | (0.0258) | | (0.0612) | | (0,0677) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.1749 * | | 0.3320 * | | 0.572102 * |
| | | (0.0101) | | (0.0296) | | (0,0678) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.0399 * | | -0.1575 * | | 0.218936 * |
| | | (0.0173) | | (0.041) | | (0,0515) |
| Homme immigrant | | -0.0066 | | -0.0032 | | -0.01437 |
| | | (0.0138) | | (0.0229) | | (0,0179) |
| Homme francophone | | 0.0092 | | 0.0542 | | 0.003697 |
| | | (0.0324) | | (0.0619) | | (0,0434) |
| Homme anglophone | | -0.0821 * | | -0.1404 * | | -0.09907 * |
| | | (0.0168) | | (0.029) | | (0,0245) |
| Homme secondaire | | 0.0014 | | 0.0141 | | 0.010115 |
| | | (0.0093) | | (0.0177) | | (0,013) |
| Homme post-secondaire | | 0.0210 * | | 0.0577 * | | 0.039554 * |
| | | (0.009) | | (0.0192) | | (0,0117) |
| Homme université | | 0.0293 * | | 0.1045 * | | 0.07283 * |
| | | (0.0074) | | (0.014) | | (0,012) |
| Union libre | | -0.0649 | | 0.0310 | | -0.4078 * |
| | | (0.0354) | | (0.0814) | | (0,1145) |
| Marriés | | 0.3688 * | | 0.9127 * | | 0.286071 * |
| | | (0.0252) | | (0.0485) | | (0,1154) |
| Marrié x Québec | | -0.0323 * | | -0.1357 * | | -0.15504 * |
| | | (0.0153) | | (0.046) | | (0,0423) |
| Région urbaine | | -0.1111 * | | -0.2171 * | | -0.14976 * |
| | | (0.0135) | | (0.0305) | | (0,0202) |
| Revenu réel | | 0.0209 * | | 0.0368 * | | 0.026773 * |
| | | (0.0025) | | (0.0046) | | (0,0028) |
| Taux de chômage moyen | | -1.2988 * | | -2.3275 * | | 0.029333 * |
| | | (0.3939) | | (0.7311) | | (0,0063) |
| Constante | 0.8334 * | 0.5843 * | 0.3371 * | -0.3169 * | -0.17065 * | -0.94844 * |
| | (0.0265) | (0.0662) | (0.0538) | (0.1323) | (0,0369) | (0,0529) |

Résultats de régressions MCO et Tobit à court terme par cohortes (fin)

| | 35 à 44 ans | | | | | |
|--|------------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 119,458 | 119,458 | 119,458 | 119,458 | 119,458 | 119,458 |
| <i>R² (Pseudo R² pour Tobit)</i> | 0.0576 | 0.145 | 0.0453 | 0.109 | | |
| <i>Test de Cragg (Statistique T)</i> | | | 657,160 | 656,810 | | |
| Québec | 0.0066 (0.0089) | 0.0646 * (0.0104) | 0.0534 (0.0412) | 0.3878 * (0.0418) | 0.0038 (0,0342) | 0.1842 * (0,0501) |
| 1996 | 0.0274 * (0.0063) | 0.0429 * (0.0096) | 0.1431 * (0.0308) | 0.2150 * (0.0467) | 0.1149 * (0,0229) | -0.0052 (0,0477) |
| 1996 x Québec | 0.0144 * (0.0071) | 0.0162 (0.0096) | 0.1062 * (0.0342) | 0.1096 * (0.0471) | 0.1144 * (0,0243) | 0.1114 * (0,0148) |
| Un enfant plus vieux | 0.0388 * (0.0051) | -0.0048 * (0.0025) | 0.3395 * (0.019) | 0.1438 * (0.0097) | 0.1325 * (0,0096) | -0.0340 * (0,007) |
| Deux enfants plus vieux ou + | -0.1819 * (0.0169) | -0.2554 * (0.0214) | -0.9124 * (0.0306) | -1.1369 * (0.0288) | -0.9062 * (0,0315) | -1.1547 * (0,0282) |
| Femme immigrante | 0.0171 (0.0095) | 0.0170 * (0.0065) | 0.1162 * (0.0443) | 0.1223 * (0.0403) | 0.0748 * (0,0379) | 0.0646 * (0,0327) |
| Femme francophone | -0.1283 * (0.0096) | -0.0914 * (0.0155) | -0.7225 * (0.051) | -0.5409 * (0.09) | -0.5663 * (0,0355) | -0.3944 * (0,0478) |
| Femme anglophone | -0.0610 * (0.0082) | -0.0279 * (0.0084) | -0.3148 * (0.0534) | -0.1388 * (0.042) | -0.2256 * (0,0357) | -0.1023 * (0,0389) |
| Femme secondaire | 0.0382 * (0.0099) | -0.0052 (0.0037) | 0.2220 * (0.0493) | -0.0256 (0.0216) | 0.2094 * (0,0464) | 0.0061 (0,0298) |
| Femme post-secondaire | 0.0632 * (0.0067) | 0.0176 * (0.0026) | 0.3991 * (0.0316) | 0.1318 * (0.0169) | 0.3367 * (0,0336) | 0.1264 * (0,0184) |
| Femme université | 0.1637 * (0.0138) | 0.0725 * (0.0039) | 0.8409 * (0.04) | 0.3538 * (0.018) | 0.6868 * (0,0353) | 0.3018 * (0,0165) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.3505 * (0.013) | | 1.1604 * (0.0724) | | 1.2985 * (0,1199) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.0998 * (0.0151) | | 0.4288 * (0.0739) | | 0.9960 * (0,1492) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.1115 * (0.0135) | | -0.8041 * (0.0842) | | -0.0673 (0,1514) |
| Homme immigrant | | 0.0109 (0.0065) | | 0.0705 * (0.0213) | | 0.0423 * (0,0212) |
| Homme francophone | | -0.0303 * (0.0126) | | -0.0889 (0.072) | | -0.1131 * (0,0554) |
| Homme anglophone | | -0.0337 * (0.0073) | | -0.1370 * (0.0466) | | -0.1024 * (0,0356) |
| Homme secondaire | | 0.0214 * (0.0052) | | 0.1273 * (0.0292) | | 0.1138 * (0,0263) |
| Homme post-secondaire | | 0.0391 * (0.0042) | | 0.2092 * (0.0193) | | 0.1899 * (0,0187) |
| Homme université | | 0.1395 * (0.0063) | | 0.5820 * (0.0178) | | 0.4317 * (0,0163) |
| Union libre | | 0.0234 (0.0433) | | 0.4034 (0.255) | | -0.0552 (0,2558) |
| Marriés | | 0.1821 * (0.0156) | | 1.0185 * (0.1277) | | -0.3423 * (0,0424) |
| Marrié x Québec | | -0.0496 * (0.0104) | | -0.2921 * (0.0502) | | 0.0770 * (0,0314) |
| Région urbaine | | 0.0150 * (0.007) | | 0.0741 (0.042) | | 0.0149 * (0,0029) |
| Revenu réel | | 0.0036 * (0.0013) | | 0.0118 * (0.005) | | 0.0624 * (0,0208) |
| Taux de chômage moyen | | -0.4552 * (0.153) | | -2.6856 * (1.0014) | | |
| Constante | 0.2893 * (0.0063) | 0.1652 * (0.0188) | -1.5657 * (0.0373) | -2.1314 * (0.0825) | -1.3601 * (0,0334) | -2.2833 * (0,0337) |

