

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

**L'EFFET DES ENFANTS SUR
L'OFFRE DU TRAVAIL DES MÈRES :
CAS DU CANADA**

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

**COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA MAÎTRISE EN
ÉCONOMIQUE**

PAR

EZZAOUALI WALID

Septembre 2003

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier sincèrement mon directeur, Monsieur Philip Merrigan. L'achèvement de ce mémoire aurait sans doute été impossible sans son aide et ses précieux conseils. Sa très grande disponibilité, son appui constant et sa patience m'ont été considérables lors de la rédaction de ce mémoire.

Je tiens aussi à remercier tous les professeurs(es) qui m'ont enseigné et ceux et celles pour lesquels(les) j'ai travaillé en Tunisie et au Canada.

RÉSUMÉ

Cette étude cherche à identifier la relation entre le nombre d'enfants dans une famille et l'offre de travail, en détectant le lien causal entre la taille de la famille et l'offre de travail des mères. Plus précisément, on s'intéresse à l'impact d'avoir un troisième enfant sur la participation des mères sur le marché de travail.

La modélisation repose sur les facteurs qui expliquent le revenu et l'offre de travail des mères et l'analyse empirique se fait avec des micro-données provenant de l'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ), (1994-1995).

La technique d'estimation utilisée est celle des variables instrumentales. L'instrument dans notre modèle est basé sur la composition selon le sexe des deux premiers enfants dans des familles avec deux enfants ou plus. Le fait que le sexe des enfants est aléatoire implique que cet instrument ne peut pas être influencé par le marché du travail et devrait ainsi parvenir à résoudre le biais de simultanéité dans la relation entre la taille de la famille et l'offre de travail. À ce titre, l'analyse permet d'identifier l'impact du nombre d'enfants sur l'offre de travail des femmes. Toutefois, l'étude présente aussi les effets de variables économiques (l'âge des mères, le niveau d'éducation des parents de l'enfant, l'immigration,...), sur les heures travaillées des mères et leur participation au marché de travail. Les résultats des estimations viennent renforcer l'intuition selon laquelle la variable instrumentale utilisée est un bon instrument, et l'effet d'un enfant supplémentaire sur l'offre de travail estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires est biaisé.

TABLE DES MATIÈRES

	Page
REMERCIEMENTS.....	ii
RÉSUMÉ.....	iii
TABLE DES MATIÈRES.....	iv
LISTE DES TABLEAUX.....	v
 INTRODUCTION.....	 1
CHAPITRE I LA SITUATION DÉMOGRAPHIQUE DES FEMMES.....	3
1.1 Les femmes au Canada dans un contexte international.....	3
1.2 La situation d'emploi des femmes.....	4
CHAPITRE II INTÉRÊT DE LA QUESTION.....	6
2.1 Intérêt scientifique.....	7
2.2 Intérêt social.....	7
CHAPITRE III REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	8
CHAPITRE IV MODÈLE THÉORIQUE.....	12
4.1 Le modèle de base.....	13
4.2 Interaction entre la production domestique et le nombre des enfants.....	15
CHAPITRE V MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE.....	17
5.1 Développement du modèle	18

5.2 Modèle structurel.....	20
CHAPITRE VI BANQUE DE DONNÉES ET VARIABLES.....	23
6.1 Banque de données utilisées.....	23
6.2 Structure des données.....	24
CHAPITRE VII PRÉSENTATION DES RÉSULTATS.....	25
7.1 Description des variables.....	25
7.1.1 Définition des variables.....	27
7.2 Présentation des résultats.....	28
7.2.1 Résultats des régressions.....	29
7.2.2 Interprétation des résultats.....	36
CONCLUSION.....	40
ANNEXE.....	41
BIBLIOGRAPHIE.....	44

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1.1 : Les femmes en pourcentages de la population au Canada et dans les autres nations sélectionnées.....	3
Tableau 1.2 : Sommaire des statistiques sur l'enfance au Canada.....	4
Tableau 1.3 : Taux d'activité des mères avec des enfants.....	5
Tableau 7.1 : Moyennes et écarts-types des variables utilisées pour les régressions.....	26
Tableau 7.2.1 : Résultats de la régression de la variable more sur la variable sexid.....	29
Tableau 7.2.2 : Résultats de la régression par MCO de la variable heures sur les variables exogènes caractérisant les mères.....	30
Tableau 7.2.3 : Résultats de la régression de la variable heures sur la variable sexid.....	31
Tableau 7.2.4 : Résultats de la régression de la variable heures sur les variables exogènes caractérisant les mères par 2MCO.....	32
Tableau 7.2.5 : Résultats de la régression par MCO de la variable partpcm sur les variables exogènes caractérisant les mères.....	33
Tableau 7.2.6 : Résultats de la régression de la variable partpcm sur la variable sexid....	34
Tableau 7.2.7 : Résultats de la régression de la variable partpcm sur les variables exogènes caractérisant les mères par 2MCO.....	35

INTRODUCTION

Maintenir un équilibre entre la vie professionnelle et les obligations familiales représente un défi grandissant pour les Canadiens. De toute évidence, cela a une incidence sur le rendement des travailleurs et entraîne des coûts sociaux et économiques. En effet, au cours des trente dernières années, la tendance la plus remarquable à être détectée fut l'arrivée massive des femmes sur le marché de travail y compris des femmes ayant des enfants.

En 1998, 58% des femmes âgées de plus de 25 ans travaillaient dans la main-d'œuvre rémunérée et constituaient 45% de la main-d'œuvre totale (Statistique Canada, janvier 1999). De même, l'accroissement de la participation au marché du travail chez les femmes ayant des enfants a été particulièrement important étant donné qu'en 1996, 72% des mères ayant des enfants à la maison étaient sur le marché du travail contre 52% en 1981. Cette tendance est évidente, même parmi les mères de jeunes enfants: deux tiers des mères ayant au moins un enfant âgé de moins de 6 ans participent au marché du travail rémunéré.

Nous étudierons l'effet des enfants sur les heures de travail des mères. Nous allons estimer l'effet d'un troisième enfant dans une famille canadienne sur les heures de travail des mères. Traditionnellement, on utilise la méthode d'estimation simple des moindres carrés ordinaires (MCO), ce qui donne des estimateurs biaisés. Cette dernière méthode, ne résout pas le problème d'endogénéité dans notre modèle. Cependant, Angrist et Evans (1996) ont utilisé une variable instrumentale qui corrige ce type de problème.

Jusqu'à maintenant une majorité d'études qui mettent en évidence l'impact des enfants sur l'offre de travail des mères trouvent des difficultés à identifier des variables exogènes qui causent des changements dans la fécondité sans causer de changement sur l'offre de travail. D'autre part, ces études ont réussi à formuler des résultats empiriques qui montrent l'existence d'une corrélation négative entre la taille de la famille (fertilité) et l'offre de travail des femmes. Cependant, l'interprétation de cette corrélation reste non claire.

