

**L'évaluation de l'effet des politiques familiales
du Québec sur la fécondité**

**Mémoire soumis à la faculté de sciences sociales de
l'Université d'Ottawa pour l'obtention du diplôme de
maîtrise en science économique**

Par
Marcel Fragé

Superviseur
Gilles Grenier

**Ottawa, Ontario
Août 1999**



TABLE DES MATIÈRES

	Page
INTRODUCTION	1
CHAPITRE PREMIER - REVUE DE LA LITTÉRATURE EXPLIQUANT LA FÉCONDITÉ.....	4
1.1 L'approche sociologique et l'approche économique	
1.2 L'influence des variables socio-économiques sur la demande d'enfants	
1.3 Effet des transferts de l'État sur la demande d'enfants	
CHAPITRE 2 - ESTIMATION DU COÛT DES ENFANTS AU QUÉBEC EN 1997.....	13
2.1 Coût direct	
2.2 Manque à gagner (coût d'opportunité)	
2.3 Coût total	
2.4 Estimation du coût d'élever des enfants par d'autres auteurs	
2.5 Les coûts et avantages publics associés à la présence des enfants	
CHAPITRE 3 - HISTORIQUE DU SOUTIEN FINANCIER À L'ÉGARD DES FAMILLES AU QUÉBEC.....	27
3.1 Programmes de transferts	
3.2 Modifications au régime fiscal québécois	
3.3 Nouvelle politique familiale à partir de 1997	
CHAPITRE 4 - ÉVALUATION EMPIRIQUE DE L'EFFET DES POLITIQUES FAMILIALES SUR LA FÉCONDITÉ.....	43
4.1 Description des données utilisées	
4.2 Pourcentage de familles ayant trois enfants et plus en 1984 et en 1994	
4.3 Nombre d'enfants observés en fonction des caractéristiques de la famille	
4.4 Étude économétrique	
CONCLUSION	70
ANNEXE 1	73
BIBLIOGRAPHIE	74

INTRODUCTION

Dans l'ensemble des pays développés, on constate une tendance à la baisse du nombre moyen d'enfants par femme à partir de la fin des années cinquante. Au Québec, l'indice synthétique de fécondité, c'est-à-dire le nombre moyen d'enfants par femme est passé de 4,09 en 1957 à 1,53 en 1997¹. Cette forte baisse du taux de fécondité n'est pas sans conséquences.

La forte baisse du nombre moyen d'enfants par femme a pour effet d'augmenter la proportion de personnes âgées par rapport à la population active. En 1971, chaque personne âgée était soutenue par près de six membres de la population active. Vingt ans plus tard, ce nombre avait diminué à quatre. Selon les projections démographiques effectuées par le Bureau de la statistique du Québec (1996), ce nombre pourrait diminuer à deux personnes en 2031.

Comme conséquences économiques, on peut s'attendre à ce que les dépenses publiques en soins de santé, en services de logement, et en programmes de sécurité du revenu pour les personnes âgées accaparent une part de plus en plus grande du produit intérieur brut. Pour financer cette hausse éventuelle des dépenses publiques pour les

¹ L'évolution du taux de fécondité au Québec de 1951 à 1997 est présentée au tableau 24, en Annexe.

personnes âgées, il faudra envisager une augmentation du fardeau fiscal par travailleur. Cette augmentation du fardeau fiscal peut venir soit d'une hausse des contributions obligatoires pour les salariés au régime des rentes du Québec et au régime de pension du Canada, soit d'une hausse d'impôt sur le revenu ou d'une hausse de taxe quelconque.

En plus des conséquences économiques associées au vieillissement de la population, la forte baisse du nombre moyen d'enfants par femme est un des facteurs qui fait baisser le poids des francophones au Canada.² Bien que le nombre de francophones ne cesse de s'accroître, leur proportion au sein de la population canadienne a diminué au cours des dernières décennies. De 1951 à 1996, le nombre de Canadiens de langue maternelle française est passé de 4,1 à 6,6 millions, mais leur proportion au sein de la population est descendue de 29 % à 23 %. Quant aux Canadiens parlant le plus souvent le français à la maison, leur nombre est passé de 5.5 millions en 1971 à 6.4 millions en 1996, mais leur poids a diminué dans l'ensemble du pays, passant de 26 % en 1971 à 22 % en 1996.³

De plus, le Québec est la seule province dans laquelle la majorité de la population est de langue maternelle française. En 1996, 86 % des francophones du Canada vivaient au Québec et ils représentaient 81 % de la population de cette province. Cette situation linguistique peut expliquer pourquoi le Québec est davantage préoccupé par la baisse du nombre moyen d'enfants par famille que les autres provinces canadiennes.

² L'immigration aussi est un facteur qui fait baisser le poids des francophones au Canada.

³ Voir Statistique Canada (1999) et Statistique Canada (1991)

Afin de remédier aux problèmes associés à la baisse du taux de fécondité, le gouvernement québécois a réorienté à travers le temps ses politiques de soutien à la famille. Les principaux changements apportés se regroupent en trois mesures : des exemptions fiscales pour enfant à charge, depuis 1986 ; à partir de 1988, des allocations à la naissance et, à partir de 1989, des allocations pour jeunes enfants. Cette étude a pour principal objectif d'analyser l'effet de ces changements apportés à la politique familiale, de 1986 à 1989, sur le taux de fécondité observé au Québec. Elle est divisée en quatre sections. La section 1 passe en revue la littérature expliquant la fécondité. La section 2 présente une estimation détaillée du coût des enfants. La section 3 présente sommairement l'historique du soutien financier de l'État à l'égard des familles au Québec. Enfin, la section 4 présente les résultats d'une étude empirique réalisée à l'aide de micro-données de l'enquête sur les finances des consommateurs. Cette étude empirique est présentée en deux étapes. D'une part, on retrouve une comparaison du nombre d'enfants observés par famille en 1984 et en 1994, selon divers caractéristiques de la famille. D'autre part, une étude économétrique est effectuée pour évaluer l'effet de certaines variables sur le choix effectué par les couples en matière d'enfants. En conclusion, on retrouve un résumé des enseignements acquis de cette étude et une discussion au sujet de la difficulté d'établir une politique nataliste efficace et équitable.

CHAPITRE PREMIER

REVUE DE LA LITTÉRATURE EXPLIQUANT LA FÉCONDITÉ

1.1 L'approche sociologique et l'approche économique

La littérature expliquant la naissance d'un enfant se divise principalement en deux branches. D'un côté, on retrouve la définition suivante proposée traditionnellement par les sociologues.⁴

$$B = N - R$$

B : nombre d'enfants nés d'une union maritale

N : fécondité naturelle, soit nombre d'enfants que le couple aurait mis au monde en l'absence de contrôle volontaire des naissances

R : nombre d'enfants évités volontairement suite au contrôle exercé par le couple

Le nombre d'enfants nés d'une union maritale (**B**) est la différence entre la fécondité naturelle (**N**) et les naissances évitées volontairement selon un contrôle exercé par le couple (**R**). Le contrôle volontaire des naissances par le couple peut s'expliquer par trois types de facteurs : culturels, sociaux et économiques. Afin d'exercer ce contrôle, le couple utilise un des moyens énumérés ci-dessous :

- Abstinence volontaire
- Infécondité voulue (soit par stérilisation, par vasectomie, par traitement médical, etc.)
- Moyens de contraception
 - mécaniques et chimiques
 - autres moyens
- Avortement

⁴ Voir Easterlin, Richard A. (1978)

Selon cette approche le nombre d'enfants mis au monde par un couple peut ne pas correspondre au nombre d'enfants désirés pour deux raisons. La première vient du caractère aléatoire des facteurs biologiques affectant la fécondité naturelle et la seconde vient de l'inefficacité du contrôle volontaire des naissances. Par conséquent, la naissance d'un enfant est considérée comme un événement en partie aléatoire, donc un acte non totalement dépendant du choix des parents.

Outre cette approche proposée par les sociologues, on retrouve l'approche économique. Cette seconde approche met davantage l'accent sur les facteurs économiques pour expliquer la fécondité. Elle considère la naissance d'un enfant comme étant le résultat d'un choix parental. Donc, en plus de choisir la quantité de biens et services pour maximiser son niveau d'utilité (niveau de bien-être), le couple choisit le nombre d'enfants optimal. La fonction d'utilité du couple devient :

$$U = f(n, q, z_1, z_2, z_3, z_n)$$

z_1, \dots, z_n : quantité de biens et services

n : nombre d'enfants dans la famille

q : qualité des enfants, temps consacré et dépenses effectuées par les parents au bénéfice de chaque enfant

L'élaboration de cette théorie accordant une place prépondérante aux préférences des consommateurs dans l'explication de la fécondité s'est effectuée surtout au début des années 1960 avec les travaux de l'économiste américain Becker (1991)⁴. Sa plus importante contribution dans ce domaine a été l'introduction de la qualité des enfants comme variable dans la fonction d'utilité du couple.

Selon Becker, en choisissant le nombre d'enfants désirés, le couple se trouve à choisir aussi la qualité de vie des enfants (désignée par la suite comme la qualité des enfants). Le temps consacré par les parents et leurs dépenses monétaires au bénéfice de chaque enfant influencent grandement la qualité de vie des enfants. Toute chose étant égale par ailleurs, une hausse du nombre d'enfants dans la famille va entraîner une baisse du temps parental et de dépenses effectuées pour chaque enfant. Par conséquent, il y a une relation négative entre le nombre et la qualité des enfants.

Becker a introduit la qualité des enfants comme variable dans la fonction d'utilité du couple dans le but d'expliquer le phénomène de la baisse du taux de fécondité observé dans les pays industrialisés en dépit de la hausse du revenu familial. Pour expliquer ce phénomène, il a proposé l'explication suivante : suite à une hausse du revenu familial, le couple peut choisir d'augmenter les dépenses par enfant au lieu de hausser le nombre d'enfants désirés. Cette explication diffère de l'explication malthusienne selon laquelle une hausse du revenu familial fera augmenter le nombre d'enfants désirés.

⁴ Plus d'un siècle auparavant, l'économiste anglais Thomas Malthus avait tracé la voie dans ce domaine en essayant d'expliquer les variations des naissances par famille par des variations de revenus. Voir Willis (1987)

D'autres auteurs tels que Ward et Butz (1980), ainsi que Cigno et Ermish (1989) ont jugé nécessaire d'introduire le temps comme facteur dans l'analyse de la fécondité. D'après les études empiriques réalisées par ces auteurs, outre du nombre d'enfants, le couple choisit le moment d'avoir des enfants de façon à réduire au maximum le coût associé à la naissance.

En résumé, la littérature portant sur les déterminants de la fécondité montre l'existence de deux grandes approches : sociologique et économique. La principale différence entre ces deux approches est que l'approche économique accorde une place plus importante au revenu du couple et au coût des enfants que l'approche sociologique, dans l'explication de la fécondité. L'analyse des déterminants de la fécondité de la présente étude se fera selon l'approche économique. La prochaine sous-section analyse l'influence des variables les plus susceptibles d'affecter le comportement des couples en matière de fécondité, selon la théorie économique.

1.2 L'influence des variables socio-économiques sur la demande d'enfants

Dans le processus décisionnel de donner naissance ou non à un enfant, le coût joue un rôle central, selon l'approche économique. Cette variable se divise principalement en deux catégories : celle représentant des dépenses directes effectuées pour subvenir aux besoins des enfants de la naissance jusqu'à l'âge adulte et celle représentant des revenus perdus par les parents, la plupart du temps la mère, en s'absentant du marché du travail

lors de la venue d'un enfant dans la famille (coût indirect). Une évaluation du coût d'un enfant fait l'objet du prochain chapitre.

Les variables affectant le coût indirect des enfants sont nombreuses. Cependant, le niveau de scolarisation, l'expérience de travail et le genre d'emploi occupé sont les plus importantes pour la raison suivante : ces variables affectent directement le salaire et le revenu potentiel des membres composant le couple. Plus ce revenu est élevé, plus le coût d'opportunité de s'absenter du marché du travail est élevé pour celle ou celui qui prend la décision de réduire le nombre d'heures travaillées.

L'impact d'une hausse du salaire de l'épouse sur la décision d'enfanter peut être décomposé en deux effets : un premier effet appelé effet de substitution et un second appelé effet revenu. L'effet de substitution se définit comme étant le remplacement d'un bien par un autre (un proche substitut), lors d'une variation de prix. Dans le cas de l'analyse de la fécondité, lorsqu'il y a une hausse du salaire de l'épouse, il devient plus coûteux pour elle de s'absenter du marché du travail. Par conséquent, elle est portée à réduire le temps consacré à faire et éduquer des enfants et augmenter le nombre d'heures travaillées. Cet effet de substitution agit négativement sur la demande d'enfants.

Par ailleurs, suite à une hausse du salaire de l'épouse, le couple se sent plus riche. Alors, il est porté à augmenter ses dépenses en biens et services. Dans le cas de la demande d'enfants, cet effet de richesse peut se traduire par une hausse du nombre d'enfants désirés ou une hausse des dépenses par enfant déjà mis au monde. Quoi qu'il

en soit, cet effet revenu agit non négativement sur la demande d'enfants, dans un sens opposé à l'effet de substitution. Selon les études empiriques⁵ portant sur la relation existant entre le nombre moyen d'enfants par femme et les salaires des femmes, l'effet de substitution est supérieur à l'effet de revenu sans équivoque. Par conséquent, l'effet total de la hausse de salaire de l'épouse sur la demande d'enfants est négatif.

Contrairement au cas de la femme où une hausse de salaire affecte négativement la décision d'enfanter, dans le cas de l'homme, cet effet se révèle positif selon les études empiriques. Suite à une hausse du salaire de l'époux, l'effet revenu est plus élevé que l'effet de substitution.

En plus des variables mentionnées précédemment (niveau de scolarisation, expérience de travail et profession), d'autres variables socio-économiques telles l'âge de l'épouse au moment du mariage, les origines ethniques du couple et leur religion peuvent influencer la taille de la famille désirée.