Annexe 3.3 Résultats de régressions Probit à court terme par cohortes, par structures familiales

| | 15 à 24 ans | | 25 à 34 ans | | 35 à 44 ans | |
|---|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 30,282 | 30,282 | 106,819 | 106,819 | 119,458 | 119,458 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0176 | 0.144 | 0.0334 | 0.1448 | 0.044 | 0.1498 |
| Québec | -0.0346 * | 0.0026 | 0.0009 | 0.0707 * | -0.0403 * | 0.0623 * |
| | (0.0105) | (0.0093) | (0.0062) | (0.0239) | (0.0044) | (0.0074) |
| 1996 | 0.0347 * | 0.0637 * | -0.0053 | 0.0323 * | 0.0287 * | 0.0326 * |
| | (0.0091) | (0.0099) | (0.0053) | (0.0108) | (0.009) | (0.0092) |
| 1996 x Québec x 0 | 0.0030 | 0.0081 | 0.0258 * | 0.0538 * | 0.0094 | 0.0047 |
| | (0.0091) | (0.0055) | (0.0053) | (0.0103) | (0.0111) | (0.0163) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 1.07% | 2.61% | 5.79% | 11.12% | 4.87% | 2.39% |
| 1996 x Québec x 1 | 0.0565 * | 0.0411 * | 0.0593 * | 0.0781 * | -0.0002 | 0.0025 |
| | (0.0241) | (0.0163) | (0.011) | (0.0171) | (0.0108) | (0.0132) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 9.78% | 6.50% | 9.58% | 11.87% | -0.08% | 0.95% |
| 1996 x Québec x 2 | 0.1951 * | 0.0380 | 0.0522 * | 0.0771 * | 0.0141 * | 0.0442 * |
| | (0.0601) | (0.0654) | (0.0066) | (0.0084) | (0.0026) | (0.0066) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 63.97% | 9.93% | 17.03% | 22.38% | 17.15% | 50.98% |
| dummy1* | 0.4525 * | 0.3595 * | 0.2404 * | 0.2078 * | 0.0649 * | 0.0423 * |
| | (0.0294) | (0.0379) | (0.012) | (0.0115) | (0.0048) | (0.0023) |
| dummy2* | 0.4479 * | 0.2964 * | -0.1275 * | -0.2230 * | -0.1085 * | -0.1380 * |
| | (0.0534) | (0.0731) | (0.0112) | (0.0095) | (0.0044) | (0.004) |
| Québec x 1 | -0.0588 * | -0.0440 | -0.0638 * | -0.0842 * | -0.0185 * | -0.0013 |
| | (0.0293) | (0.0319) | (0.012) | (0.0132) | (0.0051) | (0.002) |
| Québec x 2 | -0.3134 * | -0.2106 * | -0.0478 * | -0.0737 * | 0.0167 * | -0.0274 * |
| | (0.0528) | (0.0645) | (0.0113) | (0.0121) | (0.0041) | (0.0043) |
| 1996 x 1 | -0.0931 * | -0.0672 * | -0.0032 | -0.0010 | 0.0007 | 0.0057 * |
| | (0.0202) | (0.016) | (0.0081) | (0.0066) | (0.0024) | (0.0025) |
| 1996 x 2 | -0.1046 | -0.0556 | 0.0305 * | 0.0304 * | -0.0243 * | -0.0240 * |
| | (0.0653) | (0.0755) | (0.0094) | (0.0073) | (0.0103) | (0.0093) |
| Femme immigrante | | 0.0377 | | 0.0542 * | | 0.0171 * |
| | | (0.0268) | | (0.0117) | | (0.0056) |
| Femme francophone | | -0.0003 | | -0.0277 | | -0.0692 * |
| | | (0.0263) | | (0.0144) | | (0.0098) |
| Femme anglophone | | 0.0272 | | -0.0026 | | -0.0214 * |
| | | (0.0289) | | (0.016) | | (0.0056) |
| Femme secondaire | | -0.1044 * | | -0.0313 * | | -0.0023 |
| | | (0.0069) | | (0.0082) | | (0.0025) |
| Femme post-secondaire | | -0.2045 * | | -0.0633 * | | 0.0202 * |
| | | (0.0126) | | (0.0059) | | (0.002) |
| Femme université | | -0.2726 * | | -0.1775 * | | 0.0539 * |
| | | (0.0145) | | (0.013) | | (0.0022) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.0796 * | | 0.1412 * | | 0.2068 * |
| | | (0.0164) | | (0.0178) | | (0.0154) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.0780 * | | 0.0775 * | | 0.0520 * |
| | | (0.0381) | | (0.0075) | | (0.0098) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.1358 * | | -0.0866 * | | -0.0971 * |
| | | (0.0429) | | (0.01) | | (0.0073) |
| Homme immigrant | | -0.0093 | | 0.0107 | | 0.0110 * |
| | | (0.0154) | | (0.0075) | | (0.0027) |
| Homme francophone | | -0.0255 | | 0.0252 | | -0.0121 |
| | | (0.024) | | (0.0212) | | (0.009) |
| Homme anglophone | | -0.0494 * | | -0.0458 * | | -0.0198 * |
| | | (0.0153) | | (0.0092) | | (0.0064) |
| Homme secondaire | | -0.0581 * | | 0.0036 | | 0.0176 * |
| | | (0.0154) | | (0.0063) | | (0.0046) |
| Homme post-secondaire | | -0.0656 * | | 0.0171 * | | 0.0289 * |
| | | (0.0072) | | (0.0078) | | (0.0028) |
| Homme université | | -0.1142 * | | 0.0192 * | | 0.0904 * |
| | | (0.0179) | | (0.0042) | | (0.0041) |
| Union libre | | 0.1826 * | | 0.0140 | | 0.0617 |
| | | (0.0363) | | (0.0244) | | (0.0387) |
| Marriés | | 0.3873 * | | 0.2885 * | | 0.1233 * |
| | | (0.0401) | | (0.0158) | | (0.0111) |
| Marrié x Québec | | 0.0180 | | -0.0249 * | | -0.0256 * |
| | | (0.0154) | | (0.0105) | | (0.0097) |
| Région urbaine | | -0.0648 * | | -0.0636 * | | 0.0120 |
| | | (0.012) | | (0.0093) | | (0.0065) |
| Revenu réel (1,000\$C, dollars de 2002) | | -0.0067 * | | 0.0123 * | | 0.0015 * |
| | | (0.0021) | | (0.0017) | | (0.0007) |
| Taux de chômage moyen | | 0.2493 | | -0.6216 * | | -0.3200 * |
| | | (0.19) | | (0.2043) | | (0.1309) |

