Document generated on 04/25/2024 5:40 p.m.

L'Actualité économique

Discrimination sexuelle dans les dépenses des ménages : survol de la littérature et évidences empiriques pour le Canada

Pierre Lefebvre

Volume 82, Number 1-2, mars–juin 2006

Les modèles non unitaires de comportement des ménages : théories et applications

URI: https://id.erudit.org/iderudit/013467ar
DOI: https://doi.org/10.7202/013467ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Lefebvre, P. (2006). Discrimination sexuelle dans les dépenses des ménages : survol de la littérature et évidences empiriques pour le Canada. *L'Actualité économique*, *82*(1-2), 119–153. https://doi.org/10.7202/013467ar

Article abstract

Recent research suggests that the sex of a child has a large and varied impact on parental behaviours and family outcomes. A general finding emerges from this literature: in terms of family choices (marriage, divorce, fertility) and individual behaviours (work, consumption, and non-market activities), there are noteworthy differences between men and women. The empirical findings are consistent with economic models that explain intra-family behaviours as the result of a process of complex negotiations over time allocation and family resources and the sharing of family “surplus” (gains from living with spouse compared to being single). This research approaches this question by analysing family expenditures for consumer goods and services for families that have one or two same-sex children. The empirical analysis tries to uncover gender effect for family expenditures by estimating the impact of children’s sex on a diversity of categorical expenses qualified as family products, such as housing and durable goods. Other types of products are also analyzed (food, medical services, recreation, food purchased from restaurant, personal services, health care services and products, gifts of money and contributions). The analysis uses the public micro-data of Statistics Canada’s *Survey of Household Spending* for years 1997 and 1998; the only two years where the sex of children aged 0 to 17 years are identified. The results suggest that gender effects are non-systemic and do not stand out.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2006

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 82, nos 1-2, mars-juin 2006

DISCRIMINATION SEXUELLE DANS LES DÉPENSES DES MÉNAGES : SURVOL DE LA LITTÉRATURE ET ÉVIDENCES EMPIRIQUES POUR LE CANADA*

Pierre LEFEBVRE
Département de sciences économiques
Université du Québec à Montréal

RÉSUMÉ – La recherche récente suggère que le sexe d'un enfant a des effets importants et étendus sur les comportements parentaux et les résultats familiaux. Un constat général émerge de cette littérature : en matière de choix de vie familiale (mariage, divorce, fécondité) et de comportements individuels (de travail, de consommation, d'activités non marchandes) il y a des différences notables entre les hommes et les femmes. Les constats empiriques sont cohérents avec les modèles économiques qui expliquent les comportements intrafamiliaux comme le résultat d'un processus complexe de négociations concernant l'allocation du temps et des ressources familiales, et le partage du « surplus » familial et conjugal (dégagé par rapport au fait de vivre seul). Cette recherche aborde la question en examinant le panier des dépenses de consommation des familles qui ont un ou deux enfants du même sexe. L'analyse empirique cherche à identifier s'il y a un effet de « genre » dans les dépenses familiales en estimant l'effet du sexe de l'enfant sur plusieurs catégories de dépenses dont des biens familiaux à caractère public tels que l'habitation et les biens durables. D'autres types de dépenses sont aussi analysés (alimentation, soins médicaux, loisir et divertissement, aliments achetés au restaurant, services personnels, soins de santé et médicaments, dons et contributions). L'analyse utilise les microdonnées des fichiers publics de l'*Enquête sur les dépenses des ménages* de 1997 et 1998, les deux seules années où Statistique Canada identifie le sexe des enfants de 0-17 ans. Les résultats empiriques suggèrent que les effets sont peu marqués et systémiques.

---

* Je remercie les participants aux 3es Journées du CIRPÉE et au 7e Symposium de recherche sur la famille de l'UQTR pour leurs commentaires ainsi que Olivier Donni dont les critiques et suggestions ont permis d'améliorer la première version du texte. Tous les calculs effectués à l'aide de ces microdonnées sont la responsabilité de Pierre Lefebvre et l'interprétation de ces données est uniquement la responsabilité de l'auteur. L'auteur a bénéficié du soutien financier du Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture (subvention équipe et subvention partenariat).

ABSTRACT – Recent research suggests that the sex of a child has a large and varied impact on parental behaviours and family outcomes. A general finding emerges from this literature: in terms of family choices (marriage, divorce, fertility) and individual behaviours (work, consumption, and non-market activities), there are noteworthy differences between men and women. The empirical findings are consistent with economic models that explain intra-family behaviours as the result of a process of complex negotiations over time allocation and family resources and the sharing of family "surplus" (gains from living with spouse compared to being single). This research approaches this question by analysing family expenditures for consumer goods and services for families that have one or two same-sex children. The empirical analysis tries to uncover gender effect for family expenditures by estimating the impact of children's sex on a diversity of categorical expenses qualified as family products, such as housing and durable goods. Other types of products are also analyzed (food, medical services, recreation, food purchased from restaurant, personal services, health care services and products, gifts of money and contributions). The analysis uses the public micro-data of Statistics Canada's *Survey of Household Spending* for years 1997 and 1998; the only two years where the sex of children aged 0 to 17 years are identified. The results suggest that gender effects are non-systemic and do not stand out.

INTRODUCTION

Dans toutes les sociétés il existe des disparités importantes entre les hommes et les femmes à plus d'un titre. Par exemple, en matière de rémunération du travail, et malgré une réduction remarquable de la « ségrégation » occupationnelle et des hausses soutenues du salaire des femmes depuis les 25 dernières années, les gains des Canadiennes qui travaillent à temps plein n'atteignent qu'environ 70 % de ceux des Canadiens[1]. Aux États-Unis, environ la moitié de l'écart a été attribuée aux différences en capital humain entre femmes et hommes (Blau *et al.*, 1997). Pour comprendre ces différences en capital humain selon le sexe et leur origine, la littérature économique avance qu'il faut examiner tant le fonctionnement des familles et les différentes décisions intrafamiliales qui sont prises concernant l'utilisation du temps parental, les investissements en ressources humaines, le travail et la fécondité que les décisions qui conduisent à différentes structures ou compositions familiales[2]. Dans la mesure où les ressources familiales sont distribuées ou mises à contribution différemment selon le sexe des enfants au cours de leur vie avant l'âge adulte, ces comportements ont possiblement des conséquences sur leurs « résultats », puisque, de façon plus générale, on reconnaît aujourd'hui facilement que la composition des familles ainsi que l'ampleur des ressources familiales consacrées aux enfants, leur nature, leur *tempo* contribuent significativement à leurs réussites dans la vie en façonnant leur développement social, cognitif, émotif ainsi que leur motivation et attente[3].

---

1. Blau et Kahn (2000), tableau 3. Il s'agit du ratio de la rémunération hebdomadaire médiane des femmes et des hommes calculé pour les années 1994-1998.

2. Voir les essais de synthèse de la littérature économique de Bergstrom (1997) et Berhman (1997) qui font une large place aux questions de « sexisme » ainsi que ceux de Strauss et Thomas (1995) et de Schultz (2001) qui portent surtout sur les pays à faible revenu.

3. Voir Haveman et Wolfe (1994, 1995) et McLanahan et Sandehur (1994) pour une présentation élaborée et des constats empiriques sur la base de données longitudinales.

Pour certains pays à faible revenu, il existe des évidences probantes que les parents investissent différemment dans les garçons et les filles lorsque sont considérées les dépenses en alimentation nutritive, en éducation ou en santé (Berhman, 1992). Plusieurs chercheurs interprètent ces différences comme l'expression d'une préférence marquée de la part des familles en faveur des garçons. Dans les pays à haut revenu, la recherche n'a pas identifié clairement de telles différences de traitement (Berhman *et al.,* 1986; Taubman, 1991). Cependant, l'expression d'une préférence pour les garçons peut prendre des formes plus subtiles. Sur la base de différentes sources de données, dont celles des recensements américains, Dahl et Moretti (2003) montrent que le fait d'avoir des filles a des effets significatifs sur la probabilité de divorce, de (re)mariage, de mariage précipité (« *shotgun marriage* ») ainsi que sur les décisions d'arrêt de fécondité. Ces comportements des parents relatifs à leur statut conjugal et à leurs décisions de fécondité différenciés selon le sexe de l'enfant peuvent apparaître comme une forme de traitement selon le sexe si on adopte le point de vue de l'enfant.

Peu de recherches ont analysé les diverses dépenses courantes de consommation comme source possible de « discrimination ». Deaton (1989), sur la base de données portant sur la consommation en Côte-d'Ivoire et en Thaïlande, conclut qu'il n'y a pas de discrimination selon le sexe des enfants[4]. Plus récemment, Lundberg et Rose (2002b), à l'aide de données sur la consommation américaine des familles (1995 à 1998), obtiennent que certaines dépenses familiales, ayant un caractère de bien public ou d'investissement, sont significativement plus élevées dans les familles avec un garçon comparativement à celles faites par les familles avec une fille. Notre recherche aborde la même question en examinant les différences de traitement entre filles et fils par le biais des dépenses de consommation des familles. Plus spécifiquement, l'analyse teste la possibilité de sexisme pour différents types de dépenses de consommation faites par les familles canadiennes qui ont un ou deux enfants du même sexe. Les données proviennent de l'*Enquête sur les dépenses des ménages* (EDM) réalisée par Statistique Canada en 1997 et en 1998.