Cette étude utilise la variable instrumentale suivante : composition de sexe des deux premiers enfants dans les familles qui ont au moins deux enfants, pour estimer l'effet d'un enfant additionnel sur l'offre de travail de la mère. On remarque empiriquement que la proportion des femmes qui ont un troisième enfant est plus élevée chez les familles dont les deux premiers enfants sont de même sexe. Une étude similaire faite aux États- Unis a traité la même problématique et nous a permis d'améliorer notre compréhension de l'impact des enfants sur l'offre de travail des mères. Nous appliquons le même principe sur des données canadiennes. On s'intéresse donc, à obtenir des estimés non biaisés du nombre d'enfants sur une série de variables dépendantes reliées aux revenus des femmes vis-à-vis le marché de travail.

CHAPITRE I

LA SITUATION DÉMOGRAPHIQUE DES FEMMES

1.1 Les femmes au Canada dans un contexte international :

Examinons tout d'abord quelques statistiques relatives aux femmes dans quelques pays et au Canada. Ces données reflètent la situation actuelle ainsi que la tendance depuis quelques décennies.

Tableaux 1.1 : Evolution des femmes en pourcentage de la population au Canada et dans les autres nations sélectionnées

Pays (année)	Italie (1996)	France (1993)	Allemagne (1996)	États -Unis (1997)	Suède (1996)	Canada (1999)	Australie (1995)
pourcentage	51.4%	51.3%	51.3%	51.0%	50.6%	50.4%	50.2%

Source : Statistiques Canada, Division de la démographie ; Nations-unies, Annuaire démographique de 1999.

On observe au tableau 1.1, que le pourcentage des femmes de la population du Canada se situe autour de ceux des pays industrialisés et que ce pourcentage augmente d'une décennie à une autre.

1.2 La situation d'emploi des femmes :

Tableau 1.2 : Sommaire des statistiques sur les femmes au Canada

En 2001 :

56%	des femmes de 15 à 24 ans	occupaient un emploi
75%	des femmes de 25 à 44 ans	occupaient un emploi
72%	des femmes de 45 à 54 ans	occupaient un emploi
39%	des femmes de 54 à 65 ans	occupaient un emploi

Source : Statistiques Canada, Division de la démographie ; Nations-unies, Annuaire démographique de 1999.

Le tableau 1.2 montre que les femmes d'âge moyen sont proportionnellement beaucoup plus nombreuses que les autres femmes à occuper un emploi. En effet, la participation des femmes au marché du travail est d'environ de 15 points plus élevée pour les femmes de 25 ans à 54 ans par rapport aux jeunes femmes âgées de moins de 25 ans et de 35 points plus élevée pour les femmes de 54 ans et plus parmi les femmes ayant un emploi.

Tableau 1.3 :

Taux d'activité des mères avec des enfants âgés de 0 – 15 ans, Canada (1995 – 1998)		
	1995	1998
Dont l'enfant plus jeune a moins de 3 ans	62%	64%
Dont l'enfant plus jeune a 3 à 5 ans	68%	70%
Dont l'enfant plus jeune a 6 à 15 ans	77%	78%

Source : Statistiques Canada, Division de la démographie ; Nations-unies, Annuaire démographique de 1999.

Le tableau 1.3 se concentre sur le taux d'activité des mères selon l'âge des enfants. Il n'existe pas des grandes différences entre les deux années en terme de du taux d'activité. Ce taux est plus faible selon l'âge de plus jeune enfant. En fait, la présence de jeune enfants de moins de trois ans affecte beaucoup la participation des femmes au marché de travail.

CHAPITRE II

INTÉRÊT DE LA QUESTION

Les motivations qui poussent les économistes et les démographes à se pencher sur les effets des changements dans la fécondité sur le changement de l'offre de travail sont de nature scientifique et sociale. Elles sont reliées à l'ensemble des facteurs qui affectent l'offre de travail comme l'éducation et l'environnement économique en général.

La compréhension de la relation entre les enfants et l'offre de travail des parents est très importante pour beaucoup de raisons théoriques et pratiques. Les économistes et les démographes ont développé des modèles qui étudient le lien entre les enfants et l'offre de travail. Les études empiriques des enfants et le marché de travail sont souvent vues comme étant des tests de ces modèles. En l'occurrence, le lien entre les enfants et l'offre de travail peut expliquer en partie le changement dans la structure de la main-d'œuvre surtout après les deux guerres mondiales parce que les travailleurs sont plus susceptibles d'être de sexe féminin, plus âgés, plus instruits et plus diversifiés sur le plan racial et ethnique et plus concentrés dans des occupations de services.

2.1 L'intérêt scientifique

L'étude du comportement de la famille et le marché de travail dans la théorie économique de la famille fait elle-même partie intégrante de l'économie de travail. Bien que les modèles théoriques d'offre de travail et de la famille sont bien développés, il y a peu d'estimateurs crédibles des relations empiriques entre le comportement de la famille et le marché de travail.

2.1 L'intérêt social

Une part importante du budget de l'État est consacrée aux transferts aux familles qui paient à leur tour une portion non négligeable des impôts et des taxes. Toutefois, des chercheurs ont tiré un lien entre l'incitation à avoir plus d'enfants et les baisses des salaires des femmes. Enfin, les changements des revenus des femmes affectent la stabilité de la famille.

CHAPITRE III

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Notre étude s'appuie sur les travaux de Joshua D. Angrist et William N. Evans : « Children and their parents' labor supply : Evidence from exogenous variation in family size » qui ont traité la même problématique et ont abouti à des résultats pertinents, d'où l'idée d'appliquer la même procédure au Canada. Les auteurs s'intéressent à la relation entre la taille des ménages (le nombre d'enfants) et l'offre de travail. Plus particulièrement, ils s'intéressent à l'impact du fait d'avoir un troisième enfant sur l'offre de travail. Cependant, ils utilisent un modèle simple qui régresse l'offre de travail sur la variable avoir plus que deux enfants.

Angrist et Evans expliquent que: «Il y a des raisons théoriques fortes de croire que la fertilité et l'offre de travail sont conjointement déterminées ». Ainsi étant donné que la variable explicative nombre d'enfants n'est clairement pas une variable exogène puisque le marché du travail a un impact sur la décision d'avoir des enfants. De plus, elle est corrélée avec le terme d'erreur et ainsi les estimations MCO des paramètres sont biaisées. Il faut donc instrumenter la variable explicative par une variable instrumentale afin de supprimer le biais.

Il est clair qu'un tel instrument est rare. Par exemple, l'âge de la mère semble être un instrument valable puisqu'il est fortement corrélé avec la fertilité et qu'il n'est pas influencé par la variable expliquée. Par contre, clairement l'âge influence l'offre de travail et donc ne peut pas être retenu.