Annexe 3.4 Résultats de régressions Probit à long terme en suivant les cohortes

| | 15 à 24 ans en 1996 | | | | 25 à 34 ans en 1996 | | | |
|--|---------------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 25 à 34 ans en 2006 | | | | 35 à 44 ans en 2006 | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Observations | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 |
| Pseudo R ² | 0.0144 | 0.0493 | 0.1229 | 0.1408 | 0.0641 | 0.1041 | 0.1788 | 0.1889 |
| Québec | -0.0405 * | -0.0273 * | -0.0146 | -0.0005 | 0.0203 * | 0.0466 * | 0.0590 * | 0.1089 * |
| | (0.0135) | (0.0097) | (0.0144) | (0.015) | (0.0066) | (0.0092) | (0.0093) | (0.0073) |
| 2006 | 0.1352 * | 0.1488 * | 0.0647 * | 0.0494 * | -0.2518 * | -0.2345 * | -0.1846 * | -0.2020 * |
| | (0.0079) | (0.007) | (0.0042) | (0.0087) | (0.0098) | (0.0121) | (0.0065) | (0.0095) |
| 2006 x Québec | 0.0394 * | 0.0355 * | 0.0513 * | 0.0826 * | -0.0639 * | -0.0711 * | -0.0511 * | -0.0778 * |
| | (0.0078) | (0.0077) | (0.0067) | (0.0062) | (0.0096) | (0.0086) | (0.0053) | (0.0079) |
| Augmentation implicite % | 9.3% | 8.1% | 14.5% | 24.4% | -26.1% | -27.1% | -16.4% | -26.4% |
| Un enfant plus vieux | | 0.1932 * | 0.1820 * | 0.1763 * | 0.1508 * | 0.1361 * | 0.1285 * | |
| | | (0.0134) | (0.0126) | (0.0136) | (0.0072) | (0.0069) | (0.0071) | |
| Deux enfants plus vieux ou + | | -0.1039 * | -0.1523 * | -0.1696 * | -0.1481 * | -0.1833 * | -0.2004 * | |
| | | (0.0179) | (0.0158) | (0.0167) | (0.0102) | (0.0097) | (0.0095) | |
| Femme immigrante | | 0.0460 * | 0.0717 * | 0.0640 * | 0.0447 * | 0.0601 * | 0.0579 * | |
| | | (0.0118) | (0.0176) | (0.0199) | (0.0096) | (0.0131) | (0.013) | |
| Femme francophone | | -0.0531 * | -0.0369 | -0.0296 | -0.0796 * | -0.0490 * | -0.0428 * | |
| | | (0.0112) | (0.0196) | (0.0195) | (0.0109) | (0.0165) | (0.0164) | |
| Femme anglophone | | -0.0600 * | -0.0031 | 0.0074 | -0.0537 * | -0.0171 | -0.0082 | |
| | | (0.014) | (0.0188) | (0.0189) | (0.0073) | (0.0116) | (0.0115) | |
| Femme secondaire | | -0.0924 * | -0.1128 * | -0.1201 * | 0.0023 | -0.0359 * | -0.0427 * | |
| | | (0.0088) | (0.0096) | (0.0086) | (0.0037) | (0.0034) | (0.0037) | |
| Femme post-secondaire | | -0.1339 * | -0.1634 * | -0.1768 * | 0.0127 * | -0.0316 * | -0.0382 * | |
| | | (0.0058) | (0.0086) | (0.007) | (0.0033) | (0.0044) | (0.0047) | |
| Femme université | | -0.2054 * | -0.2483 * | -0.2643 * | 0.0184 * | -0.0582 * | -0.0658 * | |
| | | (0.0082) | (0.0098) | (0.0087) | (0.0043) | (0.0084) | (0.0092) | |
| Homme 25 à 34 ans | | | 0.1452 * | 0.1098 * | | 0.1767 * | 0.1324 * | |
| | | | (0.0169) | (0.0255) | | (0.0148) | (0.018) | |
| Homme 35 à 44 ans | | | 0.1580 * | 0.1118 * | | 0.1307 * | 0.0847 * | |
| | | | (0.0144) | (0.0219) | | (0.0156) | (0.0101) | |
| Homme 45 ans et plus | | | -0.0391 * | -0.0678 * | | -0.1031 * | -0.1371 * | |
| | | | (0.0156) | (0.0185) | | (0.0152) | (0.0102) | |
| Homme immigrant | | | 0.0262 * | 0.0086 | | 0.0164 | 0.0113 | |
| | | | (0.009) | (0.0078) | | (0.0113) | (0.0113) | |
| Homme francophone | | | -0.0401 * | 0.0421 * | | -0.0460 * | 0.0010 | |
| | | | (0.0144) | (0.0203) | | (0.0092) | (0.01) | |
| Homme anglophone | | | -0.0692 * | -0.0560 * | | -0.0391 * | -0.0339 * | |
| | | | (0.0062) | (0.0085) | | (0.0055) | (0.0044) | |
| Homme secondaire | | | -0.0138 * | -0.0325 * | | 0.0184 * | 0.0092 | |
| | | | (0.005) | (0.0074) | | (0.0063) | (0.005) | |
| Homme post-secondaire | | | -0.0141 * | -0.0339 * | | 0.0309 * | 0.0214 * | |
| | | | (0.0042) | (0.0051) | | (0.0058) | (0.0047) | |
| Homme université | | | -0.0014 | -0.0271 * | | 0.0680 * | 0.0569 * | |
| | | | (0.0052) | (0.0043) | | (0.0048) | (0.0029) | |
| En couple | | | 0.1909 * | | | 0.1488 * | | |
| | | | (0.0176) | | | (0.0116) | | |
| Union libre | | | | 0.1030 * | | | 0.0788 * | |
| | | | | (0.0227) | | | (0.0292) | |
| Marriés | | | | 0.3354 * | | | 0.2413 * | |
| | | | | (0.023) | | | (0.0111) | |
| Marrié x Québec | | | | -0.0432 * | | | -0.0068 | |
| | | | | (0.008) | | | (0.0086) | |
| Région urbaine | | | -0.0906 * | -0.0878 * | | -0.0207 * | -0.0231 * | |
| | | | (0.0047) | (0.0048) | | (0.0073) | (0.0077) | |
| Revenu réel (1,000\$, dollars de 2002) | | | 0.0151 * | 0.0113 * | | 0.0088 * | 0.0069 * | |
| | | | (0.0012) | (0.0013) | | (0.0009) | (0.0009) | |
| Taux de chômage moyen | | | | -0.0319 | | | -0.6632 * | |
| | | | | (0.286) | | | (0.164) | |

Annexe 3.5 Résultats de régressions Probit à long terme en suivant les cohortes, par structures familiales

| | 15 à 24 ans en 1996 | | 25 à 34 ans en 1996 | |
|---|---------------------|-----------------|---------------------|------------------|
| | 25 à 34 ans en 2006 | | 35 à 44 ans en 2006 | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| <i>Observations</i> | 235,980 | 235,980 | 422,820 | 422,820 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.0347 | 0.1417 | 0.1039 | 0.1941 |
| Québec | -0.0335 * | 0.0015 | 0.0244 * | 0.1248 * |
| | (0.0139) | (0.0156) | (0.0063) | (0.0097) |
| 2006 | 0.1154 * | 0.0538 * | -0.1481 * | -0.1083 * |
| | (0.0066) | (0.0101) | (0.0156) | (0.0129) |
| 2006 x Québec x 0 | 0.0381 * | 0.0758 * | -0.0835 * | -0.0861 * |
| | (0.0064) | (0.0069) | (0.016) | (0.0176) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 9.6% | 22.5% | -25.8% | -23.7% |
| 2006 x Québec x 1 | 0.0342 | 0.0296 | -0.0638 * | -0.0220 * |
| | (0.0211) | (0.0186) | (0.0068) | (0.0026) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 5.7% | 5.0% | -18.5% | -5.7% |
| 2006 x Québec x 2 | 0.1310 | 0.2632 * | -0.0303 * | -0.0648 * |
| | (0.0962) | (0.1151) | (0.0102) | (0.0069) |
| <i>Augmentation implicite %</i> | 59.6% | 115.3% | -26.2% | -41.8% |
| dummy1* | 0.3575 * | 0.2834 * | 0.2294 * | 0.2254 * |
| | (0.0233) | (0.0311) | (0.0171) | (0.0164) |
| dummy2* | 0.3406 * | 0.2051 | -0.0864 * | -0.1239 * |
| | (0.1023) | (0.1361) | (0.0114) | (0.007) |
| Québec x 1 | 0.0028 | 0.0166 | -0.0236 | -0.0129 |
| | (0.0213) | (0.0256) | (0.017) | (0.0148) |
| Québec x 2 | -0.0984 | -0.2023 | -0.0178 | -0.0429 * |
| | (0.087) | (0.1096) | (0.0103) | (0.0065) |
| 2006 x 1 | -0.1453 * | -0.0940 * | -0.1861 * | -0.1817 * |
| | (0.0174) | (0.0197) | (0.0116) | (0.0132) |
| 2006 x 2 | -0.3955 * | -0.3255 * | -0.0944 * | -0.0949 * |
| | (0.086) | (0.1033) | (0.0139) | (0.0126) |
| Femme immigrante | | 0.0643 * | | 0.0579 * |
| | | (0.0195) | | (0.0127) |
| Femme francophone | | -0.0294 | | -0.0423 * |
| | | (0.0195) | | (0.0167) |
| Femme anglophone | | 0.0077 | | -0.0083 |
| | | (0.0189) | | (0.0111) |
| Femme secondaire | | -0.1197 * | | -0.0357 * |
| | | (0.0087) | | (0.0034) |
| Femme post-secondaire | | -0.1769 * | | -0.0293 * |
| | | (0.007) | | (0.0045) |
| Femme université | | -0.2653 * | | -0.0565 * |
| | | (0.0084) | | (0.0085) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.1058 * | | 0.1185 * |
| | | (0.0257) | | (0.019) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.1093 * | | 0.0638 * |
| | | (0.0228) | | (0.0105) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.0724 * | | -0.1490 * |
| | | (0.0191) | | (0.0101) |
| Homme immigrant | | 0.0083 | | 0.0118 |
| | | (0.0081) | | (0.0112) |
| Homme francophone | | 0.0438 * | | -0.0004 |
| | | (0.0202) | | (0.0104) |
| Homme anglophone | | -0.0557 * | | -0.0367 * |
| | | (0.0081) | | (0.0045) |
| Homme secondaire | | -0.0318 * | | 0.0136 * |
| | | (0.0072) | | (0.0055) |
| Homme post-secondaire | | -0.0338 * | | 0.0255 * |
| | | (0.0053) | | (0.0055) |
| Homme université | | -0.0268 * | | 0.0625 * |
| | | (0.0046) | | (0.0027) |
| Union libre | | 0.1041 * | | 0.0945 * |
| | | (0.0226) | | (0.0284) |
| Marriés | | 0.3369 * | | 0.2572 * |
| | | (0.0238) | | (0.0116) |
| Marrié x Québec | | -0.0379 * | | -0.0036 |
| | | (0.0082) | | (0.0091) |
| Région urbaine | | -0.0877 * | | -0.0213 * |
| | | (0.0049) | | (0.0079) |
| Revenu réel (1,000\$C, dollars de 2002) | | 0.0113 * | | 0.0072 * |
| | | (0.0014) | | (0.001) |
| Taux de chômage moyen | | -0.0435 | | -0.6705 * |
| | | (0.2833) | | (0.132) |