La question des différences de traitement selon le sexe des personnes soulève des questions importantes au plan de la politique publique. La première touche la sélection du sexe des enfants. La technologie pour choisir le sexe de son enfant existe. La rendre plus fiable et en faire une option potentielle ouverte aux parents posent d'importants problèmes éthiques et sociaux dans la mesure où des parents utiliseraient ces technologies pour avoir seulement des garçons ou seulement des filles (ou comme premier enfant un garçon). Une deuxième touche à la progression de l'égalité entre les hommes et les femmes. Dans la mesure où les adultes en matière de choix de vie familiale et de décisions individuelles et intrafamiliales,

4. Par contre Subramanian et Deaton (1990) et Subramanian (1996) trouvent qu'en Inde les familles semblent accorder plus d'importance dans leurs dépenses de consommation aux garçons qu'aux filles. Ce qui ne semble pas le cas en Afrique (Deaton, 1987; Svedberg, 1990).

concernant l'allocation de leurs ressources, se comportent, peu importe les raisons, différemment selon qu'ils ont des fils ou des filles, il devient plus difficile de mettre en place des politiques contribuant à la réduction des désavantages qui caractérisent encore les femmes.

La suite de cet article est structurée comme suit : la section suivante passe en revue les principaux constats qui ont été faits concernant les différences de traitement selon le sexe des enfants. La section 2 esquisse quelques explications qui ont été avancées en marge de ces constats. Le section 3 décrit les données et les échantillons sur lesquels reposent l'analyse empirique alors que la section 4 présente les estimations et les résultats concernant les dépenses de consommation des ménages selon le sexe des enfants. La dernière section contient une courte conclusion sur l'analyse et souligne ses limites.

1. Différenciation selon le genre : quelques constats

Abstraction faite des analyses de la discrimination sur le marché du travail qui occupent une large place dans la littérature économique, le nombre de recherches en économie de la famille qui ont accordé temps et efforts à l'analyse des différences dans les investissements dans le capital humain des enfants selon leur sexe est plus limité. Cependant, cette préoccupation depuis quelques années a donné lieu à une large diversité de recherches originales. Plusieurs constats peuvent se dégager de la recherche en sciences sociales qui porte sur les résultats pour les enfants des préférences parentales.

1.1 *La préférence pour les garçons*

Un premier constat, et un des plus vieux, en matière de « sélection sexuelle », est que dans plusieurs sociétés les parents montrent des préférences pour les fils[5]. Il découle de l'observation d'indices de masculinité exceptionnellement élevés chez les jeunes enfants. En 1990, l'économiste Amartya Sen avait lancé un débat, en dehors des cercles académiques, sur le sexisme en matière de mortalité en estimant à 100 millions le nombre de « femmes manquantes ». C'est-à-dire, les femmes « non nées » (avortement sélectif, mortalité périnatale) et celles de tous âges qui sont probablement décédées prématurément par la suite de traitements discriminatoires. Les démographes pour leur part avaient depuis longtemps observé des différences de mortalité selon le sexe. À titre d'exemple, Ashton *et al.* (1984) ont montré qu'à la suite de la campagne du *Grand Bond en Avant* lancée par le « Grand timonier » chinois Mao Ze Dong en 1959-1961, laquelle s'est traduite par une famine importante et généralisée, il y a eu un excès de la mortalité

5. Voir Schultz (1997) pour certaines des raisons économiques et des conditions sociétales qui encouragent la préférence pour les garçons. Pour un exemple d'analyse empirique de mesure directe de la préférence pour les garçons, voir Haugton et Haugton (1998).

chez les filles par rapport aux garçons[6]. Les différences de mortalité chez les enfants selon leur sexe sont avant tout attribuables aux traitements à l'intérieur des familles pour ce qui est des soins de santé[7] et de la nutrition (et dans certains travaux des différences sont aussi observées pour ce qui est de l'éducation)[8,9].

1.2 *L'effet du « pouvoir » des femmes et des négociations intrafamiliales sur les résultats des enfants*

Un deuxième constat se dégage des travaux qui ont comme toile de fond, explicite ou non, les modèles généraux des décisions familiales où chaque membre de la famille a une autonomie propre et où les diverses décisions prises sont les résultats soit d'interactions entre les membres ou soit la solution à un jeu de négociations (Lundberg et Pollak, 1996; Bergstrom, 1997; Schultz, 2001). À savoir que des facteurs, tels que le revenu relatif, l'âge ou le patrimoine des membres d'un ménage, peuvent influencer les dépenses de consommation familiale (Browning *et al.* 1994)[10].

Le constat sur les résultats des enfants provient des travaux de certains économistes du développement ou de ceux qui utilisent des microdonnées portant sur les pays à faible revenu. En s'inspirant de la démarche des ethnologues, des anthropologues et des sociologues qui ont observé finement les comportements intrafamiliaux, plusieurs études indiquent que les mécanismes intrafamiliaux, qui président aux décisions de production (faisant apparaître le « produit ou le surplus » familial), de partage et de consommation, ne sont pas neutres si l'on adopte le point des hommes ou des femmes. Plus précisément, sur la base notamment d'indicateurs anthropométriques (par exemple, état de santé, poids ou taille standardisés pour l'âge et le sexe des enfants), les recherches montrent que des changements dans le « pouvoir » des femmes (mesuré par l'éducation, le revenu ou le patrimoine autonome) influencent non seulement les résultats des enfants mais aussi ceux-ci selon leur sexe. Cette hétérogénéité dans les comportements reflète autant des différences dans la technologie des soins consacrés aux enfants utilisée

---

6. Des estimations plus récentes (Klasen et Wink, 2002), montrent des progrès considérables chez les femmes en matière de mortalité. Mais le nombre de femmes « disparues » a augmenté en chiffres absolus, la détérioration étant surtout imputable à la hausse des taux d'avortements selon une sélection sexuelle, par recours à l'amniocentèse et à l'ultrason (Arnold *et al.*, 2002).

7. Dans cette perspective voir l'analyse récente de Li (2003) qui examinant la politique chinoise « d'un seul enfant par famille » obtient que l'état de santé des enfants en général s'est amélioré, mais que dans les familles avec deux enfants de sexe différent, ce sont les garçons qui ont surtout bénéficié de ce progrès.

8. Voir Rosenzweig et Schultz (1982), Behrman (1992) et Strauss et Thomas (1995). Pour un point de vue, sur la base de données d'enquêtes descriptives, soutenant que les pratiques discriminatoires en nutrition sont limitées, voir Marcoux (2002).

9. La rivalité peut aussi s'exercer entre garçons. Voir Garg et Morduch (1998) pour une étude indiquant qu'une fratrie composée de filles plutôt que de garçons peut être bénéfique à un garçon.

10. L'analyse empirique, qualifiée d'informelle par les auteurs, reposait sur les dépenses de consommation de familles canadiennes sans enfant.

par les parents (mères et pères) que des différences de préférences envers les garçons et les filles par les parents[11]. En d'autres mots, les pères et les mères investissent non seulement différemment dans les enfants mais aussi se comportent différemment selon le sexe de leurs enfants.

Le constat est étayé dans plusieurs études qui ont identifié les effets des décisions intrafamiliales en usant d'astuces comme celle de transposer sur le terrain non expérimental les idées et méthodes statistiques des expériences contrôlées et randomisées. Dans une quasi-expérience, aussi appelée « expérience naturelle », l'élément aléatoire est introduit par les variations des circonstances individuelles qui les font apparaître *comme si* les membres du « groupe traitement » avaient été assignés de façon aléatoire (Rosenzweig et Wolpin, 2000). Il s'agit alors d'exploiter des modifications du contrôle des ressources familiales qui sont totalement exogènes au domaine familial (ou qui échappent à la famille comme le sexe de ses enfants ou le fait d'avoir des jumeaux/jumelles) pour cerner leurs effets. Par exemple, Lundberg *et al.* (1997) examinent les effets d'un changement de la politique familiale au Royaume-Uni à la fin des années soixante-dix. Le gouvernement Thatcher décide de restructurer l'aide aux familles en intégrant allocations familiales universelles et exemptions fiscales pour enfant à charge. Le gouvernement était inquiet de la réaction des électeurs-hommes car la politique modifiait les transferts monétaires entre les parents (« *from the wallet to the purse* »). En séparant les dépenses pour les vêtements d'hommes, de femmes et d'enfants, ils obtiennent que suite au changement il y a eu une augmentation significative des dépenses pour les vêtements de femmes et d'enfants. Avec des données néerlandaises, Kooreman (2000), obtient des résultats similaires dans le cas d'un changement de politique familiale du même type aux Pays-Bas. Lundberg *et al.* (1997), en examinant les dépenses pour les produits du tabac ou alcoolisés, ne trouvent cependant pas de changements dans ce type de dépenses. Ward-Batts (2000), en faisant la distinction entre cigarettes et produits du tabac « masculins » (tabac à pipe, cigares) trouve une baisse significative des dépenses pour ces produits. Ces résultats, propres aux pays à haut revenu cette fois, suggèrent que le contrôle sur les ressources influence la structure des dépenses et sa répartition à l'intérieur des familles (mais par forcément selon le sexe des enfants).