L'idée de Angrist et Evans est d'utiliser comme instrument une variable indicatrice qui prend la valeur un si les deux premiers enfants sont du même sexe et zéro sinon, pour estimer l'effet d'un troisième enfant sur l'offre de travail des mères. L'idée sous-jacente à l'utilisation d'un tel instrument est que les parents qui ont deux enfants du même sexe sont statistiquement plus enclin à avoir un troisième enfant. Il y a ainsi une corrélation entre la variable «les deux premiers enfants sont de même sexe » et celle « plus que deux enfants». Par contre, le fait que le sexe des enfants soit aléatoire implique que l'instrument «les deux premiers enfants sont de même sexe » ne peut pas être influencé par le marché du travail. On a ainsi résolu le problème de simultanéité et la relation peut être interprétée comme causale. Un tel instrument devrait ainsi parvenir à résorber le biais de simultanéité dans la relation entre la fertilité et l'offre de travail.

Les résultats des estimations viennent renforcer l'intuition que la variable «les deux premiers enfants sont de même sexe» est un bon instrument. En effet, Angrist et Evans remarquent que les estimations par MCO ont tendance à trouver de très forts effets négatifs de la variable « plus que deux enfants» sur l'offre de travail. A l'inverse, les études qui ont utilisé des instruments discutables théoriquement trouvent que l'effet est positif ou tout du moins non significatif. Dans les deux cas les résultats semblent peu plausibles. Or, en utilisant l'instrument «les deux premiers enfants sont de même sexe», les auteurs trouvent des résultats beaucoup plus intéressants puisque le signe de la relation reste négatif ce qui semble intuitif mais que l'effet estimé est nettement moindre. De plus, les différentes spécifications utilisées par les auteurs tendent à montrer que les résultats sont extrêmement robustes.

Goldin (1995, p29), montre que peu de femmes qui sont nées dans les cohortes¹ entre 1940 et 1950 sont capables de combiner l'éducation des enfants avec la participation au marché de travail.

Willis (1987, p74) suggère que, vu la corrélation négative entre la fertilité et l'offre de travail féminin, il y a des difficultés de trouver assez de variables de mesure pertinentes qui permettent d'identifier la relation de cause à effet de cette corrélation tel que les facteurs : retard des mariages, la baisse des taux de natalité, l'augmentation des divorces, l'augmentation de la force de travail féminine,...etc

Paul Beaudry et Thomas Lemieux (Mars 1998), dans leur article « L'évolution du taux d'activité des femmes au Canada(1976-1994), Une analyse de cohortes », ont étudié le taux d'activité des femmes Canadiennes de 25 à 64 ans entre 1976 et 1994. Ils ont procédé par une analyse de cohorte pour arriver à des résultats importants. La contribution centrale de ce travail est que le plafonnement dans les taux d'activités et d'emplois des femmes est avant tout un phénomène structurel relié à la stabilisation des effets de cohortes qui avaient été à l'origine de la hausse remarquable de ces taux dans les années 70 et 80. Cette analyse est concentrée autour des différents facteurs qui influencent les taux de participation des femmes au marché de travail. La méthodologie utilisée consiste à isoler l'effets des différents facteurs distincts sur le taux d'activité de chaque cohorte de femme.

¹ Une cohorte constitue une groupe de femmes entrent à un moment précis sur le marché de travail .

Philip Merrigan et Pierre Lefebvre : à travers leur article « Comportements d'utilisation du temps non marchand des familles au Québec et au Canada » ont utilisé les micro-données de 1986 et 1992 pour montrer que l'âge des parents, leur niveau de scolarité, le nombre d'enfants et leur statut sur le marché du travail, sont des déterminants importants du temps consacré à différentes activités non marchandes selon le sexe.

En s'inspirant de cette étude qui est plus générale, nous allons essayer d'examiner l'effet du nombre des enfants sur l'offre de travail de leurs mères et d'introduire comme variable instrumentale le sexe des deux premiers enfants.

CHAPITRE IV

MODÈLE THÉORIQUE

Le modèle théorique présenté ici provient de l'analyse microéconomique de Joshua D. Angrist et William N. Evans (1996). Il constitue un modèle standard pour l'analyse statique décrivant les choix des parents qui ont déjà des enfants et qui décident d'avoir des enfants additionnels. Il sert à l'élaboration et à l'interprétation du modèle économétrique que nous utiliserons. Les éléments de base du modèle sont présentés comme dans l'article publié par Joshua D. Angrist et William N. Evans.

Quelles sont les facteurs qui affectent la relation entre les enfants et l'offre de travail de leur parents ? Comment les changements exogènes de la fertilité peuvent se refléter sur les variables d'offre de travail ? Quelle est la source de ces changements ?

La famille est traitée dans ce cadre théorique comme étant une unité économique qui procure de l'utilité à partir de loisir et des enfants avec l'option d'acheter ou produire un input qui augmentera l'utilité des enfants. Pour mettre en évidence la relation d'intérêt entre la vie familiale et le marché du travail avec le minimum des détails techniques, nous supposons la séparation additive des préférences des familles pour le loisir, l'utilité des enfants mesuré par les inputs parentaux, et une composante «pur enfant».

4.1 Le modèle de base

Le modèle décrivant les choix des parents qui ont déjà des enfants (n_x), et qui décident d'avoir des enfants additionnels (n_c) est présenté par la fonction d'utilité suivante :

$$U_l(l_1, l_2) + \alpha \log(n + \beta) + U_q(nq), \quad (4.1)$$

où l_1 est le temps de loisir des pères, l_2 est le temps de loisir des mères, n est le nombre total des enfants, ($n = n_x + n_c$) et q représente le bien qui augmente l'utilité des parents reçue des enfants. La fonction de sous-utilité des enfants prend la forme suivante : $[\alpha \log(n + \beta) + U_q(nq)]$, avec α et β des paramètres toujours positifs.

D'après l'équation (4.1), la notion d'utilité des enfants n'est pas seulement fonction du nombre des enfants, mais fonction aussi des inputs des parents. On peut dire que l'interaction entre n et q est simplement une restriction des préférences sur deux biens complémentaires. Pour s'assurer que les conditions de premier et second ordre tiennent nous supposons que $U_l(l_1, l_2)$ a une matrice hicksienne définie négative et que $U_q(nq)$ est croissante et concave.

On note aussi (T) le temps des pères et des mères alloué entre le travail (h_{mj} ; $j=1,2$), la protection des enfants, (travail domestique dans la production de q), (h_{hj} ; $j=1,2$), et le loisir (l_1, l_2). La fonction de production de q est donnée par :

$$q=f_1(h_{h1})/n^{\alpha_1} + f_2(h_{h2})/ n^{\alpha_2} + q_m. \quad (4.2)$$

Avec ici $0 < \alpha_1 \leq 1$ et $0 < \alpha_2 \leq 1$, alors que q_m désigne les achats d'inputs par enfant, nous supposons que q_m peut s'acheter à des prix fixes, p_q . Les fonctions, $f_1(h_{h1})$ et $f_2(h_{h2})$ convertissent le temps des parents consacré aux enfants à un input agrégé. On remarque aussi que si $\alpha_1 = \alpha_2$ alors l'input agrégé est simplement divisé entre les enfants. Le modèle est complété par la contrainte budgétaire familiale qui est :

$$P_n n + P_q n q_m = w_1(T - h_{h1} - l_1) + w_2(T - h_{h2} - l_2) + y. \quad (4.3)$$

Où y désigne les autres revenus que ceux provenant du marché de travail, et P_n , les coûts fixes par enfant. La contrainte budgétaire capte l'idée que le coût marginal (monétaire) par enfant dépend des inputs parentaux, q , sous la condition que le coût marginal par enfant dépend du nombre des enfants. L'effet des préférences de sexe des enfants sur la fertilité peut être modélisé de plusieurs façons. Ben-Porath et Welch (1980) considèrent la composition des sexes des enfants comme étant un déterminant de qualité dans un modèle de qualité-quantité des enfants.