Annexe 3.6 Résultats de régressions OLS et Tobit à long terme en suivant les cohortes

| Variable dépendante: | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | | 15 à 24 ans en 1996 25 à 34 ans en 2006 | |
|--|--|-----------------|--|-----------------|--|-----------------|
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Nb enfants de moins de 5 ans | | | | | | |
| Observations | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 235,980 | 235,980 |
| R2 | 0.0520 | 0.1668 | 0.0268 | 0.0854 | | |
| Test de Cragg (Statistique T) | | | 399,704 | 398,657 | | |
| Québec | -0.0354 * | 0.0247 | -0.1204 * | 0.0100 | -0.1055 * | 0.0146 |
| | (0.0145) | (0.0221) | (0.0381) | (0.0546) | (0.0316) | (0.0497) |
| 2006 | 0.2470 * | 0.0587 * | 0.6109 * | 0.1628 * | 0.4617 * | 0.1191 * |
| | (0.0116) | (0.0096) | (0.0299) | (0.0254) | (0.0238) | (0.019) |
| 2006 x Québec | 0.0395 * | 0.0907 * | 0.1384 * | 0.2724 * | 0.1132 * | 0.2175 * |
| | (0.0098) | (0.0081) | (0.0283) | (0.0198) | (0.0227) | (0.0153) |
| Un enfant plus vieux | 0.1714 * | 0.1116 * | 0.4645 * | 0.3325 * | 0.2242 * | 0.1279 * |
| | (0.0229) | (0.0202) | (0.0517) | (0.0433) | (0.0324) | (0.0278) |
| Deux enfants plus vieux ou + | -0.2147 * | -0.3217 * | -0.4652 * | -0.6493 * | -0.3858 * | -0.5608 * |
| | (0.0283) | (0.026) | (0.0681) | (0.0646) | (0.0548) | (0.0526) |
| Femme immigrante | 0.0399 * | 0.0612 * | 0.1200 * | 0.1701 * | 0.0569 | 0.0920 |
| | (0.0203) | (0.0262) | (0.0442) | (0.0664) | (0.0329) | (0.0477) |
| Femme francophone | -0.1102 * | -0.0507 * | -0.2147 * | -0.1251 | -0.1718 * | -0.1069 |
| | (0.0233) | (0.0253) | (0.0472) | (0.071) | (0.0354) | (0.0576) |
| Femme anglophone | -0.1157 * | -0.0085 | -0.2336 * | 0.0007 | -0.1804 * | -0.0155 |
| | (0.0274) | (0.0278) | (0.0579) | (0.0675) | (0.043) | (0.0522) |
| Femme secondaire | -0.1605 * | -0.1846 * | -0.3733 * | -0.4455 * | -0.2643 * | -0.3267 * |
| | (0.0114) | (0.01) | (0.027) | (0.0247) | (0.0177) | (0.0163) |
| Femme post-secondaire | -0.2244 * | -0.2623 * | -0.5283 * | -0.6416 * | -0.3737 * | -0.4707 * |
| | (0.009) | (0.0083) | (0.0235) | (0.0227) | (0.0159) | (0.0145) |
| Femme université | -0.3286 * | -0.3773 * | -0.8109 * | -0.9906 * | -0.5607 * | -0.6989 * |
| | (0.0083) | (0.0127) | (0.0259) | (0.0221) | (0.0152) | (0.0162) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.1860 * | | 0.4008 * | | 0.3213 * |
| | | (0.0307) | | (0.0822) | | (0.0583) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.1974 * | | 0.4119 * | | 0.3333 * |
| | | (0.0246) | | (0.0685) | | (0.0474) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.0482 * | | -0.1188 | | -0.0429 |
| | | (0.0237) | | (0.0618) | | (0.0434) |
| Homme immigrant | | -0.0153 | | -0.0167 | | -0.0195 |
| | | (0.0128) | | (0.0267) | | (0.019) |
| Homme francophone | | 0.0229 | | 0.1244 | | 0.0834 |
| | | (0.0357) | | (0.0734) | | (0.059) |
| Homme anglophone | | -0.1080 * | | -0.1919 * | | -0.1291 * |
| | | (0.0186) | | (0.0263) | | (0.0142) |
| Homme secondaire | | -0.0747 * | | -0.1145 * | | -0.0628 * |
| | | (0.0096) | | (0.02) | | (0.0088) |
| Homme post-secondaire | | -0.0768 * | | -0.1083 * | | -0.0549 * |
| | | (0.0079) | | (0.0145) | | (0.0095) |
| Homme université | | -0.0734 * | | -0.0508 * | | 0.0026 |
| | | (0.0071) | | (0.0134) | | (0.0125) |
| Union libre | | 0.1365 * | | 0.3616 * | | 0.3119 * |
| | | (0.0359) | | (0.0782) | | (0.061) |
| Marriés | | 0.4995 * | | 1.1381 * | | 0.8731 * |
| | | (0.0338) | | (0.0847) | | (0.0544) |
| Marrié x Québec | | -0.0435 * | | -0.1540 * | | -0.1225 * |
| | | (0.0099) | | (0.0311) | | (0.0308) |
| Région urbaine | | -0.1389 * | | -0.3155 * | | -0.2445 * |
| | | (0.0083) | | (0.0213) | | (0.0157) |
| Revenu réel (1,000\$, dollars de 2002) | | 0.0016 * | | 0.0033 * | | 0.0022 * |
| | | (0.0002) | | (0.0004) | | (0.0003) |
| Taux de chômage moyen | | -0.9766 * | | -1.2647 | | -1.5073 * |
| | | (0.3441) | | (0.8528) | | (0.5995) |
| Constante | 0.6980 * | 0.6504 * | 0.0096 | -0.1848 | -0.4209 * | -0.6584 * |
| | (0.0352) | (0.0498) | (0.0783) | (0.1291) | (0.06) | (0.1018) |

Résultats de régressions OLS et Tobit à long terme en suivant les cohortes (fin)

| Variable dépendante: | 25 à 34 ans en 1996 35 à 44 ans en 2006 | | 25 à 34 ans en 1996 35 à 44 ans en 2006 | | 25 à 34 ans en 1996 35 à 44 ans en 2006 | |
|---|--|------------------|--|------------------|--|------------------|
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Nb enfants de moins de 5 ans | | | | | | |
| Observations | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 |
| R2 | 0.1122 | 0.2110 | 0.0667 | 0.1234 | | |
| Test de Cragg (Statistique T) | | | 852,248 | 844,083 | | |
| Québec | 0.0511 * | 0.1356 * | 0.1654 * | 0.4093 * | 0.0929 * | 0.3496 * |
| | (0.0132) | (0.0144) | (0.0341) | (0.0365) | (0.0227) | (0.0429) |
| 2006 | -0.3328 * | -0.2623 * | -0.9614 * | -0.7955 * | -0.7128 * | -0.6064 * |
| | (0.0174) | (0.0121) | (0.0637) | (0.045) | (0.0562) | (0.0412) |
| 2006 x Québec | -0.0767 * | -0.0608 * | -0.2986 * | -0.2251 * | -0.2544 * | -0.2119 * |
| | (0.0121) | (0.0124) | (0.0488) | (0.0444) | (0.046) | (0.0448) |
| Un enfant plus vieux | 0.0919 * | 0.0446 * | 0.3891 * | 0.2604 * | 0.1812 * | 0.0776 * |
| | (0.0081) | (0.0058) | (0.0206) | (0.0166) | (0.0117) | (0.0097) |
| Deux enfants plus vieux ou + | -0.2418 * | -0.3362 * | -0.7919 * | -0.9616 * | -0.7598 * | -0.9497 * |
| | (0.0171) | (0.0158) | (0.046) | (0.0373) | (0.0453) | (0.0402) |
| Femme immigrante | 0.0381 * | 0.0570 * | 0.1491 * | 0.1861 * | 0.0890 * | 0.1135 * |
| | (0.0134) | (0.0159) | (0.041) | (0.0491) | (0.0316) | (0.0342) |
| Femme francophone | -0.1102 * | -0.0542 * | -0.3441 * | -0.1875 * | -0.2357 * | -0.1167 * |
| | (0.0148) | (0.0188) | (0.0445) | (0.0635) | (0.031) | (0.0406) |
| Femme anglophone | -0.0792 * | -0.0165 | -0.2262 * | -0.0548 | -0.1678 * | -0.0385 |
| | (0.0118) | (0.0166) | (0.0347) | (0.05) | (0.0259) | (0.0388) |
| Femme secondaire | 0.0019 | -0.0592 * | -0.0098 | -0.1932 * | -0.0141 | -0.1479 * |
| | (0.0061) | (0.0067) | (0.0171) | (0.0153) | (0.0138) | (0.0118) |
| Femme post-secondaire | 0.0100 | -0.0580 * | 0.0294 | -0.1784 * | -0.0005 | -0.1454 * |
| | (0.0074) | (0.009) | (0.0167) | (0.0199) | (0.015) | (0.017) |
| Femme université | 0.0038 | -0.1081 * | 0.0606 * | -0.2901 * | -0.0122 | -0.2375 * |
| | (0.0073) | (0.0153) | (0.0191) | (0.0382) | (0.0135) | (0.0283) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.2813 * | | 0.5246 * | | 0.4093 * |
| | | (0.031) | | (0.0726) | | (0.0549) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.1563 * | | 0.3922 * | | 0.3736 * |
| | | (0.0186) | | (0.0465) | | (0.0415) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.1034 * | | -0.5360 * | | -0.4843 * |
| | | (0.0191) | | (0.0496) | | (0.0518) |
| Homme immigrant | | -0.0048 | | 0.0159 | | 0.0045 |
| | | (0.0162) | | (0.0438) | | (0.0315) |
| Homme francophone | | 0.0013 | | -0.0001 | | 0.0006 |
| | | (0.0191) | | (0.0452) | | (0.035) |
| Homme anglophone | | -0.0553 * | | -0.1240 * | | -0.0856 * |
| | | (0.0072) | | (0.0188) | | (0.0137) |
| Homme secondaire | | 0.0013 | | 0.0318 * | | 0.0150 |
| | | (0.0051) | | (0.0145) | | (0.0096) |
| Homme post-secondaire | | 0.0203 * | | 0.0733 * | | 0.0405 * |
| | | (0.0061) | | (0.0142) | | (0.0103) |
| Homme université | | 0.0749 * | | 0.2267 * | | 0.1317 * |
| | | (0.0046) | | (0.0098) | | (0.0078) |
| Union libre | | 0.0135 | | 0.2875 * | | 0.2732 * |
| | | (0.0331) | | (0.0965) | | (0.088) |
| Marriés | | 0.2956 * | | 0.9587 * | | 0.8408 * |
| | | (0.0173) | | (0.044) | | (0.0395) |
| Marrié x Québec | | -0.0441 * | | -0.1619 * | | -0.1622 * |
| | | (0.0135) | | (0.0424) | | (0.041) |
| Région urbaine | | -0.0499 * | | -0.1162 * | | -0.1099 * |
| | | (0.0094) | | (0.0293) | | (0.0216) |
| Revenu réel (1,000\$C, dollars de 2002) | | 0.0011 * | | 0.0027 * | | 0.0023 * |
| | | (0.0001) | | (0.0003) | | (0.0002) |
| Taux de chômage moyen | | -1.3723 * | | -3.3951 * | | -2.9800 * |
| | | (0.2261) | | (0.6017) | | (0.4469) |
| Constante | 0.7576 * | 0.5927 * | 0.1995 * | -0.3154 * | -0.2036 * | -0.7840 * |
| | (0.0203) | (0.0388) | (0.0478) | (0.1075) | (0.0378) | (0.0959) |