1.3 *L'implication des pères et des mères*

Troisième constat qui provient surtout des travaux réalisés en psychologie avec des contributions récentes par les économistes et les sociologues : la quantité et la qualité du temps consacré par les parents à leurs enfants varient selon le sexe de l'enfant. Les recherches récentes indiquent que l'articulation du budget temps des hommes répond plus qu'on ne croyait à la présence des enfants et que, dans

11. Voir, par exemple, Thomas (1990, 1994) et Thomas *et al.* (1990, 1991) dont les travaux portent sur le Brésil, le Ghana et les États-Unis, et Schultz (1990) dont l'étude utilise des données thaïlandaises.

certaines sphères de la vie familiale, elle dépend du sexe de l'enfant. Ce dernier semble aussi avoir des effets significatifs sur l'implication parentale des pères et la structure familiale.

En premier lieu, plusieurs études soutiennent le fait que dans les familles avec des garçons, les pères passent plus de temps à interagir avec leurs enfants (Crouter et Crowley, 1990; Harris et Morgan, 1991; Bryant et Zick, 1996; Lamb, 1996; Yeung *et al.*, 2001). Parmi les couples non mariés chez les familles « fragiles »[12], les pères semblent faire un certain nombre d'activités aussi souvent avec un bébé fille ou fils (lire, mettre au lit), mais ils nourrissent, changent les couches ou jouent plus souvent avec un fils qu'avec une fille (Lundberg *et al.*, 2003). Dès la naissance d'un enfant, les pères ont plus tendance à jouer, discipliner et superviser les activités de leurs fils, et cette implication s'accroît avec l'âge de leurs fils (Baruch et Barnett, 1986; Lamb *et al.*, 1987; Morgan *et al.*, 1988)[13]. En revanche, les mères partagent moins de temps de travail domestique avec des fils (Bryant et Zick, 1996) et celles qui ne travaillent pas semblent s'engager dans plus d'activités avec leurs filles qu'avec leurs fils et avoir des relations plus étroites avec une fille qu'avec un fils (Lamb, 1996).

En deuxième lieu, le sexe d'un enfant influence le temps consacré au travail (heures annuelles de travail) et la rémunération des pères dans les couples où sont présents des garçons, ce qui va dans le sens de rôles parentaux plus traditionnels (Lundberg et Rose, 2000 et 2002a)[14].

En troisième lieu, les partenaires dans les couples avec des fils plutôt que des filles rapportent une plus grande satisfaction dans leurs relations conjugales (Barnett et Baruch, 1987; Katzev *et al.*, 1994; Cox *et al.*, 1999; Mizell et Steelman, 2000). La stabilité conjugale des couples avec des garçons (notamment lorsque le premier enfant est un fils) est plus élevée par rapport à celle des couples avec des filles (Katzev *et al.*, 1994; Mott, 1994; Pollard et Morgan, 2002). Les analyses de Dahl et Moretti (2003) montrent que les couples avec une fille divorcent 4,4 % de plus que les couples avec un fils (8,6 % avec trois filles ou plus), compte tenu que la probabilité de divorce diminue avec le nombre d'enfants[15]. Les femmes qui ont une ou plus d'une fille sont plus susceptibles d'être non mariées. En utilisant des données californiennes, ils obtiennent que parmi les femmes non mariées avant leur accouchement et ayant passé des tests (ultrason et amniocentèse), celles qui

12. L'expression vient du titre d'une large enquête longitudinale américaine faite dans 20 grandes villes qui suit des enfants et leur famille, soit pour la plupart des parents non mariés (la moitié des parents ne vivent pas ensemble)(voir http://crcw.princeton.edu/fragilefamilies).

13. Ces comportements ont pu changer dans le temps. Voir Lefebvre et Merrigan (1999) qui analysent le temps consacré aux enfants selon leur âge en 1986 et en 1992 par les pères et les mères.

14. Cette hausse du temps de travail paternel se fait au détriment du temps de loisir et non pas de celui consacré aux enfants.

15. À cet égard Andersson et Woldemicael (2000) trouvent des effets mineurs pour la Suède : la probabilité de divorce est réduite si une mère a deux enfants de sexe opposé et pour celles qui ont un seul enfant, le sexe de l'enfant ne semble pas influencer la probabilité de divorce.

donnent naissance à une fille sont moins susceptibles d'être mariées avec leur partenaire à la fin de leur grossesse. Les femmes divorcées qui ont seulement des filles sont moins susceptibles de se remarier que celles avec des garçons (les probabilités de remariage sont réduites de respectivement de 1 %, 1,78 % et 3,6 % pour 1, 2, 3 enfants). Parmi les femmes divorcées et remariées, celles avec seulement des filles ont des probabilités plus élevées de vivre un second divorce (4,6 %, 7,4 % et 8,2 % respectivement selon le nombre d'enfants). Sur la base de données longitudinales, Lundberg et Rose (2003) montrent que la naissance d'un fils accélère la transition vers le mariage lorsque la mère donne naissance à un enfant avant son premier mariage.

Enfin, sur les comportements de fécondité (la décision endogène d'avoir un enfant de plus), selon la composition sexe-âge des enfants, Dahl et Moretti (2003) présentent une série d'estimations sur la base de données de recensement montrant que : avoir une fille réduit légèrement la probabilité d'avoir d'autres enfants; avoir deux enfants de sexe opposé (peut importe l'ordre) a le même effet; avoir deux filles (par rapport à deux garçons) augmente la probabilité d'avoir un troisième enfant de 2,1 % et de 3 % pour un quatrième enfant avec trois filles (un composition mixte de trois enfants réduit la probabilité d'un quatrième enfant). Les couples dont le premier enfant est un garçon ont tendance à avoir un deuxième enfant plus rapidement (Teachman et Schollaert, 1989)[16].

1.4 *La préférence pour ses enfants biologiques*

Un autre constat, qui n'a pas de lien direct avec le sexe des enfants, illustre l'influence « égoïste » des « gènes » et l'effet Cendrillon. Ces effets suggèrent que les résultats des enfants peuvent dépendre de la nature des liens qui les unissent avec leurs parents et leur famille élargie. Beise et Voland (2002), en analysant les informations de registres bien tenus par les églises sur 23 000 familles de la région de Krummhorn en Allemagne entre 1720 et 1874 (année où l'État a pris la relève), observent que la probabilité pour un enfant de mourir avant d'atteindre un mois est deux fois plus élevée si la grand-mère paternelle est vivante (qu'elle vive ou non dans le ménage). Il n'y a pas d'effet négatif associé aux grands-mères maternelles vivantes. Au contraire, la probabilité de survie de l'enfant augmente et, conditionnellement au fait d'atteindre 6 mois, la probabilité de fêter un premier anniversaire est de 60 % plus élevée si la grand-mère maternelle est vivante. Ils avancent que ce dernier résultat fait du sens au sens de perpétuer sa descendance. Le premier non, puisqu'une grand-mère paternelle a autant d'intérêt génétique dans la survie des enfants de son fils que la grand-mère maternelle dans celui des enfants de sa fille. Mais la grand-mère paternelle ne sait pas avec certitude si son fils est bien le père biologique du nouveau-né. Ce dont est assurée la grand-mère

16. On a aussi observé que dans certains pays à faible revenu, les pères contrôlent plus leur fécondité lorsqu'ils ont des fils. Pollard et Morgan (2003) soutiennent que le rôle du sexe dans les naissances de rang trois tend à s'estomper.

maternelle. La grand-mère paternelle partage avec son fils, dans le sens de la descendance, le risque d'être trompé. La meilleure et seule explication à laquelle pensent les auteurs est que les femmes sont soumises à des pressions de leur belle-mère afin de les décourager d'avoir des relations adultères. Cet effet se ferait sentir durant la grossesse et les premiers mois de la vie et conduirait à cette surmortalité.