Selon les prédictions de la théorie de la demande d'enfants, plus l'épouse est âgée au moment du mariage, moins elle va mettre d'enfants au monde. Des contraintes biologiques expliquent ce résultat attendu.

Outre des différences d'âges entre les femmes au moment du mariage, l'origine ethnique est un facteur susceptible d'expliquer les différences observées entre la taille

⁵ Voir Ermish (1990), et Ward (1980)

des familles. D'une ethnie à l'autre, on peut assister à différents comportements face à la participation des femmes aux marchés du travail. Dans certaines sociétés, entre autres, en Afrique, le taux de participation des femmes au marché du travail est relativement faible par rapport aux pays industrialisés. Dans ces sociétés, la priorité est accordée à la vie familiale. La carrière professionnelle des femmes est reléguée au second rang. Par conséquent, le coût d'opportunité associé au retrait temporaire des femmes du marché du travail pour enfanter et éduquer les enfants est moins élevé dans ces sociétés que dans les pays industrialisés. Ainsi, dans ces sociétés, le nombre d'enfants par femme en âge de procréer tend à être supérieur au taux de fécondité dans les pays industrialisés.

Par ailleurs, cette tendance à la baisse du taux de fécondité observée, depuis les années 1960, dans les pays industrialisés n'est pas sans lien avec les changements de comportements observés face à la décision des femmes de participer au marché du travail. La forte hausse de la participation des femmes au marché du travail amorcée dans les années 1960 s'est poursuivie de façon remarquable au Québec, chez les femmes âgées de 25 à 44 ans, même au cours des années 1980. Selon le Bureau de la statistique du Québec (1996), le taux de participation pour les femmes se trouvant dans ce groupe d'âge est passé de 60.3 % en 1981 pour se stabiliser à environ 75 % au cours des années 1990. Cette importante hausse du taux d'activité des femmes a été accompagnée par une baisse du nombre d'enfants par famille.

1.3 Effet des transferts de l'État sur la demande d'enfants

Même si les variables socio-économiques telles l'âge de l'épouse au moment du mariage et l'origine ethnique jouent un important rôle dans la décision d'avoir des enfants, leurs importances sont secondaires par rapport aux variables financières telles le revenu de la famille et le salaire potentiel de l'épouse.

Le salaire constitue certainement la composante la plus importante du revenu familial, pour la majorité des couples. Cependant, il ne nous donne qu'une information partielle de la situation financière de la famille. Parmi les autres revenus qui composent le revenu familial, on retrouve les transferts gouvernementaux qui constituent une importante source de revenu pour les familles à faible revenu. Ces transferts sont octroyés sous diverses formes allant de prestations d'aide sociale à l'allocation familiale. Les aides accordées aux familles font l'objet d'une analyse détaillée dans le chapitre sur l'historique des aides à la famille au Québec.

Une hausse du revenu familial peut avoir différents effets sur l'incitation à donner naissance à un enfant, dépendant de la source de cette hausse de revenu. Une augmentation du revenu familial venant d'une hausse des transferts reçus du gouvernement a un impact positif, sans ambiguïté, sur le nombre d'enfants désirés. Cet effet est non ambigu parce que lors d'une hausse des transferts gouvernementaux, on retrouve seulement un effet de revenu.

Les transferts accordés conditionnels à la présence d'enfants tels l'allocation familiale, l'allocation aux jeunes enfants et l'allocation à la naissance contribuent à augmenter le revenu familial. Conformément à la théorie économique de la demande d'enfants, ces prestations versées aux familles devraient avoir un effet positif sur le nombre d'enfants désirés par le couple. Ces sommes d'argent versées aident les familles à défrayer en partie les nombreuses dépenses occasionnées par la venue d'un être additionnel dans la famille.

D'autres aides accordées sous forme de déductions fiscales pour enfants, de subventions aux garderies et de congés parentaux payés sont des incitations susceptibles d'affecter aussi la demande d'enfants. Le degré d'influence de ces programmes dépend d'une part du niveau du soutien financier accordé aux familles et d'autre part du poids que le facteur financier joue dans la décision d'avoir des enfants. Ce poids peut être variable chez les couples. Certains couples désirant ardemment ne pas avoir d'enfants resteront totalement indifférents face aux aides accordées. D'autres couples se trouvant dans la même situation financière peuvent être fortement influencés dans leurs décisions si le coût est pour eux un facteur important et surtout s'ils sont tout juste indifférents quant au choix d'un enfant additionnel ou non. L'estimation du coût des enfants fait l'objet du prochain chapitre.

CHAPITRE 2

ESTIMATION DU COÛT DES ENFANTS AU QUÉBEC EN 1997

L'estimation complète du coût brut⁶ d'un enfant devrait tenir compte 1) des dépenses effectuées pour subvenir à ses besoins, 2) du manque à gagner correspondant à la diminution du temps de travail des parents, le plus souvent la mère, et 3) des coûts psychologiques occasionnés par l'angoisse des parents à certaines occasions. Étant donné la nature de ces derniers, ils sont pratiquement inestimables. Pour cette raison, uniquement les deux premiers coûts font l'objet d'analyse, dans le texte qui suit.

L'évaluation du coût associé à la naissance d'un enfant au Québec présentée dans ce chapitre, est basée sur la seule étude complète réalisée sur ce sujet au Québec, soit celle de Henripin, Lapierre-Adamcyk et Lagrange (1986) du groupe de recherche sur la démographie québécoise. Elle a été réalisée pour le compte du Bureau de la statistique du Québec en 1986 à partir des données en provenance de l'enquête sur les dépenses des consommateurs en 1982. Afin d'avoir une estimation plus exacte du coût des enfants aujourd'hui, les résultats de leur étude sont corrigés pour tenir compte de l'évolution du niveau général des prix au Québec de 1982 à 1997, soit une hausse de 62 %.

⁶ L'estimation du coût présenté dans ce chapitre est le coût brut, c'est-à-dire, une estimation du coût sans soustraire les avantages associés à la présence d'un enfant dans la famille.

Étant donné la rareté des études sur ce sujet au Québec, les résultats obtenus par Henripin et al sont comparés à ceux obtenus par d'autres chercheurs, dans d'autres provinces canadiennes et aux États-Unis. Cette comparaison est présentée à la fin du chapitre.

L'analyse des composantes du coût nous permet de mieux comprendre l'importance de ce facteur dans le processus menant au choix de donner naissance ou non à un enfant. Lors de l'estimation du coût d'un enfant par les auteurs mentionnés précédemment, deux aspects ont été retenus : le coût direct et le coût indirect.

2.1 Coût direct

Ce coût est composé des dépenses minimales effectuées par les parents pour subvenir aux besoins de l'enfant et de la privation des parents. En effet, les frais en biens et services ne représentent qu'une partie du coût d'un enfant. Une autre importante partie est sous la forme de renoncement de certaines jouissances des parents. Cette privation se traduit par un changement dans le mode de vie des parents, suite à la venue au monde d'un enfant. Il y a une nouvelle planification du budget familial, afin d'accorder priorité à certaines dépenses pour les enfants. Les parents dépensent moins pour satisfaire leurs besoins personnels.

Selon l'estimation effectuée par Henripin et al. , les frais annuels encourus pour l'achat de vêtements et les frais de garde ont totalisé respectivement pour le premier, le second et le troisième enfant 1 748 \$, 471 \$ et 428 \$, en dollars de 1997.⁸ Donc, pour les trois enfants, le montant des dépenses uniquement en frais de garde et de vêtements totalisent 2 647 \$. Il faut ajouter à ce total les dépenses supplémentaires estimées en alimentation, logement, transport, loisirs, entretien ménager, assurances et autres. Une fois cette opération effectuée, les auteurs de l'étude sont arrivés à une estimation des dépenses annuelles minimales de 3 240 \$ pour le premier enfant, 1 458 \$ pour le deuxième et 1 782 \$ pour le troisième.

On note que l'estimation des dépenses minimales attribuables aux enfants décroît du premier au second enfant. Cette diminution s'explique par deux choses : d'une part il y a des économies d'échelle associées à l'augmentation de la taille de la famille et d'autre part, il y a des ajustements des dépenses familiales à mesure que la taille de la famille augmente afin de satisfaire les besoins croissants des membres avec un budget fixe. Cependant, les auteurs sont arrivés à une estimation des dépenses minimales pour le troisième enfant supérieures aux dépenses minimales attribuables au second enfant. L'explication avancée pour expliquer cette hausse des montants d'argent que doivent déboursier les parents est la suivante : les familles de trois enfants sont plus susceptibles de comprendre des adolescents. Par conséquent, l'estimation des dépenses en vêtements et en loisirs est supérieure pour les enfants se trouvant dans ce groupe d'âge⁹.

⁸ Henripin et al. présentent le résultat de leurs estimations en dollars de 1982

⁹ Les dépenses estimées sont ajustées pour le revenu, l'activité de l'épouse et l'âge du chef de famille. Cependant, elles ne sont pas standardisées pour l'âge des enfants.

Par ailleurs le coût absorbé par les parents sous la forme de privation en biens et services normalement consommés dans une année est estimé à 2 592 \$ pour le premier enfant, 4 374 \$ pour le deuxième et 2 754 \$ pour le troisième. On remarque que c'est lors de la venue du deuxième enfant que les parents dépensent moins pour satisfaire leurs besoins personnels. Les auteurs de ces estimations donnent comme explication qu'il y a une nouvelle planification des dépenses de la famille lors de la venue au monde du deuxième enfant afin de tenir compte des besoins grandissants de la famille. Lors de la naissance du troisième enfant et les suivants, les renoncements aux dépenses les plus importantes ont déjà été effectués. Ainsi, pour une famille de trois enfants, ces privations sont estimées à une somme de 9 720 \$.⁹ La somme des dépenses minimales attribuables aux enfants et l'estimation monétaire des privations en biens et services des parents nous donnent un coût direct annuel de 5 832 \$ pour le premier enfant, 5 832 \$ pour le second et 4 536 \$ pour le troisième, en dollars de 1997.

2.2 Manque à gagner (coût d'opportunité)

Une part importante du coût d'un enfant vient d'une diminution du temps de travail de la mère ou du père à l'extérieur de la maison pour s'occuper de l'enfant. Lors de la venue au monde d'un enfant, certains parents (le plus souvent les mères) qui occupent un emploi rémunéré à temps plein préfèrent travailler à temps partiel durant un certain

⁹ Afin de retrouver l'estimation des coûts absorbés par les parents sous la forme de privation en biens et services, dans l'étude de Henripin et al. , il faut en premier lieu diviser les chiffres présentés ici par 1,62 afin de ramener les montants estimés en dollars de 1982. Deuxièmement, il faut soustraire les dépenses minimales pour les enfants du coût direct afin de trouver les dépenses en privation.

temps afin d'être plus présents à la maison. D'autres prennent une décision plus radicale en quittant le marché du travail. Pour ces parents qui diminuent les heures travaillées, il y a un coût à assumer. Ce coût se traduit en perte de salaire et en renoncement à l'avancement de leurs carrières durant la période où ils s'absentent du marché du travail. Henripin et al. ont essayé d'évaluer la valeur de la réduction du temps de travail de la mère suite à l'arrivée d'un enfant additionnel dans la famille.

La première étape de leur travail consiste à mesurer la réduction du temps de travail en fonction du nombre d'enfants présents dans la famille. Ils sont arrivés aux résultats présentés au tableau 1.

**Tableau 1. Modification aux régimes de travail des femmes mariées *
suivant le nombre de leurs enfants (Canada)
(chiffres en %)**

	Avec l'arrivé du			
	1 ^{er} enfant	2 ^e enfant	3 ^e enfant	4 ^e enfant
Continuer à travailler à temps plein	28	21	17	17
Passe du temps plein au temps partiel	30	7	4	0
Continuer à travailler à temps partiel	16	32	32	31
Passe du temps partiel à l'abstention	16	14	7	7
S'abstenaient déjà de travailler	10	26	40	47

* vivants avec leur mari, celui-ci ayant moins de 45 ans.

Source: Henripin, J., Lapierre-Adamecyk, E. et Lagrange, G. (1986), P.60.

On remarque, dans ce tableau, qu'un important pourcentage de femmes mariées, 30 %, choisissent de diminuer leurs heures de travail en passant du régime de travail à temps plein au régime de travail à temps partiel, lors de la naissance du premier enfant¹⁰. De plus, 16 % de femmes mariées choisissent de passer du régime de travail à temps partiel au retrait complet du marché du travail. Pour ces femmes, cette perte de revenu associée directement à la naissance du premier enfant peut jouer un rôle non négligeable lors de la prise de décision d'enfanter ou non.

En se basant sur la diminution des heures de travail observées, les auteurs de l'étude ont estimé les pertes de revenu en multipliant le revenu moyen par la diminution du temps de travail en pourcentage. Ainsi, ils ont estimé un manque à gagner respectivement pour le premier enfant, le second et le troisième de 4 990 \$, 3 629 \$ et 1 134 \$, en dollars de 1997.

Les comportements des femmes ont-ils changé depuis les années 80 ? Une étude récente réalisée par Statistique Canada (1998) montre que les Canadiennes reprennent le travail plus rapidement dans les années 90 que dans les années 80 après la naissance de leur premier enfant.

Dans les années 80, environ 85 % des femmes qui ont interrompu leur emploi rémunéré à la naissance de leur premier enfant ont repris le travail par la suite. Environ 45 % de ces femmes sont retournées au travail dans les deux années qui ont suivi le

¹⁰ Les auteurs n'ont pas présenté le pourcentage de femmes mariées passant de temps plein à l'abstention.

début de l'interruption. La durée moyenne de l'interruption était de deux ans et demi.

Au début des années 90, 78% des femmes sont retournées au travail après la naissance de leur premier enfant et 56% l'ont fait dans les deux années qui ont suivi leur interruption de travail. La durée moyenne de l'interruption n'était que d'une année.

2.3 Coût total

La somme du coût direct et du manque à gagner (coût indirect) nous donne le coût monétaire additionnel qu'entraîne, en moyenne, la présence d'un enfant dans la famille. Les résultats sont résumés au tableau 2. Le coût annuel est en moyenne de 10 822 \$ pour le premier enfant, 9 461\$ pour le second et 5 670 \$ pour le troisième, en dollars de 1997.