Annexe 3.7 Résultats de régressions MCO et Tobit sur le nombre d'enfants 86-96-06

| Variable dépendante: | Série 1 | | Série 1 | | Série 1 | |
|---|--|-----------------|--|-----------------|--|-----------------|
| | 15 à 24 ans en 1986 25 à 34 ans en 1996 | | 15 à 24 ans en 1986 25 à 34 ans en 1996 | | 15 à 24 ans en 1986 25 à 34 ans en 1996 | |
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| Nombre d'enfants | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Observations | 53,200 | 53,200 | 53,200 | 53,200 | 53,200 | 53,200 |
| R ² (Pseudo R ² pour Tobit) | 0.1171 | 0.2063 | 0.0426 | 0.0785 | | |
| Test de Cragg (Statistique T) | | | 1,129,205 | 1,119,558 | | |
| Québec | -0.2018 * | -0.1106 * | -0.4915 * | -0.3604 * | -0.3789 * | -0.3098 * |
| | (0.0513) | (0.042) | (0.0994) | (0.0735) | (0.0656) | (0.0547) |
| 1996 | 0.6932 * | 0.5374 * | 1.0981 * | 0.7517 * | 0.7056 * | 0.5095 * |
| | (0.0325) | (0.0461) | (0.0718) | (0.0882) | (0.05) | (0.0602) |
| 1996 x Québec | 0.1320 * | 0.1391 * | 0.3913 * | 0.4015 * | 0.3210 * | 0.3338 * |
| | (0.0275) | (0.0399) | (0.0625) | (0.0751) | (0.0459) | (0.0563) |
| Femme immigrante | 0.0699 | 0.1234 * | 0.1377 | 0.2262 * | 0.0527 | 0.1062 * |
| | (0.0543) | (0.0502) | (0.0802) | (0.0792) | (0.0482) | (0.0469) |
| Femme francophone | -0.0852 | -0.0541 | -0.0694 | -0.0310 | -0.0677 | -0.0545 |
| | (0.0505) | (0.0484) | (0.0644) | (0.0714) | (0.0445) | (0.0502) |
| Femme anglophone | -0.1282 * | -0.0186 | -0.1624 * | 0.0082 | -0.1031 * | -0.0155 |
| | (0.0566) | (0.0526) | (0.0718) | (0.0738) | (0.0464) | (0.0498) |
| Femme secondaire | -0.2579 * | -0.2780 * | -0.4086 * | -0.4539 * | -0.2011 * | -0.2254 * |
| | (0.0224) | (0.02) | (0.0262) | (0.0265) | (0.0146) | (0.0153) |
| Femme post-secondaire | -0.4527 * | -0.4205 * | -0.7208 * | -0.6838 * | -0.3687 * | -0.3490 * |
| | (0.0314) | (0.0267) | (0.0424) | (0.0396) | (0.019) | (0.0202) |
| Femme université | -0.8935 * | -0.7843 * | -1.5098 * | -1.3729 * | -0.8411 * | -0.7616 * |
| | (0.0503) | (0.0464) | (0.0768) | (0.077) | (0.0403) | (0.0433) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.4155 * | | 0.8958 * | | 0.6164 * |
| | | (0.0202) | | (0.0464) | | (0.0464) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.7842 * | | 1.3936 * | | 0.8533 * |
| | | (0.0276) | | (0.0396) | | (0.0422) |
| Homme 45 ans et plus | | 0.3885 * | | 0.8219 * | | 0.5827 * |
| | | (0.0857) | | (0.1085) | | (0.0617) |
| Homme immigrant | | -0.0025 | | 0.0078 | | -0.0044 |
| | | (0.0247) | | (0.0307) | | (0.0172) |
| Homme francophone | | -0.1382 * | | -0.2010 * | | -0.0894 * |
| | | (0.0443) | | (0.0643) | | (0.0333) |
| Homme anglophone | | -0.1710 * | | -0.2578 * | | -0.1284 * |
| | | (0.0388) | | (0.0587) | | (0.0274) |
| Homme secondaire | | -0.0544 * | | -0.0526 | | -0.0236 |
| | | (0.0216) | | (0.0323) | | (0.017) |
| Homme post-secondaire | | -0.0605 * | | -0.0732 * | | -0.0271 * |
| | | (0.0147) | | (0.0226) | | (0.0122) |
| Homme université | | -0.1473 * | | -0.1801 * | | -0.0788 * |
| | | (0.0175) | | (0.021) | | (0.012) |
| En couple | | 0.1717 * | | 0.0198 | | -0.0727 |
| | | (0.0411) | | (0.0742) | | (0.0549) |
| Région urbaine | | -0.2746 * | | -0.4442 * | | -0.2492 * |
| | | (0.0293) | | (0.0458) | | (0.0237) |
| Revenu réel (1,000\$C, dollars de 2002) | | 0.0023 * | | 0.0044 * | | 0.0021 * |
| | | (0.0003) | | (0.0005) | | (0.0003) |
| Taux de chômage moyen | | -1.0465 | | -0.8210 | | -0.8115 |
| | | (0.7061) | | (1.074) | | (0.591) |
| Constante | 1.0781 * | 0.9428 * | 0.5932 * | 0.4028 | -0.0727 | -0.2002 |
| | (0.0956) | (0.133) | (0.1506) | (0.2082) | (0.1015) | (0.1306) |