Ainsi, la composition des sexes des enfants est simplement un changement d'utilité pour un enfant additionnel basé sur les caractéristiques des enfants. La même idée peut être trouvée ici en supposant que la fonction de sous-utilité des enfants pour un enfant additionnel peut s'écrire comme suit :

$$\partial \ln([1 - \alpha]n_x + n_c - \alpha) = \partial \ln(n - \alpha).$$

Avec $(\alpha^* = \alpha + \alpha n_x)$ et α étant un paramètre qui prend des valeurs entre 0 et 1 et qui ne tient pas compte des enfants additionnels s'ils sont de même sexe. La taille de la famille et les choix de l'offre de travail produites par ce modèle peuvent être caractérisés en résolvant le problème suivant : Choisir l_1 , l_2 , n_c , q_m , h_{h1} et h_{h2} qui maximisent (4.1) sous les contraintes (4.2) et (4.3).

4.2 Interaction entre la production domestique et le nombre des enfants

Ainsi, on détermine la relation entre la production domestique et le nombre des enfants :

$$f'_1(h_{h1}) = w_1/[P_q n^{1-\alpha_1}], \quad (4.4)$$

$$f'_2(h_{h2}) = w_2/[P_q n^{1-\alpha_2}]. \quad (4.5)$$

Avec f'_j , la dérivée de f par rapport à h_{hj} .

Le modèle présenté dans notre cas sert à refléter les caractéristiques individuelles qui sont les plus importants déterminants de l'offre de travail. Dénotons par φ , l'utilité marginale des revenus des parents. Pour caractériser la relation entre n et φ , on utilise les conditions des premières ordres de q_m et n_c . Ainsi, on peut formuler « la fonction de demande des enfants » comme suit :

$$n = \varphi + \varphi n_x + \varphi / \left[p_n \left[(1 - \varphi_1) f_1 n^{\varphi_1} + (1 - \varphi_2) f_2 n^{\varphi_2} \right] \right] \quad (4.6)$$

Cette équation admet comme solution pour la fonction d'utilité marginale de revenus des parents : $\varphi = \varphi / [g(n)(n - \varphi^*)]$, où $g(n) = [p_n \left[(1 - \varphi_1) f_1 n^{\varphi_1} + (1 - \varphi_2) f_2 n^{\varphi_2} \right]]$.

Si φ n'est pas constante, alors il y a des effets indirects sur le loisir qui se produisent en raison des conséquences budgétaires de tout changement particulier. Donc, le modèle présenté dans notre cas reflète les caractéristiques individuelles qui sont les déterminants du comportement des parents sur le marché de travail. De plus, les individus ont également différents salaires, différentes technologies de production domestique, et différentes préférences qui peuvent mener à des comportements qui varient d'un individu à un autre.

CHAPITRE V

MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Pour notre analyse de l'effet des enfants sur les heures de travail des mères, nous utilisons des données microéconomiques. La modélisation économétrique porte sur les facteurs qui expliquent les revenus et l'offre de travail des mères. Cependant, nous régressons la variable endogène les heures travaillées des mères sur la variable exogène nombre des enfants dans une famille. Cette régression comporte un problème de corrélation entre la variable explicative et le terme d'erreur ce qui va engendrer un biais dans l'estimation. Pour remédier à ce genre de problème on utilise la méthode des variables instrumentales. En effet, cette technique pose souvent, en pratique, des problèmes d'application, car premièrement, il n'est pas toujours facile d'identifier des variables qui soient à la fois fortement corrélées avec les variables indépendantes et non corrélées avec leurs erreurs de mesure. Mais surtout, même si on arrive à identifier de telles variables, la plupart du temps on ne dispose pas des observations requises sur ces variables. La variable instrumentale dans notre cas est la composition du sexe des deux premiers enfants dans une famille qui a au moins deux enfants. Cette étude se concentre sur le lien causal entre la taille de la famille et l'effort de travail pour les femmes. Notre contribution consiste dans l'utilisation de la variable instrumentale basée sur le mélange de sexe des enfants dans des familles avec deux ou plus d'enfants. Cet instrument exploite le phénomène largement observé des préférences des parents pour avoir des enfants de sexes différents. En particulier, les parents qui ont des enfants de même sexe ont une forte probabilité d'avoir un troisième enfant. Des techniques statistiques simples peuvent être employées pour illustrer comment la stratégie de variable instrumentale et la composition des sexes des deux premiers enfants parviennent à identifier l'effet des enfants sur l'offre de travail des mères.

5.1 Développement du modèle

Considérons le modèle suivant pour une population des mères qui ont deux enfants ou plus :

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i, \quad (5.1)$$

où y_i la variable endogène les heures travaillées des mères, α la constante, x_i la variable exogène nombre des enfants dans une famille, et ε_i le terme d'erreur. L'estimation de (5.1), par MCO donne un $\hat{\beta}$ biaisé, car cette régression comporte un problème de corrélation entre x_i et ε_i engendrant un biais dans l'estimation, on a donc :

$$E(\hat{\beta}) \neq \beta.$$

Compte tenu de la présence de corrélation on procèdera à l'estimation par la méthode des variables instrumentales. Cela dit, cette technique suppose que l'instrument doit être non corrélé avec les erreurs de mesure et fortement corrélé avec la variable explicative. Dénnotons par Z_i le vecteur d'une variable instrumentale dichotomique, alors l'estimateur de VI de β pour l'équation (5.1) est le suivant :

$$\hat{\beta}_{VI} = \frac{[(\bar{y}/Z_i = 1) - (\bar{y}/Z_i = 0)]}{[(\bar{x}/Z_i = 1) - (\bar{x}/Z_i = 0)]}.$$

Où $(\bar{y} / Z_i = 1)$ est la moyenne des observations de y_i sachant que $(Z_i=1)$, $(\bar{y} / Z_i = 0)$ est la moyenne des observations de y_i sachant que $(Z_i=0)$, $(\bar{x} / Z_i = 1)$ est la moyenne des observations de x_i sachant que $(Z_i=1)$ et $(\bar{x} / Z_i = 0)$ est la moyenne des observations de x_i sachant que $(Z_i=0)$.