L'analyse précédente peut sembler éloignée du propos principal de cet article. Néanmoins, il permet de souligner que les changements dans les comportements conjugaux des dernières décennies a conduit d'une part à des recompositions familiales, c'est-à-dire à des familles constituées d'un parent biologique et d'un beau-père ou d'une belle-mère, et d'autre part à une hausse importante du nombre de familles qui ont des enfants mais où les parents biologiques ne sont pas unis par les liens du mariage. Les deux types de familles, dont la prévalence est en hausse, semblent pour certains comportements, qui ont des conséquences pour les enfants, être différents des familles plus « traditionnelles », ce qui peut rendre plus délicate une analyse empirique de la différenciation selon le genre. Première évidence sur les belles-mères des enfants dans les familles recomposées, Case *et al.* (1999, 2001) examinent, à l'aide notamment de données longitudinales, le niveau d'éducation atteint par les enfants vivant avec leur mère biologique ou une belle-mère, ainsi que des comportements qui ont trait à la santé des enfants (visites médicales ou dentaires, usage du tabac, port de la ceinture sécurité). Elles obtiennent qu'une belle-mère est un substitut imparfait à une mère biologique. L'histoire de Cendrillon semble se vivre dans certaines familles contemporaines. Deuxième évidence sur les couples non mariés ayant des enfants, DeLeire et Kalil (2002) concluent que les couples non mariés (cohabitant) consacrent une plus large part de leurs dépenses de consommation aux produits alcoolisés et du tabac que les couples mariés ou les familles monoparentales et que ces couples avec enfants dépensent moins pour les soins de santé et les services d'éducation. Malheureusement, dans ces dernières études le sexe des enfants n'est pas pris en considération, ni non plus le sexe de l'enfant du parent biologique.

1.5 *En résumé*

En conclusion à cette revue de la littérature, selon les synthèses présentées par Berhman *et al.* (1986) et Taubman (1991) des travaux réalisés aux États-Unis, il y a peu d'évidences de traitement différencié selon le sexe des enfants pour ce qui est des héritages, des transferts et des dépenses d'éducation. Les résultats dans l'ensemble de la littérature en sciences sociales pointent plutôt vers des comportements dans les sphères de la structure des familles, de l'utilisation du temps hors travail et du travail marchand. Lundberg et Rose (2002b) pour leur part examinent la structure des dépenses de consommation des couples mariés, qui ont soit un garçon ou une fille, à l'aide d'une *Enquête sur les dépenses des ménages* similaire à celle utilisée ici. Leurs résultats indiquent qu'il n'y a pas de différences significatives (au plan statistique) entre les familles pour la plupart des catégories de

dépenses agrégées[17], sauf pour l'habitation qui constitue plus de 30 % des dépenses totales de consommation et pour laquelle les familles avec un garçon dépensent environ 10 % de plus que celles avec une fille. Il n'existe pas, à notre connaissance, d'études qui ont analysé l'effet du sexe des enfants sur la structure des dépenses des familles canadiennes.

2. Explications des comportements selon le genre

Trois types d'explications peuvent être avancés pour ces différences de comportement. La première est simplement que les parents ont une préférence pour les garçons. Ce biais en faveur des garçons est manifeste dans plusieurs sociétés et il conduit les familles à faire plus « d'investissements familiaux » (dans le capital humain des enfants, les habilités domestiques, les activités et les infrastructures familiales).

Même si les parents sont indifférents vis-à-vis le sexe de leur enfant(s), considérant que le sexe du nouveau-né est un événement aléatoire, deux explications supplémentaires sont susceptibles d'expliquer la différenciation des comportements parentaux. La première qui prend diverses formulations selon les disciplines scientifiques se réfère aux « modèles de rôles parentaux » : les enfants apprennent sans doute à un jeune âge la signification d'être un garçon ou une fille et développent un sentiment d'appartenance à ce sexe qui peut conditionner leurs comportements sociaux, leurs idées et croyances. D'où des rôles parentaux différenciés qu'ils soient stéréotypés ou à l'image des normes sociétales et des traditions culturelles. L'explication peut être formulée en termes plus économiques comme le font Lundberg et Rose (2002b). Le « surplus familial », celui qui se dégage des économies faites par le partage de la vie à deux et de ses bénéfices non pécuniaires (production et consommation conjointes de biens et de services individuels et collectifs), s'accroîtra avec une relative spécialisation des partenaires et des investissements tangibles ou non faits dans la vie familiale et son infrastructure. Les garçons peuvent avoir un effet sur ces gains familiaux dans la mesure où les pères sont relativement plus habiles dans les tâches parentales avec les garçons, ce qui tend à hausser les gains et favoriser les types d'investissements qui les accroissent. Logiquement et symétriquement, les mères devraient quant à elles être plus habiles avec les filles et on retrouverait alors ces « sphères d'influences séparées » (Lundberg et Pollack, 1993). Ou encore, les pères teintés par les modèles de rôles ou par inclination s'impliquent davantage dans la vie familiale et adoptent des comportements plus responsables lorsque l'enfant (le premier enfant?) est un garçon. La valeur du mariage et de la vie familiale s'en trouve rehaussée ainsi que les pertes potentielles associées à une rupture conjugale. Cette préférence pour un fils peut refléter un biais de genre de la part des pères, mais aussi se développer avec les liens père-fils qui se tissent lorsque les pères consacrent plus

17. Il y a des différences significatives selon que les familles sont sous ou au-dessus du revenu médian pour les catégories, loisir et divertissement, soins médicaux, services personnels, bijoux et montres et dons (de charité, partis politiques, …).

de temps à leur(s) enfant(s) et s'impliquent plus dans les activités familiales. Ces explications, bien qu'elles soient différentes en termes des rôles parentaux, impliquent que si les garçons augmentent le bien-être des pères, il y aura redistribution du surplus familial (comme le suggère le modèle de négociations) en faveur des mères sous la forme de loisirs plus élevés ou d'une consommation plus élevée de biens privés plus « féminins » (par exemple, les services de soins personnels).

La dernière explication, qui emprunte des éléments aux deux précédentes, peut se formuler en termes purement économiques : les coûts (monétaires, en temps, psychologiques) d'éduquer une fille sont plus élevés que pour un garçon (ou vice versa)[18]. Dahl et Moretti (2003) qualifient celle-ci comme l'hypothèse des coûts différenciés. C'est-à-dire, que la présence des pères a des effets asymétriques sur les garçons et les filles (effet favorable pour les garçons, les fils souffrent plus et plus longtemps d'un divorce) alors que filles et garçons engendrent des gains (pertes) associés à un mariage (divorce) différents. Les trois « hypothèses » ne conduisent pas aux mêmes prédictions de comportements (de mariage, de divorce et de fécondité) comme le suggère la formalisation développée par Dahl et Moretti (2003).

3. Données et échantillons

Depuis 1997, Statistique Canada conduit chaque année une *Enquête sur les dépenses des ménages* (EDM)[19]. L'enquête, qui vise les ménages privés dans les 10 provinces et les 3 territoires[20], couvre environ 98 % de la population avec une couverture plus limitée dans les territoires (environ 90 %).

Les échantillons utilisés dans cette étude sont construits à partir des fichiers publics des microdonnées après application de quelques critères de sélection qui tiennent compte des limites des données et de l'objectif poursuivi[21]. Les ménages

---

18. Par exemple, il y a plusieurs évidences empiriques de nature anthropologique et économique que les parents en Inde consacrent d'importantes ressources aux mariages des filles (voir, Rao, 1993).

19. Jusqu'en 1996, l'*Enquête sur les dépenses des familles* (EDF) était menée périodiquement, en général tous les quatre ans. Commençant avec l'année de référence 1997, une nouvelle enquête annuelle, soit l'*Enquête sur les dépenses des ménages* (EDM), est menée. Cette enquête, qui reprend une bonne part du contenu de l'*Enquête sur les dépenses des familles*, intègre également le contenu de l'*Enquête sur l'équipement ménager* (EÉM). La taille de l'échantillon de l'*Enquête sur les dépenses des ménages* de 1997 est d'environ 50 % supérieure à celle de l'EDF. En 1997, le nombre de ménages admissibles sélectionnés était de 23 842 ménages comparativement à seulement 14 765 ménages pour l'EDF de 1996.

20. Les groupes suivants sont exclus de l'enquête : les personnes qui vivent dans les réserves indiennes; les représentants officiels de pays étrangers qui vivent au Canada et leur famille; les membres d'ordres religieux et d'autres groupes vivant en communauté; les membres des Forces armées canadiennes vivant dans des camps militaires; les personnes vivant dans des résidences pour personnes âgées; et les personnes qui vivent à plein temps dans les institutions : par exemple, les détenus des pénitenciers et les malades chroniques qui vivent dans des hôpitaux et dans des établissements de soins de longue durée.

21. Les fichiers publics de microdonnées ne contiennent seulement qu'une partie des variables sur les dépenses recueillies ou sur les caractéristiques des membres du ménage.

répondants des territoires (soit environ 5 % des 15 457 ménages) ont été exclus, de même que ceux constitués pendant une partie de l'année seulement (soit environ 4 % des répondants)[22]. Le fichier identifie les ménages où des enfants sont présents au sein du ménage selon leur groupe d'âge (0-4 ans; 5-17 ans; 18-24 ans)[23]. Cependant l'information sur le sexe des enfants n'est disponible que pour les années 1997 et 1998 et que pour les enfants de moins de 18 ans. En conséquence, seuls les ménages avec un ou plusieurs enfants de moins de 18 ans sont retenus. Cela a pour conséquence de minimiser le problème que pose le départ des enfants du ménage à partir d'un certain âge ou de ceux plus âgés qui peuvent vivre temporairement à l'extérieur du foyer familial et pour lesquels le ménage assume certaines dépenses.