Résultats de régressions MCO et Tobit sur le nombre d'enfants 86-96-06 (suite)

| Variable dépendante: | Série 2 | | Série 2 | | Série 2 | |
|---|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | 25 à 34 ans en 1996 | | 25 à 34 ans en 1996 | | 25 à 34 ans en 1996 | |
| | 35 à 44 ans en 2006 | | 35 à 44 ans en 2006 | | 35 à 44 ans en 2006 | |
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Observations | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 | 422,820 |
| R ² (Pseudo R ² pour Tobit) | 0.1279 | 0.1705 | 0.0413 | 0.0528 | | |
| Test de Cragg (Statistique T) | | | 5,949,526 | 5,946,253 | | |
| Québec | -0.0009 (0.033) | 0.0790 * (0.0307) | -0.0056 (0.0483) | 0.0911 * (0.0428) | -0.0170 (0.0268) | 0.0307 (0.0236) |
| 2006 | 1.0188 * (0.0442) | 1.1644 * (0.0517) | 1.4517 * (0.0677) | 1.6495 * (0.0785) | 0.6083 * (0.0322) | 0.6641 * (0.036) |
| 2006 x Québec | 0.0564 (0.043) | 0.0250 (0.0467) | 0.0712 (0.066) | 0.0372 (0.069) | 0.0476 (0.0316) | 0.0297 (0.0337) |
| Femme immigrante | 0.0475 (0.0394) | 0.1105 * (0.0207) | 0.0956 (0.0497) | 0.1875 * (0.029) | 0.0266 (0.022) | 0.0616 * (0.0102) |
| Femme francophone | -0.1091 * (0.0495) | -0.0976 * (0.0316) | -0.1151 * (0.0575) | -0.1059 * (0.0417) | -0.0595 * (0.0276) | -0.0470 * (0.0164) |
| Femme anglophone | -0.0503 (0.0429) | -0.0360 (0.0224) | -0.0646 (0.0499) | -0.0348 (0.0272) | -0.0262 (0.0238) | -0.0140 (0.0123) |
| Femme secondaire | -0.2318 * (0.0193) | -0.1506 * (0.015) | -0.3227 * (0.0228) | -0.2196 * (0.0163) | -0.1336 * (0.0094) | -0.0870 * (0.0072) |
| Femme post-secondaire | -0.3070 * (0.0182) | -0.2603 * (0.0158) | -0.4333 * (0.0191) | -0.3741 * (0.0155) | -0.1745 * (0.0087) | -0.1443 * (0.0072) |
| Femme université | -0.4727 * (0.0297) | -0.3907 * (0.0223) | -0.7477 * (0.0342) | -0.6329 * (0.0251) | -0.2740 * (0.0145) | -0.2186 * (0.0109) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.5809 * (0.0394) | | 1.0460 * (0.0871) | | 0.5903 * (0.0444) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.3172 * (0.0411) | | 0.6868 * (0.0866) | | 0.4506 * (0.0419) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.1476 * (0.0523) | | 0.0323 (0.093) | | 0.2184 * (0.042) |
| Homme immigrant | | -0.0228 (0.034) | | -0.0141 (0.0417) | | -0.0099 (0.0211) |
| Homme francophone | | -0.1331 * (0.0366) | | -0.1650 * (0.0456) | | -0.0897 * (0.0208) |
| Homme anglophone | | -0.1603 * (0.0349) | | -0.2207 * (0.042) | | -0.1029 * (0.0201) |
| Homme secondaire | | -0.2033 * (0.022) | | -0.2688 * (0.0269) | | -0.1172 * (0.0108) |
| Homme post-secondaire | | -0.1081 * (0.0141) | | -0.1390 * (0.0203) | | -0.0681 * (0.0087) |
| Homme université | | -0.2149 * (0.0228) | | -0.2900 * (0.0257) | | -0.1415 * (0.0129) |
| En couple | | -0.6478 * (0.0349) | | -1.0160 * (0.0714) | | -0.5993 * (0.0356) |
| Région urbaine | | -0.1782 * (0.0181) | | -0.2648 * (0.0253) | | -0.1021 * (0.009) |
| Revenu réel (1,000\$, dollars de 2002) | | 0.0015 * (0.0003) | | 0.0025 * (0.0004) | | 0.0010 * (0.0002) |
| Taux de chômage moyen | | -2.5938 * (0.6316) | | -2.8255 * (0.858) | | -1.5177 * (0.3597) |
| Constante | 1.5441 * (0.0738) | 2.1110 * (0.0997) | 1.2247 * (0.0951) | 1.8505 * (0.1357) | 0.3792 * (0.0484) | 0.6770 * (0.0587) |

Résultats de régressions OLS et Tobit sur le nombre d'enfants 86-96-06 (fin)

| Variable dépendante: | Série 3 | | Série 3 | | Série 3 | |
|---|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|
| | 15 à 25 ans en 1986 | | 15 à 25 ans en 1986 | | 15 à 25 ans en 1986 | |
| | 35 à 44 ans en 2006 | | 35 à 44 ans en 2006 | | 35 à 44 ans en 2006 | |
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Observations | 378,095 | 378,095 | 378,095 | 378,095 | 378,095 | 378,095 |
| R ² (Pseudo R ² pour Tobit) | 0.1514 | 0.3264 | 0.0537 | 0.1161 | | |
| Test de Cragg (Statistique T) | | | 4,918,579 | 4,620,124 | | |
| Québec | -0.1335 * | -0.0962 | -0.4668 * | -0.4151 * | -0.3499 * | -0.3070 * |
| | (0.038) | (0.0508) | (0.0948) | (0.0995) | (0.0578) | (0.065) |
| 2006 | 1.5830 * | 1.3433 * | 2.4525 * | 1.8295 * | 1.1976 * | 0.8258 * |
| | (0.0589) | (0.0504) | (0.1111) | (0.1099) | (0.0684) | (0.0699) |
| 2006 x Québec | 0.2059 * | 0.1493 * | 0.5509 * | 0.4735 * | 0.3867 * | 0.3440 * |
| | (0.0533) | (0.064) | (0.1189) | (0.1229) | (0.066) | (0.0722) |
| Femme immigrante | 0.0176 | -0.0084 | 0.0412 | 0.0036 | 0.0074 | -0.0037 |
| | (0.0337) | (0.012) | (0.0434) | (0.0196) | (0.0169) | (0.0048) |
| Femme francophone | -0.0887 | -0.0910 * | -0.0792 | -0.0890 * | -0.0447 | -0.0288 * |
| | (0.0469) | (0.0188) | (0.0564) | (0.0269) | (0.0241) | (0.0083) |
| Femme anglophone | 0.0069 | -0.0368 * | 0.0187 | -0.0409 * | 0.0051 | -0.0055 |
| | (0.04) | (0.0131) | (0.0495) | (0.0176) | (0.02) | (0.0059) |
| Femme secondaire | -0.2355 * | -0.0805 * | -0.4351 * | -0.1960 * | -0.1347 * | -0.0600 * |
| | (0.017) | (0.0104) | (0.0183) | (0.0108) | (0.0084) | (0.0062) |
| Femme post-secondaire | -0.2610 * | -0.1293 * | -0.4898 * | -0.2775 * | -0.1492 * | -0.0871 * |
| | (0.0187) | (0.0155) | (0.022) | (0.0221) | (0.0092) | (0.008) |
| Femme université | -0.1671 * | 0.0370 * | -0.3726 * | -0.0505 * | -0.0995 * | -0.0043 |
| | (0.0337) | (0.0181) | (0.035) | (0.0233) | (0.0161) | (0.009) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.0782 * | | 0.3897 * | | 0.3541 * |
| | | (0.0111) | | (0.0684) | | (0.0589) |
| Homme 35 à 44 ans | | -0.0283 | | 0.4690 * | | 0.5056 * |
| | | (0.0222) | | (0.1029) | | (0.0816) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.1932 * | | 0.2336 * | | 0.4135 * |
| | | (0.0471) | | (0.0943) | | (0.0782) |
| Homme immigrant | | 0.0127 | | 0.0233 | | 0.0060 |
| | | (0.0436) | | (0.0579) | | (0.0264) |
| Homme francophone | | -0.1803 * | | -0.2580 * | | -0.1425 * |
| | | (0.0304) | | (0.0452) | | (0.0207) |
| Homme anglophone | | -0.1931 * | | -0.2710 * | | -0.1306 * |
| | | (0.0447) | | (0.0596) | | (0.0283) |
| Homme secondaire | | -0.1280 * | | -0.1909 * | | -0.0718 * |
| | | (0.0192) | | (0.03) | | (0.0143) |
| Homme post-secondaire | | -0.1186 * | | -0.2038 * | | -0.0725 * |
| | | (0.017) | | (0.0278) | | (0.0134) |
| Homme université | | -0.2318 * | | -0.3572 * | | -0.1321 * |
| | | (0.0229) | | (0.0262) | | (0.0114) |
| En couple | | -1.3985 * | | -2.2819 * | | -1.0206 * |
| | | (0.0724) | | (0.1373) | | (0.0981) |
| Région urbaine | | -0.0496 * | | -0.0965 * | | -0.0305 * |
| | | (0.016) | | (0.0181) | | (0.0085) |
| Revenu réel (1,000\$C, dollars de 2002) | | 0.0018 * | | 0.0027 * | | 0.0011 * |
| | | (0.0002) | | (0.0002) | | (0.0001) |
| Taux de chômage moyen | | -2.0203 * | | -2.0677 * | | -1.1867 * |
| | | (0.3486) | | (0.536) | | (0.2016) |
| Constante | 0.8431 * | 2.4231 * | 0.1166 | 2.4471 * | -0.2843 * | 0.5984 * |
| | (0.0768) | (0.0674) | (0.1317) | (0.1296) | (0.0783) | (0.0726) |