5.2 Modèle structurel

Considérons maintenant, le modèle suivant chez les familles avec deux enfants et plus :

$$y_i = \alpha + \beta D_i + \varepsilon_i. \quad (5.2)$$

Où D_i est une variable dichotomique, qui prend la valeur 1, si plus que deux enfants dans une famille et 0 si non. Notre approche, se distingue en ce qui concerne l'utilisation d'une variable instrumentale Z_i qui est la composition des sexes des deux premiers enfants dans une famille avec au moins deux enfants. Si tel est bien le cas, Z_i est corrélée avec x_i et non corrélée avec ε_i . Ainsi, on a $E(Z_i x_i) \neq 0$ et $E(Z_i \varepsilon_i) = 0$. Nous pouvons maintenant définir la variable dichotomique comme suit $Z_i=1$, si les deux premiers enfants sont de même sexe et 0 si non. L'étape suivante consiste à appliquer une régression linéaire ordinaire de Z_i sur la variable dichotomique D_i de la forme:

$$D_i = \alpha + \beta Z_i + u_i, \quad (5.3)$$

où α et β sont des paramètres à estimer.

À présent, par l'estimation de l'équation (5.3) par un simple MCO on obtient l'estimateur $\hat{\beta}$. Ensuite, on peut déterminer facilement \hat{D}_i par la régression suivante :

$$\hat{D}_i = \hat{\beta} + \hat{\beta}Z_i .$$

Ainsi, on revient à l'équation (5.2) en substituant D_i par \hat{D}_i . Notre modèle à estimer devient :

$$y_i = \alpha + \beta\hat{D}_i + \epsilon_i . \quad (5.4)$$

L'estimation de l'équation (5.4) par MCO permet de spécifier l'effet d'un enfant additionnel sur les heures travaillées des mères. Cet effet est défini de la façon suivante :

$$\beta_{IT} = \frac{E(y_i / Z_i = 1) - E(y_i / Z_i = 0)}{E(D_i / Z_i = 1) - E(D_i / Z_i = 0)} .$$

Avec $E(y_i / Z_i = 1)$ est la moyenne de heures travaillées de mères pour les familles dont les deux premiers enfants sont de même sexe, $E(y_i / Z_i = 0)$ est la moyenne de heures travaillées de mères pour les familles dont les deux premiers enfants ne sont pas de même sexe, $E(D_i / Z_i = 1)$ est la proportion de familles qui ont plus que deux enfants et dont les deux premiers sont de même sexe et $E(D_i / Z_i = 0)$ est la proportion des familles qui ont moins que deux enfants et dont les deux premiers ne sont pas de même sexe.

Dans notre cas, $\hat{\beta}_{IV}$ estime l'effet moyen de D_i sur y_i pour les individus qui ont des valeurs de x_i (nombre d'enfants), affectés par l'instrument Z_i (les deux premiers enfants sont de même sexe). En général, l'estimateur de MCO exagère l'effet causal de la fertilité (la taille de la famille) sur l'offre de travail féminin. En outre, l'estimateur de VI utilisant comme instrument «les deux premiers enfants sont de même sexe» est différent de tous les estimateurs de VI utilisés auparavant dans la littérature économique pour le calcul de l'effet des enfants sur l'offre de travail. Par conséquent, les résultats obtenus par des études qui ont supposé que la fertilité comme variable exogène sont différents de ceux qui l'ont considéré comme variable endogène. Il est intéressant de noter aussi que notre instrument (les deux premiers enfants sont de même sexe) peut être subdivisé en deux composantes séparées, c'est à dire les deux premiers enfants sont soit deux filles, soit deux garçons. Dans ce cas, les femmes qui ont deux filles ont une probabilité différente d'avoir un troisième enfant que celles qui ont deux garçons.

CHAPITRE VI

BANQUE DE DONNÉES ET VARIABLES

6.1 Banque des données utilisée

Les banques de données utilisées sont celles de l'Enquête Longitudinale Nationale sur les Enfants et les Jeunes (ELNEJ), (1994-1995) qui est un programme de recherche à long terme qui suivra un grand nombre d'enfants pendant plusieurs années, permettant aux chercheurs de suivre de près le bien-être et le développement des enfants. Statistique Canada a entrepris le premier cycle de l'enquête en 1994-1995 au nom de Développement des ressources humaines de Canada.

Avant qu'on entreprenne l'ELNEJ, peu d'études statistiques décrivaient un vaste assortiment des caractéristiques des enfants Canadiens. Pourtant, les administrations publiques et les chercheurs ont besoin de données quantitatives sur la santé, le bien-être et les chances des enfants Canadiens.

Cela dit, les données longitudinales revêtent une importance primordiale dans l'étude des étapes du développement de l'enfant au fil des ans et dans l'étude des incidences du milieu social de l'enfant et des facteurs associés à la famille.

L'objectif principal de l'ELNEJ, consiste à élaborer une base de données nationale sur les caractéristiques et les expériences des enfants du Canada, au cours de leur passage de l'enfance à la vie adulte. Ainsi, l'ELNEJ vise à communiquer l'information aux responsables des politiques et des programmes afin qu'ils s'en servent pour échauffer des politiques et des stratégies efficaces, susceptibles d'aider les jeunes à mener une vie saine, active et enrichissante. La nature des données fait que notre échantillon est restreint aux couples qui sont mariés à la date de l'enquête, mariés une seule fois et mariés à la date de la naissance de leur premier enfant.

6.2 Structure des données

Tel que mentionné au chapitre précédent, pour notre étude nous avons construit deux variables dépendantes, une dichotomique qui prendrait la valeur un si la mère participe au marché de travail et zéro sinon, cette variable représentera la probabilité qu'une femme occupe un emploi et l'autre mesure le nombre des heures travaillées des mères. Les variables que nous avons utilisé comme variables indépendantes dans notre régression finale sont toutes dichotomiques :

- le niveau d'éducation des mères;
- l'âge des mères (à la première naissance);
- l'âge des pères (à la première naissance);
- variable qui capte les revenus de travail des pères;
- la province de résidence;
- le nombre d'années écoulées depuis la première immigration au Canada.

On peut ajouter d'autres variables dans notre modèle qui indiquent l'origine ethnique, la région, la race (être noir, hispanique,...) etc. Aucune de ses variables n'influence l'estimateur de variable instrumentale.

CHAPITRE VII

PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

7.1 Description des variables

Les variables dont la moyenne et l'écart-type sont présentés au tableau 7.1 ont servi à former la variable dépendante ou ont été utilisées comme régresseurs. Les variables sont présentées dans la section suivante. Le tableau 7.1 comprend la description statistique de tous les régresseurs .