Outre la trajectoire parentale des ménages qu'on ne connaît pas, les types de famille que forment les couples (personnes mariées, en union de fait ou famille recomposée)[24] et les liens parent(s)-enfant(s) ne sont pas précisés (enfant biologique du ou des parents, enfant adopté, enfant en famille d'accueil, enfant sous la garde des grands-parents, …). Deux des échantillons retenus sont des ménages composés de couples (mariés ou non) avec enfant(s) célibataire(s) seulement et de couples avec personne(s) apparentée(s) où *un* ou *deux* enfants du même sexe sont présent(s) au 31 décembre de l'année de l'enquête[25]. Un troisième échantillon est constitué des parents uniques (personne âgée de 17 ans ou plus) avec un seul enfant et sans autre personne additionnelle[26].

Enfin, certains ménages rapportent soit un revenu familial total négatif (nul ou très faible)[27], soit une dépense totale de consommation aussi très faible. Pour les échantillons de famille biparentale, les familles dont le revenu familial les classait dans le premier centile ou le dernier centile de la distribution du revenu ont été exclues[28].

---

22. Les ménages constitués pendant une partie de l'année seulement sont des ménages qui comprennent uniquement des personnes qui étaient membres d'autres ménages pour une partie de l'année de l'enquête. Aucun renseignement n'a été recueilli auprès des personnes qui vivent temporairement loin de leur famille (par exemple, les étudiants universitaires) parce que l'information est obtenue auprès de leurs familles, si les familles sont choisies dans l'échantillon. On peut ainsi éviter de compter deux fois ces personnes.

23. Le nombre des enfants est tronqué (par exemple, pour les 0-4 ans : 0, 1, 2 et plus).

24. Il n'y a aucun couple de même sexe.

25. Les enfants en foyer nourricier sont inclus. On entend par personnes apparentées : les fils, les filles et les enfants en foyer nourricier de la personne de référence dont l'état matrimonial est autre que « célibataire, jamais marié »; les personnes apparentées à la personne de référence par la naissance.

26. Dans la suite de ce texte, le terme ménage ou famille est utilisé comme synonyme.

27. Ces situations d'expliquent par le fait que certains ménages ont un revenu net de travail autonome négatif ou un revenu de capital négatif qui peut par ailleurs annuler des salaires, des transferts publics ou des revenus d'autres sources.

28. Dans le cas des familles monoparentales, le seul critère d'exclusion appliqué est celui d'un revenu total familial inférieur à 9 000 $.

Les tableaux 1 et 2 présentent le nombre de familles (sans et avec pondération) pour les deux années, selon le nombre d'enfants présents et leur sexe, respectivement pour les familles biparentales et monoparentales. Le tableau 3 présente pour les trois échantillons utilisés quelques caractéristiques des ménages (âge de l'enfant et des parents, revenu de travail). La très grande majorité des familles (environ 80 %) ont un ou deux enfants, tous sexes confondus. Parmi les familles biparentales, 35 % ont un garçon et une fille, 19 % ont un ou deux garçons et 17 % ont une ou deux filles. Bien que le sexe d'un enfant à sa naissance soit un résultat aléatoire, il y a approximativement 105 garçons qui naissent pour 100 filles et ce ratio à la naissance se maintient très longtemps[29]. Dans les trois échantillons utilisés (voir tableau 3), seul celui des familles biparentales avec un seul enfant se caractérise avec un ratio approximativement égal à 1,05. L'échantillon des couples avec deux enfants indique un ratio de 1,19 alors que celui des familles monoparentales se caractérise par un ratio de 0,99.

Par ailleurs, le tableau 3 indique qu'il y a selon le sexe des enfants peu de différences entre l'âge moyen des filles et des garçons[30] ou l'âge des femmes et des hommes parents. Les familles biparentales avec deux garçons ont un revenu familial un peu plus élevé que celui des familles avec deux filles (et les revenus des conjoints sont aussi plus élevés). La situation inverse prévaut chez les familles biparentales avec un seul enfant, bien que les différences soient plus faibles.

Ces échantillons comportent certainement une part d'autosélection redevable à plusieurs comportements parentaux : effets d'un fils sur la nature de l'union conjugale (mariage, cohabitation) et sa durée; stabilité conjugale et décision de fécondité subséquente (avoir comme premier enfant un fils peut inciter des couples préférant un fils à ne pas avoir un autre enfant, ou encore, d'autres couples à accélérer cette décision si un fils accroît la stabilité conjugale); les couples préférant une fille peuvent décider de ne pas avoir un autre enfant (ou accélérer leur décision de fécondité si elles désirent aussi un garçon). Ces comportements jouent en faveur de la présence de familles où les garçons sont plus présents et impliquent potentiellement un biais statistique minimisant l'effet de dépenses préférentielles pour les garçons.

---

29. Au Canada, le ratio hommes/femmes est de 1,05 pour chacun des âges de < 1 an à 20 ans. Voir Statistique Canada, CANSIM II, tableau 051-0001 : Estimations de la population, selon l'âge et le sexe, Canada.

30. Comme l'enquête ne donne pas le nombre exact d'enfants et l'âge de chacun, l'âge est calculé à partir de la variable âge du plus jeune enfant.

TABLEAU 1

NOMBRE DE FAMILLES BIPARENTALES (EN MILLIERS APRÈS PONDÉRATION) SELON LE NOMBRE D'ENFANT(S) 0-17 ANS ET LEUR SEXE, PROVINCES CANADIENNES, 1997 ET 1998[1]

Nombre de filles 0-17 ans (000)[2]	**Nombre de garçons 0-17 ans (000)**[2]					
	0	**1**	**2**	**3**	**4 et plus**	**Total**
0	0	1 070 (739)	860 (591)	172 (127)	29 (14)	2 133 (1 472)
1	1 040 (705)	1 675 (1 132)	441 (2 831)	80 (53)	16 (9)	3 253 (2183)
2	746 (498)	414 (275)	101 (72)	n.s.	n.s.	1 279 (859)
3	143 (100)	57 (38)	26 (16)	n.s.	n.s.	234 (161)
4 et plus	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	34 (20)
Total	1 945 (1 314)	3 227 (2 190)	1 436 (967)	276 (197)	50 (27)	6 939 (4 696)

NOTE : 1. Les exclusions suivantes sont appliquées : couples avec un ou des enfants de 18 ans et plus, vivant dans un des trois territoires du Canada et avec un revenu familial inférieur à 11 000 $ et supérieur à 160 000 $.

2. Les chiffres en parenthèses indiquent le nombre de familles en milliers après pondération.

n.s. : nombre non significatif d'observations.

SOURCE : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées des fichiers publics de l'EDM de 1997 et de 1998.

TABLEAU 2

NOMBRE DE FAMILLES MONOPARENTALES (EN MILLIERS APRÈS PONDÉRATION) SELON LE NOMBRE D'ENFANT(S) 0-17 ANS ET LEUR SEXE, PROVINCES CANADIENNES, 1997 ET 1998[1]

Nombre de filles 0-17 ans (000)[2]	**Nombre de garçons 0-17 ans (000)[2]**				
	0	**1**	**2**	**3 et plus**	**Total**
0	0	328 (195)	126 (71)	n.s.	495 (296)
1	320 (198)	267 (167)	60 (37)	n.s.	656 (407)
2	124 (71)	68 (44)	n.s.	n.s.	212 (127)
3 et plus	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Total	487 (300)	675 (416)	206 (122)	n.s. (28)	1 407 (863)

NOTE : 1. Les exclusions suivantes sont appliquées : parent unique avec un ou des enfants de 18 ans et plus, vivant dans un des trois territoires du Canada et avec un revenu familial inférieur à 8 999 $.

2. Les chiffres en parenthèses indiquent le nombre de familles en milliers après pondération.

n.s. : nombre non significatif d'observations.

SOURCE : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées des fichiers publics de l'EDM de 1997 et de 1998.