Annexe 3.8 Résultats de régressions OLS et Tobit 86-96-06 (sans immigrants)

| Variable dépendante: | Série 1 | | Série 1 | | Série 1 | |
|---|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|---------------------|-----------------|
| | 15 à 24 ans en 1986 | | 15 à 24 ans en 1986 | | 15 à 24 ans en 1986 | |
| | 25 à 34 ans en 1996 | | 25 à 34 ans en 1996 | | 25 à 34 ans en 1996 | |
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Nombre d'enfants | | | | | | |
| Observations | 47,075 | 47,075 | 53,200 | 53,200 | 53,200 | 53,200 |
| R ² (Pseudo R ² pour Tobit) | 0.1145 | 0.2042 | 0.0421 | 0.078 | | |
| Québec | -0.2278 * | -0.1452 * | -0.5377 * | -0.4183 * | -0.4004 * | -0.3386 * |
| | (0.0662) | (0.0558) | (0.1253) | (0.0982) | (0.0817) | (0.0702) |
| 1996 | 0.6917 * | 0.5403 * | 1.1021 * | 0.7592 * | 0.7089 * | 0.5148 * |
| | (0.0351) | (0.0515) | (0.0823) | (0.0995) | (0.0567) | (0.0682) |
| 1996 x Québec | 0.1224 * | 0.1345 * | 0.3803 * | 0.3976 * | 0.3081 * | 0.3260 * |
| | (0.0297) | (0.0432) | (0.0691) | (0.0829) | (0.0513) | (0.0616) |
| Femme francophone | -0.0518 | -0.0583 | 0.0007 | -0.0256 | -0.0430 | -0.0587 |
| | (0.0735) | (0.0639) | (0.0925) | (0.0898) | (0.0622) | (0.0612) |
| Femme anglophone | -0.1225 | -0.0503 | -0.1370 | -0.0302 | -0.1062 | -0.0460 |
| | (0.0862) | (0.0706) | (0.1105) | (0.0955) | (0.0686) | (0.0613) |
| Femme secondaire | -0.2650 * | -0.2916 * | -0.4287 * | -0.4833 * | -0.2131 * | -0.2434 * |
| | (0.0234) | (0.0221) | (0.0277) | (0.0317) | (0.015) | (0.0184) |
| Femme post-secondaire | -0.4526 * | -0.4292 * | -0.7351 * | -0.7104 * | -0.3777 * | -0.3649 * |
| | (0.0367) | (0.0335) | (0.0537) | (0.0538) | (0.025) | (0.0285) |
| Femme université | -0.8895 * | -0.7895 * | -1.5314 * | -1.4053 * | -0.8556 * | -0.7819 * |
| | (0.0579) | (0.0531) | (0.0956) | (0.0947) | (0.0512) | (0.0538) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.4084 * | | 0.8863 * | | 0.6066 * |
| | | (0.0211) | | (0.0436) | | (0.0449) |
| Homme 35 à 44 ans | | 0.7678 * | | 1.3758 * | | 0.8392 * |
| | | (0.0311) | | (0.0403) | | (0.0393) |
| Homme 45 ans et plus | | 0.3426 * | | 0.7585 * | | 0.5419 * |
| | | (0.0948) | | (0.1255) | | (0.067) |
| Homme immigrant | | -0.0784 * | | -0.1123 * | | -0.0644 * |
| | | (0.0309) | | (0.0438) | | (0.0254) |
| Homme francophone | | -0.1310 * | | -0.1910 * | | -0.0927 * |
| | | (0.0489) | | (0.0678) | | (0.0346) |
| Homme anglophone | | -0.1675 * | | -0.2536 * | | -0.1363 * |
| | | (0.0446) | | (0.0653) | | (0.0304) |
| Homme secondaire | | -0.0474 | | -0.0468 | | -0.0196 |
| | | (0.0246) | | (0.0346) | | (0.0192) |
| Homme post-secondaire | | -0.0571 * | | -0.0755 * | | -0.0272 |
| | | (0.0199) | | (0.0288) | | (0.0164) |
| Homme université | | -0.1345 * | | -0.1700 * | | -0.0721 * |
| | | (0.0181) | | (0.0252) | | (0.0138) |
| En couple | | 0.1798 * | | 0.0375 | | -0.0456 |
| | | (0.0435) | | (0.0686) | | (0.0471) |
| Région urbaine | | -0.2716 * | | -0.4423 * | | -0.2492 * |
| | | (0.0291) | | (0.0463) | | (0.0241) |
| Revenu réel (1,000\$, dollars de 2002) | | 0.0024 * | | 0.0046 * | | 0.0023 * |
| | | (0.0003) | | (0.0006) | | (0.0003) |
| Taux de chômage moyen | | -1.0540 | | -0.8377 | | -0.8177 |
| | | (0.709) | | (1.0794) | | (0.5889) |
| Constante | 1.0753 * | 0.9740 * | 0.5786 * | 0.4464 | -0.0639 | -0.1715 |
| | (0.1254) | (0.1573) | (0.1909) | (0.2421) | (0.1249) | (0.1524) |

Résultats de régressions OLS et Tobit 86-96-06 (sans immigrants) (fin)

| Variable dépendante: Nombre d'enfants | Série 3 15 à 25 ans en 1986 35 à 44 ans en 2006 | | Série 3 15 à 25 ans en 1986 35 à 44 ans en 2006 | | Série 3 15 à 25 ans en 1986 35 à 44 ans en 2006 | |
|---|---|-----------------|---|-----------------|---|-----------------|
| | MCO | | TOBIT | | POISSON | |
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| Observations | 300,440 | 300,440 | 378,095 | 378,095 | 378,095 | 378,095 |
| R ² (Pseudo R ² pour Tobit) | 0.1651 | 0.3464 | 0.0582 | 0.1231 | | |
| Québec | -0.1541 * | -0.1128 * | -0.4989 * | -0.4313 * | -0.3528 * | -0.3091 * |
| | (0.0443) | (0.0493) | (0.1106) | (0.098) | (0.0661) | (0.0668) |
| 2,006.0000 | 1.5651 * | 1.3740 * | 2.4649 * | 1.8775 * | 1.1913 * | 0.8315 * |
| | (0.0577) | (0.0505) | (0.1264) | (0.1186) | (0.0733) | (0.072) |
| 2006 x Québec | 0.1992 * | 0.1462 * | 0.5524 * | 0.4725 * | 0.3797 * | 0.3379 * |
| | (0.0568) | (0.0621) | (0.1309) | (0.1245) | (0.0729) | (0.074) |
| Femme francophone | -0.2018 * | -0.1764 * | -0.2158 * | -0.2015 * | -0.1052 * | -0.0709 * |
| | (0.0507) | (0.0271) | (0.0583) | (0.0333) | (0.0268) | (0.0116) |
| Femme anglophone | -0.1308 * | -0.1272 * | -0.1462 * | -0.1531 * | -0.0647 * | -0.0501 * |
| | (0.0509) | (0.0154) | (0.0604) | (0.0112) | (0.0256) | (0.0066) |
| Femme secondaire | -0.2328 * | -0.0716 * | -0.4617 * | -0.2045 * | -0.1392 * | -0.0595 * |
| | (0.0176) | (0.011) | (0.0243) | (0.0116) | (0.0094) | (0.006) |
| Femme post-secondaire | -0.2479 * | -0.1048 * | -0.5079 * | -0.2688 * | -0.1485 * | -0.0793 * |
| | (0.0181) | (0.0176) | (0.0261) | (0.0251) | (0.0097) | (0.0088) |
| Femme université | -0.0933 * | 0.1026 * | -0.3222 * | 0.0080 | -0.0697 * | 0.0230 * |
| | (0.03) | (0.0267) | (0.0357) | (0.0343) | (0.0149) | (0.0102) |
| Homme 25 à 34 ans | | 0.0771 * | | 0.3842 * | | 0.3457 * |
| | | (0.0142) | | (0.07) | | (0.0595) |
| Homme 35 à 44 ans | | -0.0780 * | | 0.4168 * | | 0.4866 * |
| | | (0.0257) | | (0.1081) | | (0.0835) |
| Homme 45 ans et plus | | -0.3161 * | | 0.0830 | | 0.3497 * |
| | | (0.0294) | | (0.0933) | | (0.0775) |
| Homme immigrant | | -0.1264 * | | -0.1896 * | | -0.0887 * |
| | | (0.0351) | | (0.0519) | | (0.024) |
| Homme francophone | | -0.1494 * | | -0.2057 * | | -0.1362 * |
| | | (0.0442) | | (0.0678) | | (0.0295) |
| Homme anglophone | | -0.1698 * | | -0.2263 * | | -0.1274 * |
| | | (0.0484) | | (0.0699) | | (0.0321) |
| Homme secondaire | | -0.1371 * | | -0.2123 * | | -0.0806 * |
| | | (0.0208) | | (0.0336) | | (0.0162) |
| Homme post-secondaire | | -0.1183 * | | -0.2167 * | | -0.0750 * |
| | | (0.0187) | | (0.0325) | | (0.0152) |
| Homme université | | -0.2176 * | | -0.3709 * | | -0.1267 * |
| | | (0.0217) | | (0.0325) | | (0.0107) |
| En couple | | -1.3939 * | | -2.3099 * | | -1.0088 * |
| | | (0.0878) | | (0.168) | | (0.1076) |
| Région urbaine | | -0.0471 * | | -0.0910 * | | -0.0298 * |
| | | (0.0157) | | (0.0181) | | (0.0082) |
| Revenu réel (1,000\$C, dollars de 2002) | | 0.0021 * | | 0.0032 * | | 0.0013 * |
| | | (0.0003) | | (0.0004) | | (0.0001) |
| Taux de chômage moyen | | -1.9946 * | | -2.0093 * | | -1.1623 * |
| | | (0.3599) | | (0.5523) | | (0.2089) |
| Constante | 0.9674 * | 2.4770 * | 0.2606 | 2.5364 * | -0.2189 * | 0.6327 * |
| | (0.0931) | (0.0746) | (0.1552) | (0.1378) | (0.0902) | (0.0794) |