**Tableau 2. Coûts annuels totaux des enfants
(dollars courants de 1997)**

Rang des enfants	Coût de chaque enfant			Coût total cumulé
	Direct	Indirect	Total	
Premier enfant	5 832	4 990	10 822	10 822
Deuxième „	5 832	3 629	9 461	20 283
Troisième „	4 536	1 134	5 670	25 953

Il est important de noter la relation négative observée entre le rang occupé par l'enfant et son coût total par année, en moyenne. Plus son rang dans la famille est élevé,

plus son coût total est faible. Cette relation négative s'explique en grande partie par la relation négative entre le manque à gagner (coût indirect) estimé en raison de la réduction du nombre d'heures travaillées par la mère et le rang occupé par l'enfant. Le manque à gagner attribuable au second enfant et les enfants suivants est inférieur au coût d'opportunité attribuable au premier. Lors de la naissance du premier enfant, certaines mères avaient pris la décision de se retirer du marché du travail ou de réduire substantiellement le nombre d'heures travaillées. Par conséquent, lors de la naissance du second enfant et les enfants suivants, elles avaient relativement peu de réduction à faire. Ceci explique cette corrélation négative observée entre le manque à gagner et le rang occupé par l'enfant dans la famille.

La relation inverse observée entre le coût total de l'enfant et son rang occupé au sein de la famille s'explique donc par une présence d'économie d'échelle. Plus le nombre d'enfants dans la famille est élevé plus le coût moyen, c'est-à-dire le coût par enfant, est faible.

L'estimation du coût de l'enfant effectuée par Henripin et al. est loin d'être parfaite. Cette imperfection est due d'une part à la nature même des dépenses faisant l'objet de calcul. Certaines dépenses telles que les frais de logement et de nourriture supplémentaire occasionnées par l'ajout d'un enfant dans la famille sont difficilement estimables parce qu'il faut attribuer aux membres individuels des dépenses totales pour toute la famille. D'autre part, l'estimation du coût a été effectuée à partir des données en provenance de l'enquête sur les dépenses des consommateurs en 1982. Cette enquête ne permettait pas de connaître certains renseignements. Une enquête avec des questions

spécifiques sur les dépenses effectuées pour des enfants et tenant compte des différences entre les familles demeurant en milieu urbain et celle habitant le milieu rural aurait été souhaitable. Cela permettrait de vérifier l'hypothèse selon laquelle un enfant en milieu rural coûte moins cher que celui demeurant en milieu urbain.

Néanmoins, malgré cette imperfection de l'estimation du coût d'un enfant, l'étude réalisée par Henripin et al. nous permet de mieux évaluer le coût monétaire d'un enfant. En multipliant par 18 l'estimation du coût annuel présenté précédemment au tableau 2, on peut estimer approximativement le coût total d'avoir et d'élever un enfant de la naissance à l'âge adulte, au Québec, à 194 796 \$ pour le premier enfant, 170 298 \$ pour le second et 102 060 \$ pour le troisième enfant, en dollars de 1997. Ces coûts représentent le revenu additionnel qu'une famille doit disposer suite à l'arrivée d'un enfant afin de maintenir le même niveau de vie qu'avant.

À ce coût monétaire, il faudrait ajouter les coûts non mesurables d'ordre psychologiques tels que l'inquiétude, les tracas, les déceptions et tous les désagréments causés par la présence d'un enfant dans la famille, si on veut estimer son véritable coût brut. Par ailleurs, la présence d'un enfant procure à la famille des avantages d'ordres financiers et psychologiques tels la joie et la fierté associés à leurs réussites.

Lors de la prise de décision d'avoir ou non un enfant, le couple tient compte à la fois du coût et des avantages associés à la présence de l'enfant. Lorsque les avantages sont jugés supérieurs au coût, alors il décide d'avoir un enfant additionnel. L'estimation du coût des enfants présentée précédemment nous a permis de constater que le troisième

enfant coûte beaucoup moins cher que les deux premiers. Malgré ce coût plus faible, on constate que les familles choisissant d'avoir un troisième enfant sont peu nombreuses. Ceci signifie que les bénéfices retirés d'un troisième enfant sont inférieurs au coût, pour un grand nombre de famille. En d'autres mots, même si le coût décroît en fonction du rang de l'enfant dans la famille, la satisfaction que les parents prévoient obtenir semble décroître davantage.

2.4 L'estimation du coût d'élever un enfant par d'autres auteurs

Les évaluations monétaires du coût d'avoir et d'élever un enfant, de sa naissance jusqu'à l'âge adulte, diffèrent d'une étude à l'autre à cause des différences méthodologiques dans le calcul des heures consacrées aux enfants par les parents et à la valeur monétaire accordée à ces heures. Aux États-Unis, Calhoun et Espenshade (1988) ont estimé un coût cumulatif moyen, pour les seules dépenses monétaires de 60 000 \$ à 80 000 \$ en dollars de 1981. La valeur de ces dépenses représente de 94 800 \$ à 126 400 \$, en dollars de 1997. Au Manitoba, Nagler (1992)¹¹ a estimé à 145 627 \$ le coût moyen d'un enfant en dollars de 1990, soit un coût de 170 384 \$, en dollars de 1997. Son estimation a été effectuée en utilisant des données de l'Enquête sur les dépenses des ménages canadiens réalisée par Statistique Canada en 1990.

Plus récemment, le Conseil canadien de développement social (1996) a estimé à 154 000 \$, les dépenses qu'une famille doit effectuer en moyenne pour élever un enfant

¹¹ Les résultats de l'étude sont présentés dans le Financial Post du 30 mars 1992.

de la naissance à l'âge adulte au Canada, en dollars de 1995. Ces dépenses représentent une valeur de 159 020 \$, en dollars de 1997. La répartition des catégories de dépenses estimées est présentée au tableau 3.

Tableau 3. Estimation du coût pour élever un enfant jusqu'à 18 ans
(en dollars de 1995)

Catégories de dépenses	Coût	Pourcentage du coût total
Nourriture	27800	18.1
Habillement	16400	10.6
Soins de santé	4600	3
Soins de toilette	2600	1.7
Loisirs, livres, cadeaux et frais scolaires	13000	8.4
Transports	2600	1.7
Logement, meubles et besoins ménagers	35000	22.7
Garde d'enfant	52000	33.8

Source : Conseil canadien de développement social (1996), " Le progrès des enfants au canada " p. 18.

Même si d'une étude à l'autre, les auteurs arrivent à des chiffres différents, il demeure que ces travaux empiriques portant sur le coût d'avoir et d'élever un enfant, dans un pays développé, suggèrent tous que la venue d'un enfant additionnel dans la famille occasionne des coûts importants. Toutefois, si l'enfant représente un coût important, il n'a en revanche pas de prix en raison des nombreux avantages inestimables que procure la présence d'un enfant dans la famille.

2.5 Les coûts et avantages publics associés à la présence des enfants

L'analyse présentée jusqu'ici n'a tenu compte que du coût et des avantages privés, c'est-à-dire propres aux familles. La venue au monde d'un enfant entraîne aussi des coûts et avantages pour la société. Conscient de l'existence de bénéfices possibles pour la société suite à la venue au monde d'un enfant, le gouvernement québécois a mis en place des programmes d'aides aux familles, dans le but d'encourager les naissances.

En effet, même s'il incombe aux parents la responsabilité de subvenir aux besoins de leurs enfants en raison des avantages qu'ils peuvent en retirer, l'État soutient les familles de diverses façons. D'une part, on retrouve l'aide accordée sous forme de transferts monétaires et de mesures fiscales, aide présentée en détails au prochain chapitre. D'autre part, d'importantes sommes d'argent sont consacrées à fournir des services publics comme les soins de santé et l'éducation entre autres. En 1997, la part du produit intérieur brut consacré à l'éducation représentait 7 % au Québec comparativement à 6,2 % pour la moyenne des autres provinces canadiennes et 7,2 % aux États-Unis¹³. Le tableau 4 présente les dépenses effectuées par étudiant, pour l'enseignement primaire et secondaire, pour l'enseignement post secondaire ainsi que pour tous les ordres d'enseignement réunis.

¹³ Voir Ministère de l'éducation du Québec (1998)

Tableau 4. Dépense d'éducation par étudiant en dollars canadiens convertis en parité du pouvoir d'achat, 1994-1995.

	Primaire et secondaire	Post secondaire	Tous les ordres d'enseignement ¹³
Québec	6 062	14 087	8 235
Moyenne des pays de l'OCDE	4 726	9 646	5 560
Écart (%)	28	46	48

Source: Ministère de l'éducation du Québec (1998), Direction des statistiques et des méthodes quantitatives, "La dépense d'éducation par rapport au PIB", Tableau 2, p.3.

En 1994, l'effort financier en éducation était estimé à une dépense moyenne de 6 062 \$ pour les étudiants du niveau primaire et secondaire, 14 087 \$ pour les étudiants poursuivant des études post secondaires et 8 235 \$ pour l'ensemble des ordres d'enseignement lorsqu'on inclut l'éducation préscolaire. En observant le tableau 4, on remarque que la dépense par étudiant au Québec est supérieure à la dépense effectuée en moyenne au sein des pays de l'OCDE de 28 % à 48 % selon l'ordre d'enseignement.

En plus des dépenses en éducation, la présence des enfants occasionne d'autres types de dépenses publiques importantes tel que des dépenses pour la formation de la main-d'œuvre et les soins de santé. Ces dépenses constituent pour l'État un coût important. Alors pourquoi l'État se soucie-t-il de l'avenir des enfants ? En soutenant financièrement les familles et en fournissant des services publics tels l'éducation et les soins de santé, entre autres, l'État veut que les enfants grandissent sainement, réussissent à l'école, entrent sur le marché du travail et deviennent des membres actifs

¹³ Y compris l'éducation préscolaire et les dépenses non réparties.

et productifs de la société. Donc, l'effort financier effectué par le gouvernement québécois pour aider les familles est un investissement pouvant avoir des retombées positives pour le développement économique et social du Québec. Le chapitre suivant présente en détail les divers programmes élaborés par le gouvernement québécois dans le cadre de sa politique familiale.

CHAPITRE 3

LE SOUTIEN FINANCIER À L'ÉGARD DES FAMILLES AU QUÉBEC

L'aide financière aux familles québécoises provient du gouvernement québécois et du gouvernement canadien. Cette aide est attribuée sous deux formes : des transferts monétaires et des mesures fiscales. Le texte qui suit présente sommairement l'historique du soutien financier accordé aux familles, au Québec.

3.1 Programmes de transferts

L'origine du support financier accordé aux familles ayant des enfants à charge sous forme de transferts monétaires par le gouvernement québécois remonte en septembre 1961, date d'entrée en vigueur d'une législation appelée la loi des allocations scolaires. Le gouvernement québécois octroyait mensuellement une allocation de 10 \$ pour chaque enfant âgé de 16 ou 17 ans aux études et résidant au Québec.¹⁴ Cette mesure était l'ébauche d'une politique familiale québécoise et elle venait compléter le programme d'allocations familiales du gouvernement fédéral instauré en 1944 par la loi sur les allocations familiales.

En avril 1967, le gouvernement provincial a élaboré son propre programme d'allocations familiales. Ce programme était modulé en fonction de l'âge et du rang

¹⁴ Voir Régie des rentes du Québec (1996).

occupé par l'enfant, dans la famille. Un montant de 15 \$ était alloué semestriellement pour le premier enfant s'il était âgé de moins de 12 ans et 20 \$ si son âge se situait entre 12 et 15 ans inclusivement.¹⁵ L'allocation était majorée de 5 \$ pour chaque enfant de rang supérieur.

En décembre 1973, le Québec a remplacé les deux mesures adoptées précédemment, les allocations scolaires et les allocations familiales de 1967, par un nouveau programme portant le nom de Régime des allocations familiales du Québec. Ce programme est entré en vigueur en janvier 1974. Pour être bénéficiaire, il fallait avoir un enfant âgé de moins de 18 ans, célibataire et résidant en permanence au Québec. Le tableau 5 à la page suivante présente le barème des prestations d'allocations familiales versées aux familles depuis la date d'entrée en vigueur de ce programme jusqu'à son abolition en 1997.

¹⁵ idem

**Tableau 5. Allocations familiales mensuelles versées pour chaque enfant, par le
gouvernement québécois, de 1974 à 1997**

Année	Rang de l'enfant			
	1 ^{er}	2e	3e	4e et suivants
	\$	\$	\$	\$
1974	3.00	4.00	5.00	6.00
1975	3.31	4.42	5.52	6.62
1976	3.68	4.92	6.14	7.36
1977	3.98	5.32	6.64	7.96
1977(1er mai)	5.05	6.76	8.43	10.11
1978	5.43	7.27	9.06	10.87
1979	5.92	7.92	9.86	11.85
1980	6.45	8.63	10.77	12.92
1981	7.09	9.48	11.84	14.20
1982	7.09	9.48	12.55	14.20
1983	7.52	10.05	13.18	15.05
1984	7.90	10.55	13.18	15.80
1985	7.90	10.55	13.18	15.80
1986	8.22	10.97	13.71	16.43
1987	8.56	11.42	14.27	17.10
1988	8.94	11.92	14.90	17.85
1989	9.31	12.41	15.51	18.58
1990	9.77	13.02	16.27	19.49
1991	10.24	13.64	17.05	20.43
1992	10.70	14.25	17.82	21.35
1993	10.91	14.54	18.18	21.78
1994	10.91	14.54	18.18	21.78
1995	10.91	14.54	18.18	21.78
1996	10.91	14.54	18.18	21.78
1997	10.91	14.54	18.18	21.78

Source: Régie des rentes du Québec (1996), " Les allocations d'aide aux familles, statistiques 1996 ", p. 15.

En plus des allocations familiales de base, deux importants programmes de transferts pour enfants à charge ont été créés : l'allocation à la naissance et l'allocation aux jeunes enfants. Le premier est entré en vigueur en mai 1988 et le second en janvier 1989.