Tableau 7.1 : Moyennes et écarts-types des variables utilisées pour les régressions

Variable		Moyenne	Écart-type
Immgr	Imgrec	0.0147606	0.1205960
	Immyrec	0.0193158	0.1376356
	Invieux	0.0656563	0.2476858
Prov	Que	0.1779601	0.3824876
	Atl	0.2176497	0.4126571
	Ouest	0.3407982	0.4739881
Partpcm		0.5743297	0.4944552
Heures		21.6292905	18.6073523
Agepcm	Inf24pcm	0.0678452	0.2514856
	Inf30pcm	0.1961065	0.3970589
	Inf35pcm	0.3499217	0.476955
	Inf40pcm	0.2606847	0.4390180
Nivsepcm	Msepcm	0.173336	0.3785467
	Sepcm	0.1970829	0.3978043
	Posepcm	0.2813501	0.4496679
	Uvpcm	0.3482302	0.4764200
Nivsecon	Infsecon	0.1970976	0.3978172
	Egsecon	0.1787863	0.3831834
	Plsecon	0.2365172	0.4249545
	Uvcon	0.3875989	0.4872151
More		0.2091192	0.4067169
Sexid		0.5101630	0.4999425
N° d'observations :		5461	

7.1.1 Définition des variables

- More** : Variable dichotomique qui prend la valeur de 1 si la famille a plus que deux enfants et 0 si non ;
- Sexid** : Cette variable prend la valeur de 1 si les deux premiers enfants sont de même sexe et 0 si non ;
- Partpcm** : Variable de participation au marché de travail construite de la même façon que la précédente ;
- Heures** : Variable mesurant le nombre des heures par semaine habituellement consacrées à l'emploi principal ;
- Agepcm** : Groupe d'âge de la PCM, est une variable dichotomique qui indique le groupe d'âge de la PCM ;
- Nivspcm** : Variable dichotomique indiquant le plus haut niveau de scolarité atteint par la PCM. Elle peut prendre 4 valeurs différentes selon le niveau de scolarité ;
- Nivsccon** : Variable dichotomique indiquant le plus haut niveau de scolarité atteint par le conjoint de la PCM. Elle peut prendre 4 valeurs différentes selon le niveau de scolarité ;
- Immgr** : Variable dichotomique qui indique le nombre d'années écoulées depuis la première immigration au Canada. Elle peut prendre 3 valeurs différentes ;
- Prov** : C'est la variable qui indique le province de résidence ;

7.2 Présentation des résultats :

Nous avons créé deux modèles pour montrer deux formes de la participation des mères sur le marché de travail.

Le premier modèle est le suivant : une variable de participation (Partpcm) est expliquée au moyen de variables concernant, le groupe d'âge de la PCM (la Personne Connaissant le Mieux l'enfant), niveau de scolarité atteint par la PCM, niveau de scolarité atteint par le conjoint de la PCM, le nombre d'années écoulées depuis la première immigration au Canada, le province de résidence en plus de la variable instrumentale qui indique si la famille a plus que deux enfants.

Le deuxième modèle est le suivant : une variable de participation qui mesure le nombre des heures par semaine habituellement consacrées à l'emploi principal (heures) est expliquée au moyen des mêmes variables que le premier modèle.

Les variables sont présentées ici avec une brève description. On peut se référer à l'annexe pour obtenir plus de détails sur la façon dont elles ont été construites. Les résultats sont fournis par ordre de régression. Dans notre modèle six régressions ont été effectuées. Nous présentons ici les résultats de l'estimation des deux modèles donnée par la méthode de doubles moindres carrées, équivalente à la méthode de variables instrumentales.

7.2.1 Résultats des régressions

Premier modèle : Estimation des heures travaillées des mères sur le marché de travail

Tableau 7.2.1 : Régression N° 1

Résultats de la régression par MCO de la variable more (plus que deux enfants) sur la variable sexid (les deux premiers enfants sont de même sexe) :

$$\text{more} = \alpha + \beta \text{sexid} + u_i,$$

Variable	Valeur	Valeur de t (student)
Constante	0.18617	23.71**
Sexid	0.0449	4.09**

(**) significative à risque de 1%

(*) significative à risque de 5%

Tableau 7.2.2 : Régression N° 2

Résultats de la régression par MCO de la variable heures (le nombre des heures par semaine habituellement consacrées à l'emploi) sur les variables exogènes caractérisant les mères

Variable	Valeur	Valeur de t (student)
Constante	15.47736	13.25**
More	-5.10219	-8.81**
Inf24pcm	-1.75593	-1.20
Inf30pcm	-0.17105	-0.17
Inf35pcm	1.66179	1.82
Inf40pcm	1.44262	1.53
Sepcm	3.85669	4.64**
Posepcm	5.84359	7.30**
Uvpcm	8.98946	11.19**
Egscon	0.89962	1.14
Plscon	0.02076	0.03
Uvcon	-0.81140	-1.12
Que	-1.4434	-1.99*
Atl	1.47866	2.15*
Ouest	-1.53039	-2.51*
Imgres	-9.03227	-4.22**
Immyrec	-2.87762	-1.66
Imvieux	-1.1703	-1.21

(**) significative à risque de 1%

(*) significative à risque de 5%

Tableau 7.2.3 : Régression N° 3

Résultats de la régression par MCO de la variable heures (le nombre des heures par semaine habituellement consacrées à l'emploi) sur la variable sexid (les deux premiers enfants sont de même sexe)

Variable	Valeur	Valeur de t (student)
Constante	20.23963	58.81**
Sexid	0.10065	0.21

(**) significative à risque de 1%

(*) significative à risque de 5%

Tableau 7.2.4 : Régression N° 4

Résultats de la régression par 2MCO de la variable heures (le nombre des heures par semaine habituellement consacrées à l'emploi) sur les variables exogènes caractérisant les mères

Variable	Valeur	Valeur de t (student)
Constante	13.72695	6.39**
More	6.214474	0.54
Inf24pcm	-1.15845	-0.71
Inf30pcm	-0.93528	-0.73
Inf35pcm	0.785912	0.61
Inf40pcm	0.570013	0.43
Sepcm	4.394245	4.31**
Posepcm	6.200237	6.86**
Uvpcm	9.377769	10.20**
Egscon	0.917531	1.12
Plscon	-0.04173	-0.05
Uvcon	-1.01834	-1.31
Que	-1.46998	-1.96*
Atl	1.327395	1.82
Ouest	-1.88370	-2.60**
Imgrec	-8.37615	-3.62**
Immyrec	-2.27088	-1.20
Imvieux	-1.48708	-1.42

(**) significative à risque de 1%

(*) significative à risque de 5%

Deuxième modèle : Estimation de la participation des mères au marché de travail

Tableau 7.2.5 : Régression N° 2

Résultats de la régression par MCO de la variable partpcm (participation des mères au marché de travail) sur les variables exogènes caractérisant les mères

Variable	Valeur	Valeur de t (student)
Constante	0.43590	13.72**
More	-0.09773	-6.20**
Inf24pcm	-0.20957	-5.29**
Inf30pcm	-0.08388	-3.11**
Inf35pcm	0.00249	0.10
Inf40pcm	0.05336	2.08*
Sepcm	0.15753	6.96**
Posepcm	0.20895	9.60**
Uvpcm	0.30506	13.96**
Egscon	0.04813	2.23*
Plscon	0.02108	1.03
Uvcon	0.01183	0.60
Que	-0.11096	-5.63**
Atl	-0.10099	-5.40**
Ouest	-0.00108	-0.06
Imgrec	-0.33966	-5.83**
Immyrec	-0.15093	-3.21**
Invieux	-0.04491	-1.71

(**) significative à risque de 1%

(*) significative à risque de 5%

Tableau 7.2.6 : Régression N° 3

Résultats de la régression par MCO de la variable partpcm (participation des mères au marché de travail) sur la variable sexid (les deux premiers enfants sont de même sexe)

Variable	Valeur	Valeur de t (student)
Constante	0.58280	61.00**
Sexid	-0.01245	-0.93

(**) significative à risque de 1%

(*) significative à risque de 5%

Tableau 7.2.7 : Régression N° 4

Résultats de la régression par 2MCO de la variable partpcm (participation des mères au marché de travail) sur les variables exogènes caractérisant les mères.