BIBLIOGRAPHIE

- Ai, Chunrong, and Edward C. Norton (2003), "Interaction terms in logit and probit models", *Economics Letters* 80(1), p. 123–29
- Norton, Edward C., Wang, Hua and Chunrong Ai (2004), "Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models", *The Stata Journal* 4, Number 2, p. 154–167
- Beaudry, Paul et Thomas Lemieux (1996), "Le chômage des années 80 : leçons à tirer des comparaisons internationales", *L'Actualité économique*, vol. 72, n° 3, 1996, p. 291-304.
- Bongaarts, John (2008) "What can fertility indicators tell us about pronatalist policy options?", *Vienna Yearbook of Population Research 2008*, p. 39-55
- Bongaarts, John, and Griffith Feeney, (1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility", *Population and Development Review*, 24, 2, p. 271-291.
- Buttner, Thomas, and Wolfgang Lutz (1990) "Estimating Fertility Responses to Policy Measures in the German Democratic Republic," *Population and Development Review* 16:3, p. 539–555.
- Cigno, Alessandro, and John Ermisch (1989), "A microeconomic analysis of the timing of births", *European Economic Review* 3, p. 737–60
- Clark, Warren (2007), "Transitions différées des jeunes adultes", *Tendances sociales canadiennes*, Statistique Canada — No 11-008 au catalogue, septembre 2007, p. 14-23
- Cong, Ronna (2000) "Marginal effects of the Tobit model", *Stata Technical Bulletin*, July 2000, STB-56, sg144, p. 27-34
- Demeny, Paul (1986) "Pronatalist Policies in Low-Fertility Countries: Patterns, Performance, and Prospects," *Population and Development Review* 12 (1986), p. 335–358.
- Duclos, Edith, Pierre Lefebvre, and Philip Merrigan (2001) "A Natural Experiment on the Economics of Storks: Evidence on the Impact of Differential Family Policy on Fertility Rates in Canada," CREFE working paper no. 136.
- Gauthier, Anne Helene, and Jan Hatzius (1997) "Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis," *Population Studies* 51:3, p. 295–306.
- Gauthier, Madeleine, et Johanne Bujold (1994), « Les marqueurs de la fécondité au Québec », *Institut québécois de la recherche sur la culture*, p. 91-111
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, New York, MacMillan Publishing Company, 5^e édition, 2002
- Gujarati, Damodar N., *Basic Econometrics*, McGraw Hill, 2004.

- Gustafsson, Siv (2001) "Optimal age at motherhood. Theoretical and empirical considerations on postponement of maternity in Europe", *Journal of Population Economics* 14, p. 225-247
- Hoynes, Hilary M. (1997) "Work, Welfare, and Family Structure," in Alan J. Auerbach (Ed.), *Fiscal Policy: Lessons from Economic Research* (Cambridge, MA: MIT Press).
- Hyatt, Douglas E., and William J. Milne (1991) "Can Public Policy Affect Fertility?" *Canadian Public Policy* 17:1, p. 77-85.
- La Presse*, "Baisse d'impôts pour tous : ce sont surtout les familles qui y gagnent ", 13 mai 1988, p. A1, A2
- La Presse*, "Québec veut abolir le «bébé-bonus»", 16 octobre 1996, p. A1
- Lefebvre, Pierre et Philip Merrigan (2005) "La politique des services de garde à 5\$/jour et l'offre de travail des mères québécoises : résultats d'une expérience naturelle canadienne", Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO), Série scientifique, Montréal, Mars 2005
- Lin, Tsai-Fen and Peter Schmidt (1984) "A Test of the Tobit Specification Against an Alternative Suggested by Cragg", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 1, Feb. 1984, p. 174-177
- McIntosh, James (2011) "Reproductive Behaviour in Canada: Corrections and New Procedures", Economics Department, Concordia University
- McIntosh, James (1999) "An analysis of reproductive behaviour in Canada: Results from an intertemporal optimizing model", *Journal of Population Economics*, 12: p. 451-461
- Milligan, Kevin (2002) "L'allocation à la naissance au Québec : Les politiques gouvernementales peuvent-elles accroître le taux de natalité", Article documentaire, *C.D. Howe Institute*
- Milligan, Kevin (2005) "Subsidizing the stork: new evidence on tax incentives and fertility" *The Review of Economics and Statistics* (3), p. 539-55
- Moffitt, Robert A. (1998) "The Effect of Welfare on Marriage and Fertility," in Robert A. Moffitt (Ed.), *Welfare, the Family, and Reproductive Behavior*, Washington, DC: National Academy Press
- Parent, Daniel and Ling Wang (2007) "Tax incentives and fertility in Canada: quantum vs tempo effects", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 40, No. 2, May 2007, p. 371-400
- Pérusse, Dominique (2003) "Les nouvelles prestations de maternité et parentales », *Perspective*, Statistique Canada, no 75-001-XIF au catalogue, p. 14-18
- Phipps, Shelley (1998) "What is the Income 'Cost of a Child'? Exact Equivalence Scales for Canadian Two-Parent Families", *Review of Economics and Statistics*, 80, 1, p. 157-164

The Gazette, “Child Benefits Reworked”, November 1, 1996, p. A-1

The Gazette, “Quebec puts bucks-for-babies program under review”, Oct 17, 1996. pg. A.6

Zhang, Junsen, Jason Quan, and Peter van Meerbergen (1994) “The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada 1921–1988,” *Journal of Human Resources* 29:1, p. 181–201

SITES WEB:

Agence du Revenu du Canada, Prestation fiscale canadienne pour enfants (PFCE), site web :
<http://www.cra-arc.gc.ca/pfce/>, dernière visite : 24 février 2011

Cyberpresse, “Le « mini-baby-boom » s’essoufle”, 2 mars 2011 :
<http://www.cyberpresse.ca/actualites/quebec-canada/national/201103/02/01-4375209-le-mini-baby-boom-sessouffle.php> dernière visite: 1 octobre 2011

Régie des rentes du Québec, Cyberbulletin, Édition du 10 juin 2008, site web :
http://www.rrq.gouv.qc.ca/fr/services/depeches/magazine/edition_24/regie_mene_enquete/Pages/regie_mene_enquete.aspx, dernière visite : 24 février 2011

Régie des rentes du Québec, site web :
http://www.rrq.gouv.qc.ca/fr/programmes/soutien_enfants/paiement/Pages/montant.aspx
 dernière visite : 24 février 2011

Régie des rentes du Québec, « Soutien aux enfants, Statistiques de l’année 2005 », 2006-2007 :
http://www.rrq.gouv.qc.ca/SiteCollectionDocuments/www.rrq.gouv.qc/Francais/publications/soutien_aux_enfants/statistiques/statistiques_sae.pdf, dernière visite : 7 novembre 2011

L’année politique au Québec, *Les Presses de l’Université de Montréal*, site web :
<http://www.pum.umontreal.ca/apqc/index.html> dernière visite : 6 avril 2011