L'allocation à la naissance était une aide accordée aux parents, suite à la venue d'un enfant dans la famille par naissance ou par adoption. Par la création de ce programme, le gouvernement du Québec avait montré clairement son intention de soutenir davantage financièrement les familles nombreuses. Une déclaration du ministre des finances du Québec à cette époque, monsieur Gérard D. Lévesque, lors du discours sur le budget prononcé à l'Assemblée Nationale, le 12 mai 1988, en fait preuve.

“ La situation financière des familles québécoises est une préoccupation majeure de notre gouvernement. Ce sont elles qui assument le soin et la charge des enfants et qui de ce fait assurent la continuité de notre vie et de notre culture. Il faut donc les compenser adéquatement pour les coûts associés à la présence des enfants. ” (Ministère des finances du Québec, 1988, p. 10)

Tout comme l'allocation familiale de base, l'allocation versée à la naissance était ajustée en fonction du rang de l'enfant dans la famille. Au moment de la mise en place de ce programme, le gouvernement avait accordé 500 \$ pour la venue du premier et du second enfant et 3 000 \$ pour l'avènement du troisième enfant et les suivants. Depuis la création de ce programme, les prestations ont été majorées pour le deuxième et surtout pour le troisième enfant et les suivants. Le tableau 6 présente l'évolution des prestations accordées dans le cadre de ce programme depuis sa création en 1988 jusqu'à son abolition en 1997. Pour justifier cette abolition, le gouvernement québécois a donné comme raison l'inefficacité des programmes destinés à accroître le taux de fécondité¹⁶.

¹⁶ Voir La Presse (1996), édition du 16 octobre.

Tableau 6. Allocation à la naissance selon le rang, de 1988 à 1997

Rang de l'enfant			
Année	1 ^{er}	2e	3e et suivants
	\$	\$	\$
1988	500	500	3 000
1989	500	1 000	4 500
1990	500	1 000	6 000
1991	500	1 000	7 500
1992	500	1 000	8 000
1993	500	1 000	8 000
1994	500	1 000	8 000
1995	500	1 000	8 000
1996	500	1 000	8 000
1997	500	1 000	8 000

Source: Régie des rentes du Québec (1996), "Les allocations d'aide aux familles, Statistique de 1996", p.16.

L'explication donnée par le ministre des finances, lors du discours sur le budget, pour justifier l'établissement d'un tel écart entre les prestations versées pour les deux premiers enfants et les suivants est la suivante :

" La majorité des familles au Québec sont actuellement composée de un ou de deux enfants. Les résistances que l'on observe à la venue d'un troisième sont de plusieurs ordres, les contraintes financières ne sont pas les moindres. C'est pourquoi il me semble important d'encourager les familles du Québec à envisager la venue d'un plus grand nombre d'enfants avec moins d'incertitudes financières et une plus grande confiance dans l'avenir " (Ministère des finances du Québec, 1988, p. 12)

Cette volonté d'encourager les naissances d'un plus grand nombre d'enfants a conduit, en 1989, à l'élaboration d'un autre programme de transferts portant le nom d'allocation pour jeune enfant. Cette aide octroyée aux parents d'enfants âgés de moins

de six ans venait de remplacer un programme mis en place en 1981 appelé allocation de disponibilité. Celle-ci était accordée aux bénéficiaires de l'allocation familiale de base ayant des enfants âgés de moins de six ans. Un montant de 300 \$ était versé annuellement pour le premier enfant parmi ceux de moins de six ans, 200 \$ pour le second et 100 \$ pour le troisième et ceux d'un rang supérieur. Cependant, pour avoir droit à ces versements, les parents devaient renoncer à la déduction fiscale pour frais de garde.

Par le remplacement de l'allocation de disponibilité par l'allocation pour jeune enfant, quelques changements importants ont été apportés : le versement annuel a été remplacé par un versement mensuel indépendant des déductions fiscales pour frais de garde, le montant versé était en fonction du rang occupé par l'enfant parmi ceux de moins de 18 ans et non plus parmi ceux de moins de 6 ans et le programme a été modulé de façon à accorder un montant d'argent plus élevé pour les enfants occupant un rang de naissance supérieur jusqu'au troisième. Le tableau 7 à la page suivante présente les prestations mensuelles versées aux familles en fonction du rang occupé par les enfants âgés de moins de six ans, depuis 1989, la date d'entrée en vigueur de ce programme jusqu'à son abolition en 1997.

Tableau 7. Allocations pour jeunes enfants, versements mensuels de 1989 à 1997

Année	Rang de l'enfant		
	1er	2 ^e	3e et suivants
	\$	\$	\$
1989	8.34	16.97	41.67
1990	8.75	17.49	43.71
1991	9.17	18.33	45.81
1992	9.58	19.15	47.87
1993	9.77	19.53	48.83
1994	9.77	19.53	48.83
1995	9.77	19.53	48.83
1996	9.77	19.53	48.83
1997	9.77	19.53	48.83

Source: Régie des rentes du Québec (1996) "Les allocations d'aide aux familles, statistiques 1996", p.15

Par la mise en application du programme d'allocation à la naissance et du programme d'allocation pour jeune enfant, le gouvernement québécois a augmenté substantiellement l'aide accordée aux familles sous formes de transferts monétaires. Les allocations versées aux familles ont presque été triplées en cinq ans, passant d'une somme 197,6 millions de dollars en 1987 à 557, 8 millions de dollars en 1992.¹⁷

Les principaux bénéficiaires de la hausse des sommes versées ont été les parents qui ont eu un troisième enfant ou un enfant de rang supérieur après l'entrée en vigueur des nouveaux programmes. Le tableau 8 présente les sommes que pouvaient recevoir les familles du gouvernement québécois sous formes d'allocations en 1997. L'aide octroyée suite à l'arrivée d'un enfant dans la famille varie en fonction du rang occupé par cet enfant. Ainsi, une famille ayant deux enfants pourrait recevoir pour l'arrivée d'un

¹⁷ Voir Régie des rentes du Québec (1996), Tableau 6.

troisième enfant une somme annuelle estimée à 2 404 dollars au cours des quatre premières années, une somme de 804 dollars au cours de la cinquième année et environ 218 dollars annuellement de la sixième jusqu'au début de la 18e année, en dollars de 1997. Ceci représente une aide totalisant 13 036 \$ de la première jusqu'au début de la 18e année, soit une allocation annuelle de 767 \$ en moyenne, accordée pour le troisième enfant sous forme d'allocations non imposables.¹⁸ À ce montant, il faut ajouter les transferts du gouvernement fédéral.

Tableau 8. Somme annuelle versée par enfant pour l'ensemble des allocations d'aide aux familles par le gouvernement québécois, selon l'âge et le rang, en 1997

Rang de l'enfant				
	1er	2e	3e	4e et suivants
Âge de l'enfant	\$	\$	\$	\$
1 an	748.16	908.84	2404.12	2447.32
2 ans	248.16	908.84	2404.12	2447.32
3 ans	248.16	408.84	2404.12	2447.32
4 ans	248.16	408.84	2404.12	2447.32
5 ans	248.16	408.84	804.12	847.32
6 ans et plus	130.32	174.48	218.16	261.36

Source: Régie des rentes du Québec (1996) "Les allocations d'aide aux familles, statistiques 1996", p. 16.

Depuis janvier 1993, un nouveau programme du gouvernement canadien, la Prestation fiscale pour enfants (PFE), est entré en vigueur. Ce programme a remplacé

¹⁸ Depuis mai 1988, le gouvernement du Québec a aboli la récupération par l'impôt des allocations pour enfants. De plus, afin d'empêcher que ces allocations soient imposées par le gouvernement fédéral, le gouvernement québécois les avait transformées juridiquement en crédit d'impôt remboursable dont les versements s'effectuaient sous forme d'acomptes mensuels.

les anciens programmes de crédit d'impôt pour enfants, de crédits pour enfants à charge et d'allocations familiales. Cette nouvelle prestation versée se compose d'un montant annuel de base de 1 020 \$ pour chaque enfant âgé de 18 ans et moins, d'un montant supplémentaire annuel de 213 \$ pour les enfants âgés de 7 ans et moins, d'un montant supplémentaire de 75 \$ pour le troisième enfant et ceux occupant un rang supérieur et d'un supplément annuel de 500 \$ pour les familles considérées à faible revenu.

Ces prestations ne sont pas imposables. Cependant, elles sont fondées sur le revenu familial. La prestation de base est versée en entier aux familles ayant un revenu ne dépassant pas 25 921 \$ et elle est réduite graduellement pour celles qui disposent d'un revenu supérieur. Quant au supplément annuel de 500 \$, il est réduit à partir du moment où le revenu dépasse 20 921 \$ et cesse d'être accordé dès que le revenu familial atteint 25 921 \$.

En se basant sur ce nouveau programme du gouvernement fédéral, on peut estimer à 1 808 \$ l'aide accordée annuellement pour le troisième enfant aux familles ayant un revenu inférieur à 20 921 \$. Pour ce type de famille, la somme des transferts du gouvernement québécois et du gouvernement canadien peut atteindre 2 575 \$ annuellement, pour un troisième enfant¹⁹. En multipliant ce montant par 18, on peut estimer à 46 350 \$ le versement total par les deux paliers de gouvernements pour un troisième enfant, de sa naissance à l'âge de 18 ans. En divisant cette somme par

¹⁹ Toutefois, l'aide accordée aux familles ayant un revenu supérieur à ce montant est beaucoup moins élevé. Selon Développement des ressources humaines Canada (1994), la prestation mensuelle accordée en moyenne par famille (pour l'ensemble des enfants) est estimée à 143 \$.

l'estimation du coût total d'un troisième enfant selon Henripin et al. (102 060 \$), on obtient une estimation de l'importance du soutien accordé pour le troisième enfant. On note que ce soutien monétaires représente 45 % du coût estimé du troisième enfant. Si on répète l'opération en divisant cette fois-ci l'aide accordée par les dépenses nécessaires pour élever un enfant selon le Conseil canadien de développement social (159 020 \$), on remarque que l'aide octroyée représente 28 % de l'estimation des dépenses nécessaires pour subvenir aux besoins d'un enfant, de sa naissance à l'âge adulte.

Pour les familles ayant un revenu supérieur à 20 921 \$, le soutien financier de l'État par rapport à l'estimation du coût d'un enfant est plus difficile à estimer. La difficulté d'effectuer une telle estimation s'explique par deux choses. D'une part, les prestations accordées pour enfants par le gouvernement fédéral diminuent à mesure que le revenu augmente et d'autre part ces familles bénéficient des déductions fiscales pour enfants par le gouvernement québécois. L'évolution de ces mesures fiscales fait l'objet de la prochaine section.

3.2 Modifications au régime fiscal québécois depuis 1986

Lors de l'élaboration du budget 1985-1986, un réaménagement complet des exemptions, déductions et crédits d'impôt a été effectué par le gouvernement québécois. Les diverses modifications apportées ont eu pour effet d'augmenter le seuil d'imposition nulle des contribuables et, par conséquent, de soustraire à l'impôt un nombre substantiel de contribuables qui autrement auraient payé des impôts. Les

couples avec enfants ont été les principaux bénéficiaires des nouvelles mesures introduites.

Avant le réaménagement du système d'exemption à l'égard des enfants, aucune exemption n'était accordée pour les enfants à charge de moins de 16 ans. Les parents ont eu droit à une déduction de 810 \$ pour les enfants âgés de 16 et 17 ans, et de 1 320 \$ pour ceux de 18 à 20 ans de même que pour ceux âgés de 21 ans et plus aux études ou souffrant d'un handicap physique ou mental. Cependant, ces niveaux d'exemption étaient réduits du revenu net de l'enfant à charge excédant 2 930 \$.²⁰

À partir de 1986, les parents ont eu droit à une déduction pour tous les enfants à charge de moins de 21 ans et ceux âgés 21 ans ou plus poursuivant des études post secondaires. Ainsi, pour 1986, l'année d'entrée en vigueur des nouvelles mesures, l'exemption était de 1 870 \$ pour le premier enfant à charge et de 1 370 \$ pour chacun des autres enfants à charge. Cependant, tout comme auparavant, ces montants d'exemptions sont réduits du revenu net de l'enfant à charge.

En plus des exemptions pour enfants à charge, les personnes ayant de jeunes enfants ont pu bénéficier des déductions pour frais de garde d'enfants. Avant 1986, une déduction était accordée à l'égard des enfants de moins de 14 ans. La déduction maximale était le moins élevé des montants suivants : 2 000 \$ par enfant, 6000 \$ par famille, et des 2/3 du revenu net du conjoint ayant le revenu net le moins élevé.

²⁰ Voir Ministère des Finances (1985)

Suite aux changements apportés, en 1986, la déduction pour frais de garde n'est accordée qu'à l'égard des enfants de moins de 12 ans. La déduction maximale a été substantiellement augmentée. Les parents pouvaient réclamer comme déduction, le moins élevé des montants suivants : 3 510 \$ pour un enfant de moins de 6 ans et 1 755 \$ pour ceux âgés de 6 à 11 ans, 40 % du revenu net de travail du conjoint ayant le revenu le moins élevé dans le cas d'un enfant, 80 % pour deux enfants et 100 % pour trois enfants.²²

3.3 Nouvelle politique familiale à partir de 1997

Une dizaine d'années après avoir mis en place un programme de soutien familial ayant pour particularité d'encourager les naissances sans tenir compte du revenu de la famille, le gouvernement québécois a décidé de réorienter sa politique familiale. L'inefficacité des programmes destinés à accroître le taux de fécondité a été la principale raison invoquée par le gouvernement pour justifier le changement de politique. Suite aux programmes mises en place, le nombre moyen d'enfants par femme n'a augmenté que légèrement, passant de 1.36 en 1987 à 1.53 en 1997. Les fonds récupérés ont été réinjectés dans une nouvelle politique familiale qui a pour principaux objectifs d'assurer l'équité entre les familles, de favoriser le développement des enfants et l'égalité des chances.

²² Idem p. A-9.