Variable	Valeur	Valeur de t (student)
Constante	0.449542	7.94**
More	-0.18595	-0.61
Inf24pcm	-0.21423	-5.00**
Inf30pcm	-0.07792	-2.30*
Inf35pcm	0.009318	0.27
Inf40pcm	0.060165	1.73
Sepcm	0.153337	5.71**
Posepcm	0.206168	8.65**
Uvpcm	0.302031	12.46**
Egscon	0.047995	2.22*
Plscon	0.021569	1.05
Uvcon	0.013444	0.66
Que	-0.11075	-5.60**
Atl	-0.09981	-5.20**
Ouest	0.001677	0.09
Imgrec	-0.34477	-5.65**
Immyrec	-0.15566	-3.12**
Imvieux	-0.04244	-1.54

(**) significative à risque de 1%

(*) significative à risque de 5%

7.2.2 Interprétation des résultats

Ce qu'il est intéressant d'observer dans les résultats, c'est la significativité et le signe des coefficients. Il faut donc avoir à l'esprit que le signe du coefficient indique le signe de l'impact de la variable. Il faut souligner aussi que les variables socio-économiques utilisées dans le cadre de notre étude sont les mêmes dans les deux modèles à estimer. Les résultats procurés par l'estimation des équations de la participation des femmes au marché de travail et les différentes étapes constituent donc l'essentiel de cette section consacrée à l'analyse des résultats.

Les tableaux (7.2.2) et (7.2.5) présentent respectivement les résultats de l'estimation de l'équation des heures par semaine consacrées à l'emploi et la participation des mères au marché de travail par les moindres carrés ordinaires (MCO). Les coefficients de la variable « plus que deux enfants dans une famille» (more) ont des signes négatifs comme c'était prévu et ils sont significatifs, ce qui reflète l'importance de cette variable pour l'estimation de l'offre de travail des mères. Ces effets négatifs révèlent que si la famille a plus que deux enfants alors la participation des mères au marché de travail diminue et dans cette perspective ils vont dans le sens de celui qu'on attend puisque cette variable représente l'effet d'un enfant additionnel sur l'offre de travail des mères.

Étant donné que cette régression par la méthode de MCO comporte un problème de corrélation entre la variable explicative et le terme d'erreur, il existe un biais dans l'estimation. Compte tenu de la présence de la corrélation on procèdera à l'estimation par la méthode des variables instrumentales équivalente à la méthode de doubles moindres carrés (2MCO).

Le tableau (7.2.1) montre les résultats de l'estimation de la variable « plus que deux enfants» (more) sur la variable «les deux premiers enfants sont de même sexe» (sexid) par la méthode de MCO. Le coefficient de la variable (sexid) a un signe positif et significatif. Il est évident que notre instrument, la composition des sexes des deux premiers enfants dans une famille avec au moins deux enfants est un bon instrument puisque il est fortement corrélé avec la variable (more) et non corrélé avec les termes d'erreurs. De plus, ce coefficient indique que les femmes qui ont deux enfants de même sexe ont une probabilité de (.045) plus forte d'avoir un troisième enfant que des femmes avec deux enfants de sexe opposé.

Les tableaux (7.2.4) et (7.2.7) présentent respectivement les résultats de l'estimation de l'équation des heures par semaine consacrées à l'emploi et la participation des mères au marché de travail par la méthode de doubles moindres carrées ordinaires, équivalente à la méthode de variables instrumentales. Cependant, les statistiques t sont très faibles montrant qu'un enfant supplémentaire n'a pas d'effet sur l'offre de travail, donc que les effets d'un troisième enfant sont biaisés à la baisse (plus négatifs par MCO). Ce résultat rejoint celui de Joshua, D. Angrist et William N. Evans, qui trouvent aussi un effet réduit du troisième enfant sur l'offre de travail. Cependant, dans ce cas l'effet négatif reste significatif.

Parmi les variables de caractéristique familiales et individuelles de la mère qui se trouvent dans les deux modèles, très peu sont significatives. Au niveau de la première régression de la variable heures (tableau 7.2.4), seule l'éducation de la mère incluse à titre de prédicteur des revenus salariaux, la province de résidence, ainsi que le nombre d'années écoulées depuis la première immigration au Canada ont une statistique *t* supérieure au seuil critique. Selon les résultats, l'éducation aurait un impact positif sur le nombre des heures par semaine habituellement consacrées à l'emploi. En effet, les variables dichotomiques d'éducation de la mère sont toutes significatives. De plus, l'effet positif de l'éducation est aussi croissant au fur et à mesure que la scolarité s'accroît comme l'indiquent les coefficients les plus élevés qui sont associés aux dernières classes. Ce résultat n'est pas surprenant puisque l'instruction rend la femme plus productive et plus la mère a investi dans les études, plus ce facteur intervient dans ses décisions face au marché de travail. En ce qui concerne les coefficients de la variable éducation de l'époux, ils ne sont pas significatifs pour notre premier modèle et ils le sont dans le cas du deuxième modèle (tableau 7.2.7).

La province de résidence n'est significative que pour le Québec et les régions de l'Ouest. Cette différence inter-provinciale illustre bien la faible participation des mères au marché de travail pour ces deux régions par rapport aux régions de l'Atlantique et au province de l'Ontario. De façon générale, les variables de provinces devraient capter les différences régionales au niveau de l'offre de travail des mères. Quant à la variable immigration, son effet est celui auquel on s'attendait. Cet effet est généralement significatif et négatif. Cependant, une mère immigrée au Canada depuis moins de dix ans n'a pas la même comportement sur le marché de travail que celui d'une mère canadienne de naissance, ou d'une mère immigrée depuis plus de dix ans.