TABLEAU 3

CARACTÉRISTIQUES DE LA POPULATION DES FAMILLES AVEC UN OU DEUX ENFANT(S) SELON LE SEXE ET SELON LE TYPE DE FAMILLE, PROVINCES CANADIENNES, 1997 ET 1998[1]

	FAMILLES BIPARENTALES AVEC UNE FILLE OU UN GARÇON DE MOINS DE 18 ANS					
	Échantillon total N = 2 110 N(000) = 1 444 005		**Familles avec une fille N = 1 040 N(000) = 705 083**		**Familles avec un garçon N = 1 070 N(000) = 738 922**	
VARIABLES DESCRIPTIVES	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**
Âge enfant	7,5	5,9	7,7	5,9	7,4	5,9
Âge épouse	36,7	7,5	36,6	7,5	36,7	7,5
Âge époux	39,3	8,4	39,4	8,5	39,2	8,3
Revenu total[2]	57 320	27 216	57 991	27 461	56 667	26 973
Gains[3] épouse	17 138	15 732	17 277	15 657	17 004	15 810
Gains[3] époux	33 850	21 983	34 662	22 466	33 060	21 484

	PARENTS SEULS AVEC UNE FILLE OU UN GARÇON DE MOINS DE 18 ANS					
	Échantillon total N = 648 N(000) = 393 693		**Familles avec une fille N = 320 N(000) = 198 209**		**Familles avec un garçon N = 328 N(000) = 195 484**	
VARIABLES DESCRIPTIVES	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**
Âge enfant	10,2	4,9	10,1	4,8	10,4	5,0
Âge parent seul	38,9	7,1	38,8	7,3	38,9	6,9
Âge femme	38,4	7,0	38,3	7,2	38,5	6,8
Âge homme	41,6	7,1	42,1	7,2	41,1	6,9
Ratio homme/femme	16 %		13 %		17 %	
Revenu total[2]	27 478	17 157	27 503	18 879	27 452	15 213
Gains[3] du parent	19 326	20 027	19 394	21 406	19 257	18 523
Gains[3] femme	17 866	19 375	17 615	20 557	18 131	18 040
Gains[3] homme	27 272	21 586	30 482	23 187	24 661	19 811

TABLEAU 3 (suite)

	FAMILLES BIPARENTALES AVEC DEUX FILLES OU DEUX GARÇONS DE MOINS DE 18 ANS					
	Échantillon total N = 1 613 N(000) = 1 109 396		**Familles avec filles N = 751 N(000) = 507 426**		**Familles avec garçons N = 862 N(000) = 601 970**	
VARIABLES DESCRIPTIVES	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**	**Moyenne**	**Écart-type**
Âge enfant	6,7	4,5	6,7	4,5	6,6	4,4
Âge épouse	36,7	5,6	36,5	5,6	36,2	5,4
Âge époux	39,1	6,1	38,6	6,4	39	6
Revenu total[2]	66 629	31 803	65 846	31 470	67 284	32 065
Gains[3] épouse	18 804	17 944	18 701	18 702	18 891	17 564
Gains[3] époux	42 112	25 070	40 941	24 688	43 092	25 344

NOTE : 1. Les exclusions suivantes ont été appliquées : couples avec un ou des enfants de 18 ans et plus, vivant dans un des trois territoires du Canada et avec un revenu familial inférieur à 11 000 $ et supérieur à 160 000 $ dans le cas des couples avec un seul enfant; inférieur à 9 000 $ dans le cas des familles monoparentales; et inférieur à 12 000 $ et supérieur à 210 000 $ dans le cas des couples avec 2 enfants. Les données sont pondérées (N = 000 = milliers).

2. Revenu total du ménage.

3. Revenu de travail.

SOURCE : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées des fichiers publics des enquêtes de 1997 et de 1998 de Statistique Canada sur les dépenses des ménages.

L'analyse porte sur toutes les catégories agrégées de dépenses et sur plusieurs sous-catégories importantes ou qui peuvent refléter une préoccupation d'investissement dans le capital humain comme la santé et l'éducation ou pour des dépenses à caractère collectif. Le tableau 4 présente la dépense moyenne en dollars des familles avec un enfant selon le type de famille et la catégorie, de même que le revenu moyen et la dépense totale moyenne pour les années 1997 et 1998. Ces informations sont aussi présentées pour les familles biparentales selon que celles-ci sont au-dessous ou au-dessus du revenu médian propre à celles-ci.

TABLEAU 4

DÉPENSE MOYENNE (ÉCART-TYPE) EN DOLLARS DES FAMILLES AVEC UN ENFANT SELON LE TYPE DE FAMILLE ET LES CATÉGORIES DES DÉPENSES, PROVINCES CANADIENNES, 1997 ET 1998[1]

	FAMILLES BIPARENTALES SELON LE REVENU MÉDIAN						PARENTS SEULS	
	Toutes		Sous le revenu médian		Au-dessus du revenu médian		Tous	
Observations	2 110		1 203		907		648	
Observations pondérées	1 439 268		724 782		714 486		393 693	
Revenu total moyen	61 510	(28 048)	39 541	(12 371)	83 796	(20 903)	27 478	(17 157)
Consommation totale	42 499	(16 039)	33 231	(11 334)	51 901	(14 571)	24 104	(12 121)
Alimentation	6 392	(2 305)	5 556	(2 129)	7 039	(2 227)	4 023	(1 694)
Aliments achetés au magasin	5 055	(1 750)	4 618	(1 714)	5 393	(1 702)	3 318	(1 333)
Aliments achetés au restaurant	1 312	(1 261)	910	(1 072)	1 623	(1 307)	677	(778)
Logement	12 618	(7 224)	9 474	(4 745)	15 051	(7 846)	8 038	(4 779)
Résidence principale	12 201	(7 102)	9 287	(4 696)	14 456	(7 795)	7 895	(4 594)
Logement loué[2] (> 0 $)	6 910	(3 436)	6 648	(2 869)	7 365	(4 198)	5 672	(2 300)
Logement en propriété[2] (> 0 $)	11 999	(7 366)	8 181	(5 168)	12 604	(7 896)	8 534	(6 467)
Entretien ménager	3 238	(2 434)	2 333	(1 702)	3 938	(2 673)	2 136	(1 621)
Ameublement et équipement	1 791	(2 125)	1 179	(1 357)	2 263	(2 465)	945	(2 175)
Ameublement ménager	835	(1 560)	474	(779)	1 115	(1 915)	469	(1 716)
Équipement ménager	858	(1 028)	648	(933)	1 020	(1 068)	404	(731)

TABLEAU 4 (suite)

	FAMILLES BIPARENTALES SELON LE REVENU MÉDIAN						PARENTS SEULS	
	Toutes		Sous le revenu médian		Au-dessus du revenu médian		Tous	
Vêtements	2 564	(1 945)	1 766	(1 189)	3 181	(2 178)	1 506	(1 428)
Transport[3]	7 459	(7 251)	5 387	(5 279)	9 063	(8 112)	2 695	(3 566)
Transport privé[3]	6 903	(7 212)	4 945	(5 277)	8 417	(8 090)	2 325	(3 517)
Utilisation automobile/camion	3 896	(2 207)	3 071	(1 855)	4 535	(2 246)	1 574	(1 476)
Essence *et al.* carburants	1 664	(1 215)	1 373	(1 066)	1 890	(1 274)	610	(674)
Primes d'assurance véhicules	994	(770)	748	(591)	1 184	(836)	389	(456)
Soins de santé	1 238	(1 240)	1 096	(1 291)	1 348	(1 188)	714	(1 015)
Frais directs	810	(1 014)	741	(1 111)	863	(930)	533	(889)
Médicaments/produits assimilés	305	(610)	331	(780)	284	(393)	172	(240)
Soins dentaires	218	(483)	206	(485)	228	(481)	158	(409)
Primes d'assurance-maladie	428	(618)	355	(540)	485	(666)	180	(382)
Soins personnels	830	(509)	657	(408)	964	(539)	470	(411)
Loisirs[3]	3 350	(3 138)	2 182	(1 826)	4 253	(3 607)	1 602	(1 385)
Matériel de loisirs et services	1 210	(1 354)	811	(964)	1 518	(1 521)	555	(724)
Matériel de sport et d'athlétisme	151	(315)	95	(267)	194	(341)	79	(212)
Matériel de divertissement au foyer	681	(791)	532	(630)	797	(879)	389	(512)
Services de loisir	959	(1 021)	585	(608)	1 248	(1 172)	593	(638)
Matériel de lecture et imprimés	279	(286)	192	(217)	347	(314)	164	(197)

TABLEAU 4 (suite)

	FAMILLES BIPARENTALES SELON LE REVENU MÉDIAN						PARENTS SEULS	
	Toutes		Sous le revenu médian		Au-dessus du revenu médian		Tous	
Éducation	567	(1 484)	452	(1 322)	656	(1 594)	477	(1 301)
Droits de scolarité	348	(1 297)	278	(1 145)	420	(1 431)	237	(1 203)
Produits du tabac et alcoolisés	1 247	(1 433)	1 175	(1 387)	1 312	(1 571)	789	(878)
Produits et articles du tabac	678	(1 066)	740	(1 031)	614	(1 097)	500	(672)
Boissons alcoolisés	566	(775)	436	(708)	699	(818)	289	(461)
Autres dépenses								
Jeux de hasard (net)	244	(626)	194	(459)	282	(728)	85	(250)
Dons en argent et contributions	841	(2 363)	545	(1 872)	1 069	(2 659)	392	(3 156)

NOTE : 1. Les exclusions suivantes sont appliquées : couples avec un ou des enfants de 18 ans et plus, vivant dans un des trois territoires du Canada et avec un revenu familial inférieur à 11 000 $ et supérieur à 160 000 $ dans le cas des couples avec un seul enfant; inférieur à 9 000 $ dans le cas des familles monoparentales.