Afin d'atteindre ces objectifs, d'importantes modifications ont été apportées au programme de soutien du revenu à l'égard des enfants. La nouvelle politique familiale vise d'une part l'équité en remplaçant l'allocation familiale de base, l'allocation à la naissance et l'allocation pour jeunes enfants par une seule allocation familiale. Cette nouvelle allocation familiale a pour particularité de varier en fonction du type de famille (monoparentale ou biparentale), du nombre d'enfant et du revenu familial. Ainsi, pour les familles dont le revenu net est de 15 000 \$ ou moins, le montant de l'allocation familiale unifiée peut varier entre 975 \$ et 4 046 \$ selon le type de famille et le nombre d'enfant (1 à 4). Pour les familles dont le revenu se situe entre 20 000 \$ et 50 000 \$, le montant octroyé peut varier entre 131 \$ et 1101 \$, selon les mêmes conditions. Finalement, pour les familles ayant un revenu de 53 000 \$ ou plus, indépendamment du type de famille, l'allocation familial peut varier entre 0 \$ et 951 \$, selon le nombre d'enfants (1 à 4).

En plus de la nouvelle allocation unifiée, le gouvernement a annoncé, lors du discours sur le budget 1997-1998 la création d'un régime d'assurance parental et de garde à la petite enfance, afin de faciliter la conciliation travail-famille et de favoriser le développement des enfants, surtout ceux issus de famille à faible revenu.

Suite aux nouvelles orientations données à la politique familiale, en septembre 1997, il y a eu création d'un réseau de centres de la petite enfance, à travers le Québec, à partir des garderies sans but lucratif et des agences de garde en milieu familial. Le but visé par la création de ces centres est de répondre aux besoins diversifiés, en matière de service de garde (garde à temps plein ou temps partiel, garde de soir, de nuit, de fin de

semaine), des parents ayant de très jeunes enfants (de la naissance jusqu'à l'âge de la maternelle). De plus, les parents ayant des enfants d'âge scolaire peuvent bénéficier des services de garde en milieu scolaire durant les périodes précédant le début des classes le matin, la période du dîner et la période qui suit la fin des classes.

En plus du programme de garde à la petite enfance, un programme d'assurance parentale a été créé dans le but d'élargir l'accès aux indemnités lors des congés de maternité et parentaux, notamment aux travailleurs et travailleuses autonomes et aux personnes occupant des emplois atypiques. Ce régime s'adresse à tous les travailleurs et travailleuses ayant cotisé pendant l'année précédant le congé et ayant accumulé un minimum de 2 000 \$ de revenu. L'indemnité octroyée représente 75 % du revenu net (salaire ou revenu d'emploi autonome) et couvre une période de 25 semaines, dont 18 semaines de congé de maternité et sept semaines de congé parental pouvant être utilisées soit par la mère ou le père. À cela s'ajoute un congé de cinq semaines réservé au père.

De plus, dans le cas d'une adoption, le congé parental sera indemnisé pendant 12 semaines. Comme autre mesure importante, dans ce nouveau programme, on retrouve un congé parental additionnel d'une durée de six mois accordé à partir de la naissance du troisième enfant. L'indemnisation accordée, dans un tel cas est environ 100 \$ par semaine. Le tableau 9 présente les indemnisations octroyées aux parents dans le cadre du nouveau régime annoncé en octobre 96, l'assurance parentale, par rapport à la situation qui prévalait à l'assurance emploi.

Tableau 9. Indemnisation accordée dans le cadre de congé parental, au Québec

Revenu annuel D'emploi (\$)	Assurance emploi		Assurance Parentale
	Revenu de remplacement brut (\$)	Revenu de remplacement net (\$)	Revenu de Remplacement net (\$)
2 000	0	0	721
4 000	0	0	1 438
15 000	3 992	3 078	4 383
25 000	6 653	4 280	6 538
35 000	9 314	5 871	8 481
45 000	11 975	7 136	10 349

Source : Gouvernement du Québec (1996), <http://www.gouv.qc.ca/communiqués>.

En comparant les deux programmes, on remarque que le nouveau régime est plus avantageux pour les travailleurs à faible revenu. Une personne ayant un revenu d'emploi inférieur à 4000 \$ ne recevait aucune indemnisation dans le cadre du régime qui prévalait à l'assurance emploi. Tandis que dans le cadre du nouveau régime cette personne a droit à une indemnisation de 721 \$ et de 1438 \$ si son revenu d'emploi est respectivement de 2000 \$ et 4000 \$. De plus, les travailleurs ayant un revenu inférieur à 40 000 \$ reçoivent une indemnisation plus élevée dans le cadre du programme d'assurance parentale que l'indemnisation qu'il était possible d'obtenir dans l'ancien programme.

L'historique du soutien financier à l'égard des familles nombreuses au Québec présentée au cours de ce chapitre nous a permis de constater que le gouvernement

québécois a mis en place une panoplie de programmes depuis le début des années 1960 dans le but de soutenir financièrement les familles. À travers ces nombreux programmes mis en place, deux orientations ont été données à la politique familiale québécoise : la première orientation consistait à soutenir davantage les familles à faible revenu et la seconde consistait à venir en aide aux familles sans égard à leur revenu familial dans le but de les encourager à avoir un enfant supplémentaire, surtout un troisième enfant ou plus. Cette seconde orientation a été entamée à partir de 1986 et abandonnée en 1997. Une analyse empirique de l'effet des mesures mises en place au cours de cette période sur les naissances fait l'objet du prochain chapitre.

CHAPITRE 4

Évaluation empirique de l'effet des politiques familiales sur la fécondité

Par la mise en application des nouvelles mesures de politiques familiales (les déductions fiscales pour enfants à charge, l'allocation à la naissance et l'allocation pour jeunes enfants), le gouvernement québécois visait à encourager les familles résidant au Québec à avoir un nombre d'enfants plus élevé. Ce chapitre a pour objectif d'analyser empiriquement l'effet des mesures adoptées par le Québec sur les naissances. Cette analyse est effectuée en procédant la façon suivante : premièrement une analyse du nombre d'enfants observés en moyenne par famille selon différents types de familles et deuxièmement par une comparaison des statistiques observées en 1984 avec celles observées en 1994. Suite à cette première analyse, une étude économétrique est présentée. Cette étude utilise d'une part la technique des moindres carrés ordinaires pour évaluer l'effet de diverses variables sur le nombre d'enfants observés dans la famille, et d'autre part, elle utilise un modèle logit pour évaluer l'effet des politiques mises en place sur la probabilité d'observer le choix par le couple entre deux options : avoir deux enfants ou trois enfants.

4.1 DESCRIPTION DES DONNÉES UTILISÉES

Cette étude empirique a été effectuée à l'aide de micro-données transversales provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs réalisées par Statistiques Canada, annuellement, auprès des ménages canadiens. Lors de cette enquête, des renseignements sont recueillis sur chacune des personnes composant la famille. Les informations obtenues portent entre autres sur les sources de revenu du conjoint et de la conjointe, les caractéristiques démographiques telles l'âge du conjoint et de la conjointe, leur niveau de scolarisation, leur langue maternelle, la taille de la région où demeure la famille, le nombre d'enfants présents dans la famille au moment de l'enquête, ainsi que du groupe d'âge auquel ils appartiennent.

À l'aide des données disponibles, un échantillon a été constitué pour chacune des deux années faisant l'objet d'analyse, soit 1984 et 1994.²³ Les deux échantillons sont composés de couples mariés ou vivants en union de faits au Québec et pour lesquelles la conjointe est âgée de 40 ans et moins. Une fois ces restrictions imposées, on retrouve 1928 observations dans l'échantillon contenant des données observées en 1984 et 1820 observations dans celui contenant des données observées en 1994.

²³ Les données observées en 1984 portent le nom d'Enquête de 1985 et celles observées en 1994 portent le nom de 1995, dans les fichiers de Statistique Canada.

Dans chacun des échantillons, l'âge de la conjointe a été restreint à 40 ans et moins pour la raison suivante : l'enquête effectuée au près des ménages ne permet d'obtenir que le nombre d'enfants âgé de 24 ans et moins présents dans la famille. Par conséquent, les enfants qui ont quitté la famille et ceux âgés de 25 ans et plus ne sont pas comptés dans la variable représentant le nombre d'enfants dans la famille. Si on considère le nombre d'enfants âgé de 24 ans et moins comme étant le nombre exact d'enfants dans la famille, alors on introduit un biais dans l'analyse. Le fait de limiter l'âge de l'épouse à 40 ans et moins permet de réduire ce biais puisque dans ce groupe d'âge, la possibilité d'observer une conjointe ayant un enfant âgé de 25 ans et plus est très faible. Le pourcentage de femmes donnant naissance à un enfant avant l'âge de 15 ans est faible.

L'imposition des restrictions mentionnées précédemment n'est pas sans conséquences. La principale conséquence d'avoir imposé ces restrictions lors de la sélection des échantillons est que l'analyse de l'effet des changements apportés à la politique familiale sur les naissances n'est valable que pour une catégorie spécifique de famille, soit celles dont le conjoint et la conjointe sont mariés ou vivent en unions de faits et que la conjointe est âgée de 40 ans et moins. Cette population correspond à environ 800 000 familles résidant au Québec.²³

²³ Dans chacune des enquêtes annuelles sur les finances des consommateurs, on retrouve une variable pondération (weight) permettant de connaître la population correspondant à l'échantillon observé.

4.2 Pourcentage de familles ayant trois enfants et plus en 1984 et en 1994

À partir de 1986, le gouvernement québécois avait introduit plusieurs programmes dans le cadre de la politique familiale québécoise. Ces programmes étaient élaborés de façon à encourager les familles à avoir surtout trois enfants et plus. Au tableau 10, on remarque que le pourcentage de familles ayant trois enfants et plus en 1994 est relativement le même qu'en 1984, soit respectivement 14,9 % et 16,5 %. Ces résultats suggèrent que les programmes d'aides aux familles conditionnelles à la présence d'enfants n'aient pas eu l'effet souhaité, c'est-à-dire augmenter significativement le pourcentage de familles ayant trois enfants et plus.

Tableau 10. Nombre d'enfants observés dans la famille en 1984 et en 1994

Nombre d'enfants observés	Pourcentage de familles		Variation en %
	1984	1994	
0	28,4	23,8	-4,6
1	20,7	24,5	3,8
2	34,4	36,7	2,3
3 et plus	16,5	14,9	-1,6

D'ailleurs, c'est en se basant sur de tels résultats que le gouvernement québécois a pris la décision en 1997 d'abolir ces programmes qui avaient pour principal but d'encourager les naissances. Étant donné que les changements apportés à la politique familiale n'ont pas permis d'augmenter la proportion de familles ayant trois enfants et plus, la question à laquelle il faut essayer de répondre est la suivante : les changements apportés à la politique familiale ont-ils eu des effets sur les naissances chez certaines

catégories de familles ? L'analyse présentée à la prochaine section a pour objectif de répondre à cette question.

4.3 Nombre d'enfants observés en fonction des caractéristiques de la famille

Selon les prévisions de la théorie de la demande d'enfants présentée au premier chapitre, des variables socio-économiques et des variables économiques affectent le nombre d'enfants désirés par le couple. Le texte qui suit analyse les statistiques observées pour un certain nombre de variables parmi celles les plus susceptibles d'affecter la décision du couple en matière de fécondité.

Tableau 11. Nombre d'enfants observés en moyenne selon le niveau de scolarisation de la conjointe

(La taille de l'échantillon est entre parenthèses)

	1984	1994	Variation en %
Aucune scolarité ou niveau élémentaire	2.12 (187)	1.87 (86)	-11.8
Étude élémentaire et secondaire	1.28 (477)	1.71 (251)	33.6
Étude post secondaire	1.68 (760)	1.45 (1237)	-13.7
Diplômée universitaire	1.11 (171)	1.19 (246)	7.2

Selon les prévisions de la théorie de la demande d'enfants, il existe une relation négative entre le niveau de scolarisation de la conjointe et le nombre d'enfants désirés par le couple. Cette relation négative s'explique par la hausse du coût d'opportunité associé à la hausse du niveau de scolarisation de la conjointe. Conformément à cette prévision théorique, les statistiques obtenues semblent montrer l'existence d'une relation négative entre les deux variables. De plus, on observe une importante variation

du nombre d'enfants observés en moyenne en fonction du niveau de scolarisation de la conjointe. Dans les familles dont la conjointe a un niveau de scolarisation ne dépassant pas le niveau élémentaire, On observe la présence de 2,12 enfants par famille en moyenne, en 1984, comparativement à 1,11 enfants par famille, dans les familles dont la conjointe est diplômée universitaire. Les statistiques obtenues, en utilisant les données observées en 1994, montrent également l'existence d'une importante variation du nombre d'enfants observés en moyenne en fonction du niveau de scolarisation de la conjointe. Les statistiques obtenues révèlent une moyenne de 1,87 enfants pour les familles dont la conjointe a un niveau de scolarisation ne dépassant pas le niveau élémentaire et une moyenne de 1,19 enfants pour les familles dont la conjointe est diplômée universitaire. Les statistiques obtenues du nombre d'enfants par famille en fonction du niveau de scolarisation de la conjointe sont présentées au tableau 11 à la page précédente, de façon détaillée.

Par ailleurs, en comparant les résultats obtenus en utilisant les données de 1984 à ceux obtenus en utilisant les données de 1994, on remarque une faible diminution du nombre d'enfants présents en moyenne par famille pour certaines catégories de familles. Pour les familles dont la conjointe a déclaré ne pas avoir terminé d'études élémentaires, on remarque une baisse de 11,8 % du nombre d'enfants en moyenne et une baisse de 13,7 % pour les familles dont la conjointe a déclaré avoir fait des études post secondaires sans obtenir de diplôme universitaire. Il semble donc qu'en dépit des aides accordées conditionnelles à la présence d'enfants, la baisse tendancielle du nombre d'enfants en moyenne par famille s'est poursuivie pour certaines catégories de familles. Toutefois, on observe une hausse de 33,6 % du nombre d'enfants en moyenne, pour les

familles dont la conjointe a déclaré avoir suivi des études élémentaires et secondaires. Cette hausse est-elle attribuable aux changements apportés à la politique familiale ? On ne peut répondre à cette question avec certitude. Avant toutes tentatives de réponse, analysons les résultats obtenus de la variation du nombre d'enfants en moyenne selon les autres caractéristiques de la famille.