Le tableau (7.2.7) présente les résultats de l'estimation de l'équation de la participation des mères au marché de travail par la méthode de 2MCO. Le coefficient de la variable (more) est négatif et non significatif. En fait, l'effet d'avoir deux enfants de même sexe diminue la participation des mères au marché de travail. Pour cette régression, on remarque que l'effet âge de la mère est négatif et significatif pour les deux premiers classes d'âges plus précisément pour les femmes qui ont moins de 30 ans et positif et non significatif pour les autres classes d'âges. Les signes opposés vont dans la bonne direction et illustrent cette tendance. Il est évident que la probabilité d'avoir un troisième enfant augmente avec l'âge de la femme puisque dans notre cas la probabilité d'avoir plus que deux enfants dans une famille augmente à mesure que la femme vieillit et à partir d'un certain groupe d'âge. Passé un certain seuil, cette probabilité décroît au fur à mesure que l'âge de la femme s'accroît en raison de facteurs biologiques évidents. Selon les résultats, l'éducation aurait un impact positif et significatif sur la participation au marché de travail. Cependant, le coefficient le plus élevé (0.30), associé au niveau d'étude universitaire (uvpcm) est beaucoup plus élevé que celui associé au niveau secondaire (sepcm) dont le coefficient est égal à (0.153). Les autres variables qui caractérisent les mères ont les mêmes interprétations que le premier modèle estimant les heures travaillées.

CONCLUSION

Au cours des trente dernières années, le taux de participation au marché du travail des mères avec des enfants âgés de moins de six ans a augmenté régulièrement et rapidement. Nous présentons dans notre étude un modèle caractérisant l'effet des enfants sur les heures de travail des mères dans les familles qui ont au moins deux enfants. Sur le plan méthodologique, l'approche proposée ici fournit une nouvelle façon d'estimer ces effets. En outre, elle se distingue par le fait qu'elle se base sur l'idée de l'utilisation de la variable instrumentale « nature du sexe des deux premiers enfants ». Cependant, le modèle et les techniques d'estimation présentées dans cette étude sont applicables à toute une variété de problèmes économiques connexes. En plus, nous pensons que notre étude attribue un avantage à ce problème parce que l'instrument utilisé ici est unique puisqu'il dérive d'une expérience naturelle et plausiblement exogène dans la taille de la famille, alors que les travaux et les modèles économiques de comportement familial sur le sujet n'avaient pas jusqu'ici, donné des résultats et justifications empiriques plausibles. L'important résultat est que l'effet du troisième enfant n'est pas significatif et biaisé à la baisse par la méthode des MCO, donc les femmes qui ont des enfants sont celles qui ont des préférences pour ne pas travailler.

Finalement, on peut suggérer que malgré l'augmentation des salaires des femmes ainsi que le taux de participation au marché de travail des mères, le rôle traditionnel de la famille reste toujours plus important pour l'allocation familiale du temps que les considérations économiques.

ANNEXE

Formation des variables

More : Variable dichotomique qui prend la valeur de 1 si la famille a plus que deux enfants et 0 si non ;

Sexid : Cette variable prend la valeur de 1 si les deux premiers enfants sont de même sexe et 0 si non ;

Partpcm : Variable de participation au marché de travail construite de la même façon que la précédente. Elle prend la valeur de 1 si l'individu travaille actuellement à temps plein (30 heures et plus par semaine) ou travaille actuellement à temps partiel (moins de 30 heures par semaine) et 0 sinon ;

Heures : Variable mesurant le nombre des heures par semaine habituellement consacrées à l'emploi principal ;

Agepcm : Groupe d'âge de la PCM (la personne connaissant le mieux l'enfant, cette personne a été étiquetée PCM pour le ménage, dans la plupart des cas, la PCM était la mère de l'enfant) ;

Agepcm est une variable dichotomique qui indique le groupe d'âge de la PCM. Elle peut prendre 5 valeurs différentes selon le groupe d'âge de pcm :

- Le premier groupe d'âge pour ceux inférieur à 24 ans (inf24pcm) ;
- Le deuxième groupe d'âge pour ceux inférieur à 30 ans (inf30pcm) ;
- Le troisième groupe d'âge pour ceux inférieur à 35 ans (inf35pcm).
- Le quatrième groupe d'âge pour ceux inférieur à 40 ans (inf40pcm) ;
- Le cinquième groupe d'âge pour ceux supérieur à 40 ans (sup40pcm) ;

La classe d'âge de référence(lorsque toutes les autres variables sont nulles) correspond au cas ou la mère à entre 15 et 24 ans ;

Nivspcm : Variable dichotomique indiquant le plus haut niveau de scolarité atteint par la PCM. Elle peut prendre 4 valeurs différentes selon le niveau de scolarité :

- Le premier niveau de scolarité est moins élevé que l'école secondaire (msepcm)
- Le deuxième niveau de scolarité est diplôme d'études secondaires (sepcm) ;
- Le troisième niveau de scolarité est études post secondaires (posepcm) ;
- Le quatrième niveau de scolarité est diplôme d'études collégiales ou universitaires(uvscpcm) ;

Nivscon : Variable dichotomique indiquant le plus haut niveau de scolarité atteint par le conjoint de la PCM. Elle peut prendre 4 valeurs différentes selon le niveau de scolarité :

- Le premier niveau de scolarité est moins élevé que l'école secondaire(infscon) ;
- Le deuxième niveau de scolarité est diplôme d'études secondaires(egsecon) ;
- Le troisième niveau de scolarité est études post secondaires(plscon) ;
- Le quatrième niveau de scolarité est diplôme d'études collégiales ou universitaires (uvcon) ;

Immgr : Variable dichotomique qui indique le nombre d'années écoulées depuis la première immigration au Canada. Elle peut prendre 3 valeurs différentes :

- Le premier groupe est celui des immigrants récents (si la mère est immigrée dans les quatre dernière années) (imgrec) ;
- Le deuxième groupe est des immigrants qui ont plus plus que 4 ans et moins de 10 ans depuis la première date d'immigration (immyrec) ;
- Le troisième groupe correspond à ceux qui ont immigré depuis 10 ans ou plus (imvieux) ;

Prov : C'est la variable qui indique le province de résidence. Elle est partagé en 3 régions :

- La première région est celle du Québec (que) ;
- La deuxième région est composée des ptovinces de l'atlantique (Terre-Neuve, Île du Prince Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick) (atl) ;
- La troisième région est l'ouest (Manitoba, Saskatchewan, Alberta, Colombie-Britannique) (ouest) ;
- La province de référence lorsque toutes ces variables provinciales sont nulles correspond à l'Ontario .

BIBLIOGRAPHIE

Joshua, D. Angrist et William N. Evans, « Children family size and their parent's labor supply : Evidence from exogenous variation » in National Bureau of Economic Research, September 1996.

Lefebvre, P. et P. Merrigan (1998), « Family Background, family income, maternal work and child development ». Applied Research , Human Resources development Canada.

Micro données du cycle (1994-1995) de l'Enquête Nationale Longitudinale sur les Enfants et les Jeunes (ELNEJ) source Statistiques Canada.

Willis, R., "What Have We Learned from the Economics of the Family?," American Economic Review 77, (May 1987), 68-81.