2. Dépense moyenne seulement si le logement est loué par l'occupant ou appartient à l'occupant.

3. La moyenne et l'écart-type sont calculés en incluant les ménages répondants qui déclarent une dépense de 0 $ ou négative (vente d'un ou de plusieurs véhicules utilisés à des fins privées - automobile, camion ou selon le cas véhicule récréatif).

SOURCE : Calcul de l'auteur à partir des microdonnées, après pondération universelle, de l'EDM de 1997 et 1998.

4. Procédure d'estimation et résultats

4.1 *Cadre d'analyse*

L'approche générale pour tester la présence de sélection sexuelle est d'examiner si le sexe d'une personne influence les ressources qu'il ou qu'elle reçoit (Marcoux, 2002). Une modélisation développée par Deaton (1989) et reprise par d'autres (Haddad et Reardon, 1993; Subramanian, 1996; Deolalikar et Rose, 1998; Hoddinott *et al.*, 1998; Quisumbing et Maluccio, 2000) consiste à inférer la distribution intrafamiliale de la consommation à partir des dépenses de consommation du ménage. Dans une relation de type Engel, la demande de consommation est conditionnée sur le revenu total du ménage. Pour deux ménages avec le même niveau de ressource à dépenser, alors la composition de la demande peut changer avec la composition en genres du ménage (puisque la dépense totale est gardée constante, une dépense moindre sur un produit signifie plus de dépenses sur d'autres produits).

Pour capter tout effet de genre dans la distribution intrafamiliale des ressources associée aux décisions de consommation (et d'épargne) des parents et découlant du sexe (et de la naissance) d'un enfant, on estime des équations de type Engel qui ont la forme suivante :

$$C_h = \beta_0 + \beta_M M_h + \beta_W W_h + \beta_Y Y_h + \mu_h \qquad (1)$$

où C est le logarithme de la consommation annuelle totale du ménage h, M et W mesurent respectivement le nombre d'hommes et de femmes (d'adultes, et d'enfants jeunes et plus vieux) dans le ménage, Y est le logarithme du revenu annuel du ménage et les autres termes sont des coefficients à estimer. Le test pour des effets de genre sur les structures de la consommation implique un simple test statistique (test-F) sur l'égalité des coefficients β_M et β_W (cela peut dépendre du produit considéré). Une inégalité telle que $\beta_M > \beta_W$ (le sens de l'inégalité peut dépendre du bien considéré) a été interprétée dans la littérature comme le constat que les garçons sont favorisés par rapport aux filles.

D'autres chercheurs, pour un niveau donné du revenu familial, estiment des équations de parts budgétaires pour différentes catégories de produits (Deaton, 1989; Subramnian et Deaton, 1990). Par exemple, Deaton (1989) suppose que les familles qui ont des enfants dépenseront moins sur les biens « adultes » afin d'acheter des biens « enfants ». Si des ménages ont des préférences pour les garçons par rapport aux filles, la proportion des dépenses en biens adultes sera moindre dans les familles avec des garçons comparativement à celles des familles avec des filles. La sélection selon le genre est captée par l'effet de la proportion des membres du ménage dans un groupe démographique j sur les parts budgétaires des catégories de la dépense. Le coefficient est interprété comme le changement dans la part du budget des dépenses de consommation lorsqu'une personne dans la catégorie omise est remplacée par une personne du groupe démographique j. Il y a sélection sexuelle lorsque les coefficients diffèrent selon le sexe pour une catégorie donnée d'âge.

Ce test peut ne pas détecter la présence d'une sélection sexuelle si le sexe influence les dépenses totales du ménage (indirectement par le biais du revenu familial comme l'indique les résultats de Lundberg et Rose, 2002a) ou encore si la mère ou la femme dispose d'une certaine autonomie financière (Thomas, 1990, 1994; Browning *et al.*, 1994) ou de transferts publics (Lundberg *et al.*, 1997).

L'approche de Lundberg et Rose (2002b), qui retient les niveaux de la dépense des ménages plutôt que des parts est une variante de celle de Deaton (1989). Elles estiment par moindres carrés ordinaires (MCO), pour des couples qui sont mariés, l'effet d'avoir un seul garçon plutôt qu'une fille, sur plusieurs catégories de dépenses qui peuvent être associées à des biens publics (habitation, transport), à des dépenses d'investissement dans le capital humain (services de santé et d'éducation, loisirs) et à une partie du « surplus familial » qui pourrait être plus appropriée aux épouses (soins personnels, bijoux et montres). Outre la variable dichotomique pour le sexe des enfants, les variables de contrôle sont l'âge des parents, leur niveau d'éducation, le revenu familial et le revenu familial au carré[31].

Les résultats présentés aux tableaux 5 et 6 reposent sur la spécification suivante :

$$X_i = \alpha + \beta\, sexe + \delta\, \hat{a}ges + \theta\, consommation + \lambda\, consommation^2 + \varepsilon$$

où X est la catégorie i de la dépense des familles, α est un terme constant, *sexe* est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 si l'enfant est un garçon et 0 autrement, *âges* sont des variables mesurant l'âge de l'homme et de la femme (ou du parent dans les familles monoparentales) ainsi que l'âge de l'enfant, la variable *consommation* mesure les dépenses totales de consommation de la famille, $consommation^2$ est la consommation au carré, ε est un terme d'erreur et les autres termes sont des coefficients à estimer[32]. Les estimations sont faites par MCO et tiennent compte de l'hétérocédasticité (erreurs robustes). Pour le logement une estimation supplémentaire est réalisée, soit une estimation logistique de la probabilité d'être propriétaire plutôt que locataire.

4.2 *Résultats*

Le tableau 5 présente les résultats de l'effet (en dollars) de la variable *sexe* des enfants (uniquement, les autres paramètres estimés ont moins d'intérêt) sur les catégories de la dépense de consommation pour les familles avec un enfant (les

---

31. Les auteurs affirment que leurs résultats concernant la variable de sexe sont similaires avec ou sans variables de contrôle.

32. Des variables supplémentaires tiennent compte de la région de résidence du ménage (provinces Atlantiques, Québec, Ontario, Manitoba et Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique). Dans le cas des familles monoparentales s'ajoute une variable dichotomique pour le sexe du parent isolé. L'EDM ne fournit pas d'information sur le niveau d'études du ou des parents. Les résultats sont similaires lorsque la consommation est remplacée par le revenu alors que l'ajustement statistique (R^2) des estimations est en général inférieur avec le revenu.

effets significatifs au plan statistique sont en gras). Dans le cas des familles biparentales, les résultats sont aussi présentés avec deux sous-échantillons, selon qu'elles sont sous ou au-dessus du revenu médian[33]. *A priori*, si une certaine discrimination ou sélection s'exerce en faveur des garçons par rapport aux filles dans la structure des dépenses de consommation, on s'attend à ce que ces effets (mesuré par le coefficient associée à la variable *sexe*) se manifestent pour les postes suivants : alimentation (+, pour une raison anthropométrique), logement et ameublement (+, offrir plus d'espaces avec aménagement et meubles), transport (+, plus d'activités et de sorties en famille, accès à des activités de différents types), soins de santé (+, dans la mesure où les garçons sont plus téméraires dans leurs activités et sujets à plus de blessures ou d'accidents), loisirs (+, encourager les activités sportives, plus d'activités familiales), éducation (+, investissement dans le capital humain) et les produits du tabac et alcoolisés (-, les seuls produits typiquement adultes dans cette enquête, exemples de comportements prudentiels).

Il n'y a que trois catégories agrégées des dépenses des familles (biparentales et monoparentales) où l'on constate un effet, significatif au plan statistique, associé au sexe de l'enfant : l'alimentation, les dépenses en loisirs et, de façon plus étonnante, les dépenses d'éducation (effet négatif et relativement important compte tenu du niveau modeste de ces dépenses en moyenne). Le résultat pour l'éducation est d'autant plus curieux que les garçons semblent réussir en moyenne moins bien à l'école que les filles. C'est le sous-poste droits de scolarité qui conduit au résultat de la catégorie agrégée. On peut à l'égard des droits de scolarité souligner que, d'une part les échantillons excluent les enfants de 18 ou plus pour lesquels les familles sont plus susceptibles de payer des frais car ceux-ci sont aux études postsecondaires; et, d'autre part, qu'au Canada (sauf au Québec[34]) il n'y a pas une tradition d'écoles privées subventionnées par l'État. En revanche, les parents semblent favoriser pour leur garçon les activités de loisir et notamment celles qui se pratiquent à l'extérieur du foyer familial.

33. Une spécification alternative a examiné, outre l'effet du sexe de l'enfant celui d'une variable croisée sexe et revenu familial supérieure à la médiane. Ces derniers effets sont en général semblables à ceux obtenus au tableau 5.