Tableau 12. Nombre d'enfants observés en moyenne selon le revenu d'emploi de la conjointe
(La taille de l'échantillon est entre parenthèses)

Revenu (en dollars constants de 1984)	1984	1994	Variation en %
0	1.85 (483)	1.86 (422)	0.5
1 à 5 000	1.54 (319)	1.45 (297)	-5.8
5 001 à 15 000	1.26 (604)	1.44 (576)	14.3
15 001 à 25 000	1.26 (354)	1.19 (350)	5.6
25 001 à 35 000	1.09 (137)	1.20 (120)	10.1
35 001 et plus	1.00 (31)	1.19 (54)	19.0

La variation du nombre d'enfants en moyenne présents dans la famille en fonction de la variation du revenu d'emploi de la conjointe semble suggérer les mêmes conclusions obtenues précédemment. Pour une année donnée, on observe au tableau 12 une relation négative entre le revenu d'emploi de la conjointe et le nombre d'enfants observés dans la famille. Plus le revenu d'emploi est élevé, plus le nombre d'enfants observés en moyenne dans la famille est faible. En 1984, chez les familles dont la conjointe a déclaré n'avoir aucun revenu d'emploi, soit près de 25 % des familles composant l'échantillon, on observe une moyenne de 1,85 enfants comparativement à 1,09 enfants, chez celles ayant déclaré un revenu d'emploi annuel se situant entre 25000\$ et 35000 \$.

Les statistiques obtenues en utilisant les données de 1994 confirment l'existence d'une relation négative entre le revenu d'emploi de la conjointe et le nombre d'enfants observés en moyenne dans la famille. On observe une moyenne de 1,86 enfants chez les familles dont la conjointe a déclaré n'avoir aucun revenu d'emploi comparativement à 1,20 chez celles ayant déclaré un revenu d'emploi se situant entre 25 000 \$ et 35 000 \$.

Par ailleurs, la comparaison des statistiques obtenues avec les données de 1984 et celles obtenues avec les données de 1994 révèle peu de changements. La variation du nombre d'enfants en moyenne la plus grande obtenue est une hausse de 19 % entre les deux années chez les familles dont la conjointe a déclaré un revenu supérieur à 35 000 \$. Étant donné la faible taille de l'échantillon pour cette catégorie de famille, il est probable que des valeurs extrêmes ont influencé significativement les résultats obtenus. Par conséquent, il faut interpréter avec prudence cette hausse observée. Le changement le plus significatif observé est une hausse de 14,3 % chez les familles dont le revenu d'emploi de la conjointe se situe entre 5 000 \$ et 15 000 \$.

D'autre part, conformément aux prévisions théoriques, on observe une relation positive entre le revenu du conjoint et le nombre d'enfants présents en moyenne dans la famille. On peut remarquer au tableau 13 un important écart entre le nombre d'enfants observé chez les familles dont le conjoint a déclaré un revenu se situant entre 5 000 \$ et 15 000 \$ et le nombre d'enfants observés chez les familles dont le conjoint a déclaré un revenu supérieur à 35 000 \$. Au sein de la première catégorie, le nombre d'enfants observés en moyenne est de 1,12 comparativement à 1,60 dans la seconde catégorie de

familles, en 1984. Avec les données de 1994, on observe 1,34 enfants en moyenne chez les familles dont le conjoint a déclaré un revenu se situant entre 5 000 \$ et 15 000 \$ comparativement à 1,64 chez les familles dont le conjoint a déclaré un revenu supérieur à 35 000 \$.

Tableau 13. Nombre d'enfants observés en moyenne selon le revenu du conjoint
(La taille de l'échantillon est entre parenthèses)

Revenu (en dollars constants de 1984)	1984	1994	Variation en %
0	0.75 (4)	1.36 (11)	81.3
1 à 5 000	1.00 (76)	1.13 (62)	13.0
5 001 à 15 000	1.12 (345)	1.34 (382)	19.6
15 001 à 25 000	1.37 (590)	1.40 (576)	2.2
25 001 à 35 000	1.69 (470)	1.58 (439)	- 6.5
35 001 et plus	1.60 (440)	1.64 (347)	2.5

Encore une fois, la comparaison des statistiques obtenues avec les données de 1984 et celles obtenues avec les données de 1994 révèle peu de changements. Le changement le plus significatif observé est une hausse de 19,6 % du nombre d'enfants en moyenne, chez les familles dont le conjoint a déclaré un revenu se situant entre 5 000\$ et 15000\$.

D'autre part, on observe une relation moins évidente entre le nombre d'enfants et le revenu familial après impôt. On peut observer au tableau 14 une relation positive entre les deux variables jusqu'à ce que le revenu familial atteigne un certain niveau, approximativement 40 000 \$. Au-delà de ce montant, la relation observée entre les deux variables devient ambiguë. Cette ambiguïté vient du fait que le revenu d'emploi de la conjointe est une des composantes du revenu familial. La relation négative existant entre le revenu d'emploi de la conjointe et le nombre d'enfants dans la famille vient

atténuer l'effet positif des autres revenus sur le nombre d'enfants.

Tableau 14. Nombre d'enfants observés en moyenne selon le revenu familial après impôt

(La taille de l'échantillon est entre parenthèses)

Revenu (en dollars constants de 1984)	1984	1994	Variation en %
20 000 et moins	1.32 (442)	1.20 (358)	-9.1
20 001 à 30 000	1.39 (645)	1.47 (677)	5.8
30 001 à 40 000	1.59 (517)	1.64 (473)	3.1
40 001 à 50 000	1.44 (199)	1.53 (197)	6.3
50 001 à 60 000	1.53 (78)	1.39 (76)	-9.2
60 000 et plus	1.35 (46)	1.69 (39)	25.2

Outre les variables déjà mentionnées, d'autres caractéristiques de la famille sont susceptibles d'affecter le nombre d'enfants désirés par le couple. L'analyse du nombre d'enfants observés en fonction de la taille de région de résidence de la famille semble montrer l'existence d'un nombre d'enfants plus élevé chez les familles demeurant en régions rurales. On peut observer au tableau 15, en 1984, une moyenne de 1,28 enfants chez les familles demeurant dans les centres urbains de 500 milles habitants et plus comparativement à 1,80 chez celles se situant en régions rurales. Avec les données de 1994, on obtient presque les mêmes statistiques, soit une moyenne de 1,32 enfants chez les familles demeurant dans les centres urbains de 500 milles habitants et plus comparativement à une moyenne 1,72 enfants chez les familles se trouvant en régions rurales. Les résultats obtenus semblent confirmer l'hypothèse selon laquelle les dépenses nécessaires pour subvenir aux besoins des enfants sont moins élevées en régions rurales qu'en milieu urbain.

**Tableau 15. Nombre d'enfants en moyenne selon la taille
de région de résidence de la famille**

(La taille de l'échantillon est entre parenthèses)

Population (en milliers d'habitants)	1984	1994	Variation en %
500 et plus	1.28 (691)	1.32 (483)	3.1
100 à 499	1.32 (289)	1.35 (417)	2.3
99 et moins	1.42 (523)	1.50 (481)	5.6
Population rurale ²⁴	1.80 (425)	1.72 (439)	-4.4

D'autre part, afin d'évaluer l'effet que peut avoir l'origine ethnique sur le nombre d'enfants désirés par le couple, la variation du nombre d'enfants a été analysée en fonction de la langue maternelle de chacun des membres composant le couple et en fonction du statut d'immigration du chef de famille. Les résultats de la relation existant entre le nombre d'enfants et la langue maternelle de la conjointe sont présentés au tableau 16. Selon les résultats obtenus, le nombre d'enfants observés en moyenne chez les familles dont la conjointe est francophone est pratiquement le même que chez les familles dont la conjointe est anglophone ou allophone²⁵. On arrive à la même conclusion concernant la relation existant entre le nombre d'enfants présents dans la famille et la langue maternelle du conjoint (voir le tableau 17).

²⁴ Dans l'enquête sur les finances des consommateurs, la région rurale n'est pas définie en terme du nombre d'habitants.

²⁵ Dans cette étude empirique, L'analyse de la demande d'enfants est effectuée pour les familles dont la conjointe est âgée de 40 ans et moins. Il est possible que les résultats soient différents pour les familles dont la conjointe est plus âgée.

Tableau 16. Nombre d'enfants en moyenne selon la langue maternelle de la conjointe

(La taille de l'échantillon est entre parenthèses)

	1984	1994	Variation en %
français	1.48 (1646)	1.46 (1597)	-1.4
anglais	1.43 (127)	1.56 (139)	9.1
Autre	1.53 (79)	1.55 (184)	1.3

Tableau 17. Nombre d'enfants observés en moyenne selon la langue maternelle du conjoint

(La taille de l'échantillon est entre parenthèses)

	1984	1994	Variation en %
français	1.44 (1717)	1.45 (1583)	0.7
anglais	1.35 (124)	1.83 (42)	35.6
Autre	1.47 (87)	1.56 (195)	6.1

Les résultats obtenus semblent contraires à la croyance populaire selon laquelle le nombre d'enfants en moyenne est plus faible chez les francophones que chez les anglophones ou allophones. De plus, la comparaison des statistiques obtenues avec les données de 1984 avec celles obtenues avec les données de 1994 ne montre aucun changement important. La plus grande variation observée est une hausse de 35 % du nombre d'enfants en moyenne chez les conjoints de langue maternelle anglaise. Toutefois, étant donné la faible taille de l'échantillon servant à calculer la moyenne d'enfants en 1994 pour cette catégorie de famille, il faut interpréter ce changement avec prudence.

Par ailleurs, les résultats de la variation du nombre d'enfants en fonction du statut d'immigration du chef de famille, présentés au tableau 18, suggèrent que les familles dont le chef soit immigrant reçu aient un nombre d'enfants un peu plus élevé que les

familles dont le chef soit canadien de naissance. La comparaison des statistiques obtenues avec les données de 1984 avec celles obtenues avec les données de 1994 ne révèle aucun changement important, en dépit de la faible taille de l'échantillon servant au calcul pour la catégorie de familles dont le chef est immigrant reçu.

Tableau 18. Nombre d'enfant observé en moyenne selon le statut d'immigration du chef de famille

	1984	1994	Variation en %
Canadien de naissance	1.44 (1786)	1.46 (1733)	1.4
Immigrant reçu	1.57 (142)	1.59 (87)	1.3

En résumé, l'analyse de la variation du nombre d'enfants observés en fonction des caractéristiques de la famille semble suggérer que les résultats obtenus soient conformes aux prévisions théoriques de la demande d'enfants. Cependant, la comparaison du nombre d'enfants observés en moyenne en 1984 et en 1994 suggère qu'il y ait eu peu de changements. À la prochaine section, une étude économétrique analyse la relation existant entre le nombre d'enfants observés dans la famille et les caractéristiques de la famille de façon plus formelle.

4.4 ÉTUDE ÉCONOMÉTRIQUE

À la présente section, deux modèles sont présentés afin d'évaluer l'effet des variables socio-économiques et économiques sur le nombre d'enfants observés par famille. Ces deux modèles sont inspirés des études empiriques réalisées au Canada, sur les déterminants de la fécondité, par Lefebvre et al. (1993), Rao (1987) et Tomes (1985). Du point de vue méthodologique, peu de différences existent à la base des modèles utilisées par les auteurs mentionnés précédemment. Rao utilise un modèle logit et Tomes utilise un modèle probit afin d'évaluer les facteurs affectant l'infécondité volontaire chez les femmes non-célibataires. Ces deux auteurs estiment les coefficients de leur modèle par la technique du maximum de vraisemblance en utilisant des données des recensements de 1971 et de 1981. Quant à Lefebvre et al. , ils utilisent un modèle probit et considèrent les décisions relatives à la fécondité et à la participation au marché du travail des femmes au sein des couples comme des décisions discrètes mais interdépendantes. Ils ont estimé les coefficients de leur modèle par la technique du maximum de vraisemblance à l'aide de micro-données provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada réalisée en 1976, 1978, 1980, 1982, 1985, 1987 et 1988.

4.4.1 Modèle 1 de demande d'enfants

$$\text{Nenft} = \beta_0 + \beta_1 E1 + \beta_2 E2 + \beta_3 E3 + \beta_4 E4 + \beta_5 L1 + \beta_6 L2 + \beta_7 L3 + \beta_8 S1 + \beta_9 S2 + \beta_{10} T1 + \beta_{11} T2 + \beta_{12} T3 + \beta_{13} T4 + \beta_{14} T5 + \beta_{15} \text{Spage} + \beta_{16} \text{Spagecar} + \beta_{17} \text{Sptotinc} + \beta_{18} \text{Hdtotinc} + \varepsilon ; \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Tableau 19. Description des variables pour l'analyse de régressions

Variabes	Définition
Nenft	Nombre d'enfants observés dans la famille (variable dépendante)
E1	Var. dichotomique, 1 si la conjointe n'a aucune scolarité ou étude élément. , 0 autrement
E2	Var. dichotomique, 1 si étude secondaire sans diplôme, 0 autrement
E3	Var. dichotomique, 1 si diplôme d'étude secondaire, 0 autrement
E4	Var. dichotomique, 1 si diplômée universitaire, 0 autrement
L1	Var. dichotomique, 1 si la langue maternelle de la conjointe est l'anglais, 0 autrement
L2	Var. dichotomique, 1 si la langue maternelle de la conjointe est le français, 0 autrement
L3	Var. dichotomique, 1 si la langue maternelle est autre que le français et l'anglais
S1	Var. dichotomique, 1 si le chef de famille est canadien de naissance, 0 autrement
S2	Var. dichotomique, 1 si le chef de famille est immigrant reçu, 0 autrement
T1	Var. dichotomique, 1 si la pop. Est 500 000 habitants et plus, 0 autrement
T2	Var. dichotomique, 1 si la pop. Est de 100 000 à 499 999 habitants, 0 autrement
T3	Var. dichotomique, 1 si la pop. Est de 30 000 à 99 999 habitants, 0 autrement
T4	Var. dichotomique, 1 si la pop. Urbaine est inférieure à 30 000 habitants, 0 autrement
T5	Var. dichotomique, 1 si la famille réside en région rurale, 0 autrement.
CHANGEM	Var. dichotomique, 1 si les données ont été observées en 1994, 0 autrement.
Spage	Âge de la conjointe
Spagecar	Âge de la conjointe au carré
Sptotinc	Revenu de la conjointe
Sptotcst	Revenu de la conjointe en dollars constant de 1984
Hdtotinc	Revenu du conjoint
Hdtotcst	Revenu du conjoint en dollars constant de 1984

Le modèle présenté ci-dessus cherche à expliquer le nombre d'enfants observés dans une famille. Selon ce modèle, le nombre d'enfants observés dans une famille (Nenft) dépend principalement du niveau de scolarisation de la conjointe (E), de sa langue maternelle (L), du statut d'immigration du chef de famille (S), de la taille de région de résidence de la famille (T), de l'âge de la conjointe (Spage), de son revenu (Sptotinc) et du revenu du conjoint (Hdtotinc). Les coefficients du modèle ont été estimés par la

méthode des moindres carrés ordinaires à titre d'une analyse préliminaire à l'aide du logiciel *Shazam 8.0*. Les résultats des estimations sont présentés au tableau 20.

La principale différence entre ce modèle et les modèles utilisées par Rao, Tomes, Lefebvre et al. vient de l'utilisation du nombre d'enfants comme variable dépendante au lieu d'utiliser une variable dichotomique pour modéliser le choix d'avoir ou de ne pas avoir d'enfants. Le fait que la variable dépendante est une variable entière suggère que le terme d'erreur du modèle n'est pas distribué normalement. Cependant, étant donné que les estimations sont effectuées à l'aide d'un grand échantillon, on peut faire l'hypothèse que la distribution du terme d'erreur suit approximativement la loi normale.

De plus, on peut noter dans ce modèle que le revenu des membres composant le couple est utilisé comme variable explicative. Il est possible que cette variable dépende du nombre d'enfants observés dans la famille. Par conséquent, il faut interpréter avec prudence les résultats obtenus concernant l'effet du revenu sur le nombre d'enfants.

Tableau 20. Estimation des coefficients du modèle 1 de demande d'enfants par moindres carrés ordinaires, Québec, 1984, 1994

Variable dépendante : nombre d'enfants observés dans la famille

Variables	Données observées en 1984			Données observées en 1994		
	Coefficients estimés	Écarts types	Significatif ²⁷	Coefficients estimés	Écarts Types	Significatif
E1						
E2	-0.59096	0.2154	Oui	-0.18642	0.1235	Non
E3	-0.42692	0.2611	Non	-0.30087	0.118	Oui
E4	-0.10754	0.812E-01	Non	-0.34253	0.1324	Oui
L1						
L2	-0.231E-01	0.876E-01	Non	-0.41122	0.1601	Oui
L3	0.151E-01	0.1252	Non	-0.33711	0.1846	Non
S1						
S2	0.25347	0.983E-01	Oui	0.12031	0.1277	Non
T1						
T2	0.71605	0.2151	Oui	0.552E-01	0.683E-01	Non
T3	0.53317	0.2146	Oui	0.15016	0.806E-01	Non
T4	0.63406	0.2582	Oui	0.689E-01	0.822E-01	Non
T5	0.86687	0.2541	Oui	0.28132	0.698E-01	Oui
Spage	0.152E-01	0.913E-01	Oui	0.18081	0.272E-01	Oui
Spagecar	-0.118E-02	0.187E-03	Oui	-0.183E-02	0.450E-03	Oui
Hdtotinc	0.478E-05	0.166E-05	Oui	0.447E-05	0.116E-05	Oui
Sptotinc	-0.309E-04	0.244E-05	Oui	-0.172E-04	0.180E-05	Oui
Constante	-0.801E-01	0.963E-01	Non	-1.7261	0.3771	Oui
R ² ajusté	0.3362			0.2013		
Observ.	1928			1820		

Valeur critique de la statistique de Student au niveau de confiance de 95% : 1,96

Avant l'interprétation des résultats, quelques précisions s'imposent. Premièrement, le modèle présenté ci-dessus se limite à chercher l'existence de différences entre divers groupes de familles en matière de fécondité. Il impose comme contrainte, qu'il n'y a pas d'effets d'interactions entre les variables dichotomiques utilisées et le revenu de chacun des membres composant le couple. Donc on suppose que la relation existant entre le

²⁷ Coefficients statistiquement différents de zéro au niveau de confiance de 95%.

revenu et le nombre d'enfants observés dans la famille est identique pour toutes les familles (même pente) et que seul le nombre d'enfants (l'intercepte) varie d'une famille à l'autre.

Comme deuxième précision, il faut mentionner que lors de la régression de la variable dépendante sur les variables explicatives, une variable dichotomique a été omise pour chacun des groupes de variables, afin d'éviter le problème de parfaite multicollinéarité de la matrice des variables explicatives. La variable omise devient un groupe de référence auquel il faut comparer les autres groupes.

La plupart des résultats obtenus sont conformes aux prévisions théoriques et aux résultats empiriques attendus. Le niveau de scolarisation de la conjointe semble avoir un effet négatif sur le nombre d'enfants observés dans la famille. Le signe négatif obtenu du coefficient de E2, E3 et E4 indiquent que le nombre d'enfants observés dans la famille diminue à mesure que le niveau de scolarisation de la conjointe augmente. Cependant, cette variable semble avoir un effet plus faible que celui attendu puisque le coefficient de E3 et E4 estimés avec les données de 1984 ne sont pas statistiquement différents de zéro à un niveau de confiance de 95 %.

En plus du niveau de scolarisation de la conjointe, le milieu où réside le couple semble jouer un rôle significatif dans l'explication du nombre d'enfants observés dans la famille. Le signe positif du coefficient de T2, T3 et T4 indiquent que le nombre d'enfants observés dans la famille augmente à mesure que la taille de la région de

résidence du couple diminue. Les coefficients estimés avec les données de 1984 sont statistiquement significatifs au niveau de confiance de 95 %. Toutefois, les estimations effectuées avec les données de 1994 indiquent qu'il existe une différence significative seulement entre le nombre d'enfants observés chez les familles demeurant en milieu urbain de 500 000 habitants et plus (le groupe de référence) et le nombre d'enfants observés chez celles vivant en régions rurales. Des dépenses nécessaires moins élevées pour élever des enfants en régions rurales pourraient expliquer les différences observées.

En plus des variables mentionnées précédemment, on remarque une relation positive et significative entre l'âge de la conjointe et le nombre d'enfants observés dans la famille. Le signe négatif du coefficient de l'âge au carré (spagecar) indique que l'effet de l'âge sur le nombre d'enfants observés décroît à mesure que l'âge de la conjointe augmente. De plus, conformément aux attentes, on observe une relation négative et significative entre le revenu de la conjointe et le nombre d'enfants observés dans la famille²⁸. Quant à la relation observée entre le revenu du conjoint et le nombre d'enfants observés dans la famille, elle est positive et significative.

Par ailleurs, afin de mesurer l'influence de l'origine ethnique sur le nombre d'enfants observés dans la famille, deux variables ont été introduites dans le modèle : la langue maternelle de la conjointe et le statut d'immigration du conjoint. Les résultats obtenus ne permettent pas de tirer une conclusion claire quant au rôle de l'origine ethnique dans

²⁸ Il est possible que le lien de causalité est inversé.

l'explication du nombre d'enfants observés dans la famille. Les résultats obtenus avec les données de 1984 diffèrent de ceux obtenus avec les données de 1994. Les estimations effectuées avec les données de 1984 indiquent que le nombre d'enfants observés chez les familles dont la conjointe soit francophone (L2) ou allophone (L3) est sensiblement le même que le nombre d'enfants observés chez les familles dont la conjointe soit anglophone (L1 : groupe de référence). Cependant, les résultats indiquent que les familles dont le chef est immigrant reçu (S2) ont un nombre d'enfants plus élevé que les familles dont le chef est canadien de naissance (S1 : groupe de référence). Par contre, les coefficients estimés avec les données de 1994 indiquent que les familles dont la conjointe soit francophone ont moins d'enfants que celles dont la conjointe soit anglophone. Cependant, les résultats ne montrent pas de différences significatives entre le nombre d'enfants observés chez les familles dont le chef est immigrant reçu et le nombre d'enfants observés chez celles dont le chef est Canadien de naissance.

Par ailleurs, afin d'évaluer l'effet du changement apporté à la politique familiale Québécoise sur le nombre d'enfants observés dans la famille, la variable dichotomique CHANGEM a été introduite dans le modèle et une régression a été effectuée en utilisant à la fois les données observées en 1984 et en 1994. Les résultats sont présentés au tableau 21. Contrairement aux attentes, le coefficient estimé de la variable CHANGEM a un signe négatif. Ce résultat indique que le nombre d'enfants observés dans la famille en 1994 est moins élevé que le nombre d'enfants observé en 1984. Cependant, le coefficient estimé est statistiquement non significatif à un niveau de confiance de 95 %.

Tableau 21. Estimation des coefficients du modèle 1 de demande d'enfants par moindres carrés ordinaires, Québec, données de 1984 et 1994 combinées
 Variable dépendante : nombre d'enfants observés dans la famille

Variables	Données observées en 1984 et 1994		
	Coefficients estimés	Écarts types	Significatif ²⁹
CHANGEM	-0.929E-01	0.606E-01	Non
E1			
E2	-0.11528	0.641E-01	Non
E3	-0.850E-01	0.547E-01	Non
E4	-0.10796	0.623E-01	Non
L1			
L2	-0.627E-01	0.743E-01	Non
L3	0.397E-01	0.887E-01	Non
S1			
S2	0.20535	0.771E-01	Oui
T1			
T2	0.17916	0.568E-01	Oui
T3	0.17332	0.653E-01	Oui
T4	0.22714	0.595E-01	Oui
T5	0.45344	0.535E-01	Oui
Spage	0.249E-01	0.728E-02	Oui
Spagecar	-0.836E-03	0.145E-03	Oui
Hdtotcst	0.107E-04	0.632E-05	Non
Sptotcst	-0.422E-04	0.972E-05	Oui
Constante	-0.359E-01	0.972E-01	Non
R ² ajusté	0.2648		
Observ.	3748		

Valeur critique de la statistique de Student au niveau de confiance de 95% : 1,96

En résumé, le modèle présenté ci-dessus semble expliquer assez bien la relation entre les variables explicatives et le nombre d'enfants observés dans la famille en dépit du fait que les données de la variable dépendante sont des nombres entiers seulement. Dans

²⁹ Coefficients statistiquement différents de zéro au niveau de confiance de 95%.

l'ensemble, les résultats obtenus sont conformes à ceux obtenus des études empiriques effectuées par Lefebvre et al. (1993), Rao (1987) et Tomes (1985). Plus spécifiquement, Rao et Tomes ont observé une relation positive entre l'infécondité volontaire et les facteurs suivants : le niveau de scolarité de la conjointe, son revenu personnel et la taille de la région de résidence de la famille. D'autre part, ils ont observé que les différences ethniques ne jouent pas un rôle statistiquement significatif dans la décision du couple de ne pas avoir d'enfants ou en avoir au moins un. À la prochaine section, on retrouve un autre modèle essayant d'expliquer le choix du couple en matière d'enfants.

4.4.2 Modèle 2 de demande d'enfants

$$Y = \beta_0 + \beta_1 E1 + \beta_2 E2 + \beta_3 E3 + \beta_4 E4 + \beta_5 L1 + \beta_6 L2 + \beta_7 L3 + \beta_8 S1 + \beta_9 S2 + \beta_{10} T1 + \beta_{11} T2 + \beta_{12} T3 + \beta_{13} T4 + \beta_{14} T5 + \beta_{15} \text{Spag} + \beta_{16} \text{Spag} + \beta_{17} \text{Sptotinc} + \beta_{18} \text{Hdtotinc} + \varepsilon$$

Y = 0 si on observe la présence de deux enfants dans la famille

Y = 1 si on observe la présence de trois enfants dans la famille

Dans le cadre de la politique familiale québécoise, les programmes d'aides ont été élaborés de façon à encourager surtout la venue d'un troisième enfant dans la famille. Le modèle présenté ci-dessus cherche à expliquer le choix du couple entre deux options : avoir deux ou trois enfants. Afin d'analyser ce choix, une variable dichotomique a été créée pour former la variable dépendante (Y), l'échantillon servant aux estimations a été restreint aux familles ayant deux ou trois enfants et les mêmes variables explicatives que dans le premier modèle ont été utilisées. Cependant, des coefficients du présent modèle ont été estimés par la méthode logit. Les résultats des estimations sont présentés au tableau 22.

Les résultats sont conformes à ceux obtenus lors de l'estimation des coefficients du premier modèle. Le niveau de scolarisation de la conjointe semble avoir un effet négatif sur le choix du couple d'avoir un troisième enfant. Toutefois, cette variable semble avoir un effet plutôt faible. Uniquement le coefficient de E2 et E3 estimés avec les données de 1984 sont statistiquement significatifs au niveau de confiance de 95 %.

Par ailleurs, le revenu de la conjointe semble influencer sans équivoque la décision du couple d'avoir un troisième enfant. Le signe négatif du coefficient de cette variable indique que la probabilité d'observer le choix d'avoir trois enfants diminue à mesure que le revenu de la conjointe augmente.³⁰ Ce résultat est conforme aux résultats empiriques obtenus par Lefebvre et al. (1993), Rao (1987) et Tomes (1985).

D'autre part, le revenu du conjoint ne semble pas jouer un rôle important dans le choix d'avoir trois enfants plutôt que deux. Le signe du coefficient de cette variable est négatif pour les estimations effectuées avec les données de 1984 et positif pour les estimations effectuées avec les données de 1994. Cependant, le coefficient estimé de cette variable explicative n'est pas statistiquement différent de zéro au niveau de confiance de 95 % ni avec les données de 1984 ni avec les données de 1994. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Lefebvre et al. (1993). Les résultats obtenus par ces auteurs suggèrent qu'il y ait une relation négative, mais non significative, entre

³⁰ Tout comme dans le premier modèle, le revenu peut être une variable endogène. Par conséquent le lien de causalité peut être inversé.

le revenu disponible du conjoint et la probabilité d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un seul. Ces résultats empiriques semblent appuyer l'idée suivante avancée par Becker (1991) : suite à une hausse du revenu familial, le couple peut prendre la décision d'augmenter ses dépenses par enfants déjà présents dans la famille au lieu de désirer un enfant additionnel dans la famille.

Selon les résultats obtenus, la langue maternelle de la conjointe et le statut d'immigration du conjoint ne semblent pas influencer le choix du couple entre les deux options. Le coefficient de L2 et de L3, représentant respectivement les conjointes de langue maternelle française et celles de langue maternelle autre que le français et l'anglais, ont été estimés. Le résultat des estimations ne révèle pas de différences statistiquement significatives par rapport au groupe de référence L1 (conjointes de langue maternelle anglaise) ni avec les données de 1984 ni avec les données de 1994. L'estimation du coefficient de S2 (chefs de familles qui ne sont pas canadiens de naissance) ne montre pas non plus l'existence de différences statistiquement significatives par rapport à S1 (chefs de familles qui sont canadiens de naissance). Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Rao (1987) et Tomes (1985).

Les résultats obtenus avec les données de 1984 suggèrent que les couples vivant dans les régions dont la population est inférieure à 500 000 habitants ont une probabilité plus grande d'avoir un troisième enfant que les couples demeurant dans les centres urbains ayant une population supérieure à 500 000 habitants (T1 : groupe de référence). Encore une fois, ces résultats semblent appuyer l'hypothèse selon laquelle le coût d'élever un

enfant est supérieur dans les grands centres urbains comparé aux régions ayant une population plus faible. Toutefois, les estimations effectuées avec les données de 1994 ne confirme pas cette hypothèse puisque aucune des coefficients estimés n'est statistiquement significatifs.

Selon d'autres études empiriques, la taille de la population de la région de résidence ne semble pas être une variable ayant un effet très important sur la décision du couple en matière d'enfants au Québec. Rao (1986) a estimé, avec des données de 1971 et de 1981, l'effet du lieu de résidence sur la décision de ne pas avoir d'enfants au Québec. Selon les résultats qu'il a obtenus, cette variable a un effet significatif uniquement avec les données de 1981 pour les femmes se trouvant dans le groupe d'âge de 25-34 ans. La probabilité de ne pas observer d'enfants est plus faible chez les femmes demeurant en région rurale comparé à celles demeurant en région urbaine. Lefebvre et al. (1993) ont trouvé que la probabilité d'avoir trois enfants ou plus au Québec augmente sensiblement lorsque la famille vit dans une région dont la population est inférieure à 100 000 habitants.

Par ailleurs, tout comme au premier modèle, la variable dichotomique CHANGEM a été introduite dans le modèle, dans le but de mesurer l'effet des changements apportés à la politique familiale sur la décision du couple d'avoir un troisième enfant. Le coefficient estimé pour cette variable est présenté au tableau 23. Contrairement aux attentes, les résultats obtenus suggèrent que les changements apportés n'aient pas eu d'effet significatif.

Tableau 22. Estimation des coefficients du modèle Logit par maximum de vraisemblance, Québec, Familles ayant deux ou trois enfants, 1984, 1994
Variable dépendante : présence de trois enfants dans la famille

Variables	Données observées en 1984			Données observées en 1994		
	Coefficients estimés	Écarts types	Significatif ³¹	Coefficients estimés	Écarts Types	Significatif
E1						
E2	-13.323	4.6786	Oui	-0.18617	0.36442	Non
E3	-14.167	4.8115	Oui	-0.34860	0.32915	Non
E4	-0.32672	0.34978	Non	-0.42452	0.43936	Non
L1						
L2	0.937E-01	0.31802	Non	-0.72413	0.49331	Non
L3	0.57104	0.45735	Non	-0.51006	0.58711	Non
S1						
S2	-0.539E-05	0.108E-03	Non	0.11466	0.43243	Non
T1						
T2	13.450	4.6732	Oui	-0.16761	0.25157	Non
T3	12.708	4.6717	Oui	-0.182E-01	0.27336	Non
T4	14.513	4.8228	Oui	-0.29493	0.29954	Non
T5	14.543	4.8191	Oui	0.24501	0.23354	Non
Spage	0.70769	0.27009	Oui	0.64729	0.28161	Oui
Spagecar	-0.946E-02	0.410E-02	Oui	-0.930E-02	0.425E-02	Oui
Hdtotinc	-0.206E-05	0.576E-05	Non	0.460E-05	0.363E-05	Non
Sptotinc	-0.275E-04	0.898E-05	Oui	-0.149E-04	0.691E-05	Oui
Constante	-13.811	4.4291	Oui	-11.225	4.5977	Oui
Log-likelihood function			-508.59	-478.46		
Log-likelihood (0)			-539.18	-491.54		
Pourcentage de prédictions exactes			72.6 %	75.5 %		
Observation totale			917	884		
Familles avec deux enfants			665	668		
Familles avec trois enfants			252	216		

³¹ Coefficients statistiquement différents de zéro au niveau de confiance de 95%.

**Tableau 23. Estimation des coefficients du modèle
Logit par maximum de vraisemblance, Québec, familles ayant
deux ou trois enfants, données de 1984 et 1994 combinées**

Variable dépendante : présence de trois enfants dans la famille

Variables	Données observées en 1984 et 1994		
	Coefficients estimés	Écart types	Significatif
CHANGEM	-0.19838	0.11890	Non
E1			
E2	-0.659E-01	0.22497	Non
E3	-0.152E-01	0.18773	Non
E4	-0.11213	0.23896	Non
L1			
L2	-0.772E-01	0.25638	Non
L3	0.20860	0.32206	Non
S1			
S2	0.584E-04	0.291E-04	Oui
T1			
T2	0.361E-01	0.20983	Non
T3	-0.14711	0.23869	Non
T4	0.10483	0.20279	Non
T5	0.36682	0.18427	Oui
Spage	0.602E-01	0.133E-01	Oui
Spagecar	-0.747E-04	0.901E-04	Non
Hdtotcst	0.194E-05	0.651E-05	Non
Sptotcst	-0.260E-04	0.381E-05	Oui
Constante	-2.9174	0.47761	Oui
Log-likelihood function		-1001.8	
Log-likelihood (0)		-1031.8	
Pourcentage de prédictions exactes		74.1 %	
Observation totale		1801	
Familles avec deux enfants		1333	
Familles avec trois enfants		468	

CONCLUSION

L'analyse empirique de la demande d'enfants présentée au chapitre précédent avait pour principal objectif d'évaluer l'effet des changements apportés à la politique familiale québécoise, de 1986 à 1989, sur le nombre d'enfants observés en moyenne par famille. Les changements introduits ne semblent pas avoir un effet significatif ni sur le nombre d'enfants observés en moyenne par famille ni sur le choix d'avoir un troisième enfant, lorsque la population est prise dans son ensemble. Cependant, en comparant le nombre d'enfants observés en moyenne par famille en 1984 avec le nombre observé en 1994 pour différentes catégories de familles, on remarque une hausse non négligeable d'environ 30 % du nombre d'enfants observés en moyenne chez les familles dont la conjointe n'a pas obtenu de diplôme d'étude secondaire. Les résultats obtenus suggèrent que les changements apportés à la politique familiale aient eu un effet non négligeable sur le nombre d'enfants observés chez cette catégorie de famille. Cependant, nous ne pouvons affirmer avec certitude que cette hausse observée est attribuable aux changements apportés à la politique familiale puisque nous ne sommes pas en mesure de garder toutes choses égales par ailleurs.

Si on fait l'hypothèse que la hausse du nombre d'enfants observés est attribuable aux changements apportés à la politique familiale, alors comment faut-il expliquer le fait que ce groupe de familles soit affecté plus que les autres ? L'explication pourrait être la suivante : le coût brut que représente l'ajout d'un enfant supplémentaire dans la famille n'est pas le même pour toutes les familles. Cette différence est due en partie à la hausse

du coût d'opportunité associé à la hausse du niveau de scolarisation de la conjointe, lorsque celle-ci décide de réduire les heures travaillées, pour enfanter. D'une part, le coût associé à la présence d'un enfant dans la famille est plus faible chez les familles dont la conjointe est faiblement scolarisée et d'autre part le soutien financier accordé par le gouvernement québécois est le même pour toutes les familles mettant au monde des enfants. Alors, les familles dont la conjointe est faiblement scolarisée reçoivent une compensation par rapport au coût d'opportunité relativement plus élevée que les autres familles, même si en chiffres absolus le montant accordé est le même pour toutes les familles.

Par ailleurs, on peut s'interroger sur l'efficacité des politiques publiques d'influencer le choix des couples en matière de fécondité. La question n'est pas de savoir s'il est possible d'influencer significativement le choix des couples, mais plutôt de connaître la meilleure politique à adopter étant donné les dépenses maximales que la société est prête à effectuer.

Le coût d'opportunité que représente la réduction du nombre d'heure de travail de la conjointe semble jouer un rôle important dans la décision du couple d'avoir un enfant additionnel dans la famille. Par conséquent, la politique la plus efficace afin d'atteindre l'objectif du renversement de la tendance à la baisse du taux de fécondité est une politique visant à réduire le coût d'opportunité en compensant les parents pour la réduction des heures travaillées. Une telle politique implique nécessairement des compensations différentes pour les familles puisque le coût d'opportunité augmente à

mesure que le salaire de la personne qui doit s'absenter du marché du travail augmente. Toutefois, on peut s'interroger sur l'équité d'une telle politique puisque les familles ayant les salaires les plus élevés vont recevoir une compensation plus élevée en chiffres absolus.

ANNEXE 1

Tableau 24. Évolution du taux de fécondité au Québec

Année	Taux de fécondité	Année	Taux de fécondité
1951	3.85	1975	1.75
1952	3.91	1976	1.74
1953	3.96	1977	1.69
1954	4.04	1978	1.66
1955	4.00	1979	1.70
1956	3.99	1980	1.63
1957	4.09	1981	1.57
1958	4.01	1982	1.48
1959	3.99	1983	1.43
1960	3.86	1984	1.42
1961	3.78	1985	1.39
1962	3.67	1986	1.37
1963	3.56	1987	1.36
1964	3.42	1988	1.42
1965	3.071	1989	1.51
1966	2.72	1990	1.63
1967	2.45	1991	1.65
1968	2.28	1992	1.67
1969	2.20	1993	1.63
1970	2.09	1994	1.63
1971	1.94	1995	1.61
1972	1.77	1996	1.60
1973	1.74	1997	1.53
1974	1.72		

Source : Institut de la statistique du Québec (1999), <http://www.stat.gouv.qc.ca>

BIBLIOGRAPHIE

Becker, Gary (1991), "A treatise on the family", Havard University Press.

Bureau de la Statistique du Québec (1991), "Le vieillissement démographique et les personnes âgées au Québec".

Calhoun, C. et Espenshade, T. (1988) "Childbearing and Wife's Forgone Earning", Population Studies, 42, 1, 5-37.

Cigno, A. et Ermish, J. (1989), "A microeconomic analysis of the timing of births", European Economic Review, 33, pp. 737-760.

Easterlin, Richard A. (1978) "The Economics and Sociology of Fertility : A Synthesis", dans Charles Tilly, Historical Studies of Changing Fertility, Princetown University Press.

Ermisch, John (1990), "European women's employment and fertility again", Journal of population Economics, 3, pp. 3-18.

Gouvernement du Québec (1996), [http : //www.premier.gouv.qc.ca/communiqués](http://www.premier.gouv.qc.ca/communiqués).

Henripin, Jacques, Lapierre-Adamcyk, Évelyne et Lagrange, Gilbert (1986), "Essai d'évaluation des coûts de l'enfant", Cahiers techniques, Bureau de la statistique du Québec.

Institut de la statistique du Québec (1999), "Statistiques démographiques, les naissances et la fécondité", <http://www.stat.gouv.qc.ca>

La Presse (1996), "Québec veut abolir le "bébé-bonus"", édition du 16 octobre, Montréal.

Lefebvre, P. et Felteau, C. (1993). "Les effets des variables économiques sur le coût et la demande d'enfants au Québec : théorie et résultat". Bibliothèque Nationale du Québec, janvier 1993, 95 p., ISBN 2-921479-18-4.

Ministère de l'éducation du Québec (1998), Direction des statistiques et des études quantitatives, "La dépense d'éducation par rapport au PIB", No 3.

Ministère des finances du Québec (1988), "Budget 1988-1989, discours sur le budget et renseignements supplémentaires".

Ministère des finances du Québec (1985), "Budget 1985-1986, discours sur le budget".

Rao, K. (1987), "Childlessness in Ontario and Québec : results from 1971 and 1981 Census Data", Canadian Studies in Population, 14, 27-46.

Régie des rentes du Québec (1996), "Les allocations d'aide aux familles, statistiques 1996", Québec.

Statistique Canada (1999), "Le Canada en statistiques", [http : //www. statcan.ca](http://www.statcan.ca)

Statistique Canada (1998), "L'emploi et le revenu en perspective", vol. 10 No 1.

Statistique Canada (1991), "Les langues au Canada", N° 96-313F au catalogue.

Tomes, N. (1985), "Childlessness in Canada 1971 : A Further Analysis", Canadian Journal of sociology, 10, 37-68.

Ward, Michael P., et Butz, William p., (1980), "Completed Fertility and its timing", Journal of political Economy, 88, 5, pp. 917-40.

Willis, Robert J., (1987), "What have we learned from economics of the family", The American Economic Review, 77, 2, pp. 68-81.