34. Le coefficient du Québec est positif et significatif (ce résultat n'est pas présenté ici).

TABLEAU 5

EFFET MARGINAL SUR LA DÉPENSE EN DOLLARS (STATISTIQUE *t*) D'AVOIR UN GARÇON PLUTÔT QU'UNE FILLE SELON LE TYPE DE FAMILLE ET LES CATÉGORIES DE LA DÉPENSE, PROVINCES CANADIENNES, 1997 ET 1998[1,2]

CATÉGORIES DE DÉPENSE	FAMILLES BIPARENTALES SELON LE REVENU MÉDIAN						PARENTS ISOLÉS	
	Toutes		Sous le revenu médian		Au-dessus du revenu médian		Tous	
Consommation totale[3]	237	(0,33)	-624	(0,75)	1 256	(1,09)	1 072	(1,50)
Alimentation	**205**	**(1,71)**	59	(0,39)	**374**	**(2,19)**	**343**	**(2,55)**
Aliments achetés au magasin	**237**	**(2,52)**	37	(0,29)	**439**	**(3,22)**	**340**	**(2,96)**
Aliments achetés au restaurant	-39	(0,52)	24	(0,25)	-80	(0,72)	-1	(0,00)
Logement	-232	(0,70)	289	(0,80)	-806	(1,53)	-234	(0,70)
Résidence principale	-154	(0,46)	247	(0,68)	-610	(1,15)	-140	(0,42)
Logement loué (si > 0 $)	312	(0,89)	**807**	**(2,46)**	-1 028	(1,19)	-58	(0,25)
Logement en propriété (si > 0 $)	-615	(1,51)	-77	(0,15)	**-1 025**	**(1,83)**	-365	(0,45)
Propriétaire versus locataire[4]	0,01	(0,41)	0,05	(1,01)	**0,04**	**(1,72)**	-0,08	(1,61)
Entretien ménager	-92	(0,79)	-77	(0,67)	-93	(0,57)	**-374**	**(2,73)**
Ameublement et équipement ménagers	-62	(0,49)	-40	(0,40)	-104	(0,43)	100	(0,56)
Ameublement ménager	-32	(0,33)	41	(0,65)	-122	(0,66)	-45	(0,91)
Équipement ménager	-30	(0,43)	-82	(1,11)	22	(0,19)	-14	(0,21)
Habillement	-90	(0,94)	-126	(1,47)	-58	(0,34)	105	(1,16)

TABLEAU 5 (suite)

CATÉGORIES DE DÉPENSE	FAMILLES BIPARENTALES SELON LE REVENU MÉDIAN						PARENTS ISOLÉS	
	Toutes		Sous le revenu médian		Au-dessus du revenu médian		Tous	
Transport	46	(0,13)	-499	(1,28)	620	(1,06)	-243	(0,91)
Transport privé	117	(0,32)	-474	(1,17)	724	(1,25)	-274	(0,98)
Utilisation automobile/camion	142	(1,16)	173	(1,21)	108	(0,56)	-73	(0,64)
Transport public	-72	(1,18)	-25	(0,29)	-104	(1,26)	30	(0,48)
Primes d'assurance pour véhicules	-5	(0,12)	26	(0,60)	-31	(0,45)	-40	(1,06)
Soins de santé	49	(0,73)	129	(1,43)	-31	(0,31)	-50	(0,54)
Frais directs de soins de santé	-53	(0,92)	18	(0,23)	-123	(1,59)	4	(0,05)
Médicaments/produits assimilés	8	(0,23)	30	(0,51)	-19	(0,61)	-7	(0,38)
Soins dentaires	-16	(0,61)	7	(0,21)	-35	(0,81)	-58	(1,56)
Primes d'assurance-maladie et médicaments	**102**	**(2,92)**	**111**	**(2,86)**	**92**	**(1,64)**	-52	(1,58)
Soins personnels	-14	(0,70)	-22	(1,01)	-7	(0,21)	24	(0,63)
Loisirs	**234**	**(1,65)**	**335**	**(2,47)**	163	(0,88)	**402**	**(3,65)**
Matériel de loisirs et services connexes	**133**	**(1,84)**	128	(1,59)	139	(1,16)	**228**	**(3,39)**
Matériel de sport et d'athlétisme	**53**	**(3,16)**	30	(1,43)	**78**	**(2,97)**	**59**	**(3,19)**
Matériel/services divertissements maison	**-114**	**(2,18)**	-34	(0,69)	**-199**	**(2,19)**	**84**	**(1,74)**
Services de loisirs	-45	(0,85)	**-99**	**(2,08)**	4	(0,05)	46	(0,79)
Utilisation d'établissements récréatifs	33	(1,20)	**64**	**(2,57)**	7	(0,14)	-1	(0,04)
Matériel de lectures et autres imprimés	-8	(0,52)	-17	(1,19)	1	(0,04)	-9	(0,51)

TABLEAU 5 (suite)

CATÉGORIES DE DÉPENSE	FAMILLES BIPARENTALES SELON LE REVENU MÉDIAN						PARENTS ISOLÉS	
	Toutes		Sous le revenu médian		Au-dessus du revenu médian		Tous	
Éducation (fournitures, manuels, frais)	**-216**	**(2,19)**	-142	(1,21)	**-291**	**(1,87)**	-80	(0,68)
Droits de scolarité	**-163**	**(1,87)**	-161	(1,53)	-172	(1,26)	-6	(0,06)
Produits du tabac et boissons alcoolisées	-58	(0,73)	-45	(0,50)	159	(1,40)	-12	(0,14)
Produits de tabac et articles fumeurs	46	(0,82)	-16	(0,22)	101	(1,18)	-17	(0,24)
Boissons alcoolisés	11	(0,26)	-28	(0,46)	59	(0,91)	5	(0,10)
Autres dépenses								
Jeux de hasard (net)	5	(0,15)	27	(0,87)	-13	(0,22)	-20	(1,19)
Dons en argent et contributions	195	(1,31)	152	(1,05)	228	(0,89)	-130	(0,64)

NOTE : 1. Les exclusions suivantes sont appliquées : couples avec un ou des enfants de 18 ans et plus, vivant dans un des trois territoires du Canada et avec un revenu familial inférieur à 11 000 $ et supérieur à 160 000 $ dans le cas des couples avec un seul enfant; inférieur à 9 000 $ dans le cas des familles monoparentales.

2. À moins d'indication contraire, toutes les estimations sont faites par moindres carrés ordinaires et sont pondérés; l'estimateur Huber/White/Sandwich de la variance est utilisé. Les effets significatifs au seuil de 10 % ou moins sont indiqués en gras.

3. Dans cette estimation, le revenu familial total et le revenu familial au carré sont des variables explicatives.

4. Estimation logistique (Probit) et statistique-z. Les probabilités observées d'être propriétaires de son logement sont : pour les familles biparentales respectivement de 77 %, 62 % et 88 %; pour les familles monoparentales de 32 %.

SOURCE : Estimations de l'auteur à partir des microdonnées de l'EDM de 1997 et de 1998.

Parmi l'ensemble des sous-catégories de dépenses, il y a selon les échantillons quelques différences significatives qui sont associées au sexe de l'enfant, mais peu de tendances systématiques. Pour l'alimentation, il n'y a rien d'étonnant que les dépenses soient plus élevées lorsque des garçons sont présents. Ce qui apparaît, c'est qu'on dépense plus pour les aliments achetés en magasin, suggérant que ces familles valorisent peut-être plus les repas en famille. Pour la principale dépense à caractère collectif, les familles locataires sous le revenu médian, avec un garçon, dépensent plus (environ 10 %) que celles avec une fille, mais on observe le contraire pour les familles propriétaires au-dessus du revenu médian (environ 10 % de moins). En revanche, les familles au-dessus du revenu médian seront plus propriétaires de leur logement si elles ont un garçon (le fait d'avoir une fille, réduirait de 4 % la probabilité d'être propriétaire de son logement). Sous les catégories entretien ménager et ameublement et équipement ménagers, il n'y a pas d'effets liés au sexe de l'enfant. Pour le transport, la présence de garçons par rapport aux filles n'entraînent pas de différences significatives dans les dépenses, dans l'ensemble on ne semble pas voyager différemment[35]. Les familles biparentales avec un garçon dépensent moins pour l'habillement, mais les variables ne sont pas significatives. Dans le cas des diverses dépenses en soins de santé, les contributions d'assurance sont sensiblement plus élevées pour les garçons, ce qui peut dénoter un comportement de prudence compte tenu que les garçons peuvent avoir en moyenne des comportements plus à risque d'accidents; bien que par les autres dépenses de santé ils ne semblent pas plus « malades »[36]. Pour la catégorie des produits alcoolisés et du tabac, les résultats suggèrent que les parents ne modifient pas leurs dépenses en présence d'un garçon. Dans les catégories des dépenses diverses (jeux de hasard, dons en argent et contributions), on n'obtient pas d'effets significatifs associés aux garçons.

Il est difficile dans cette enquête d'identifier des catégories de dépenses plus féminines (le poste vêtements pour femmes est confondu avec celui de vêtements pour filles et vêtements en cadeaux, de même celui des vêtements pour hommes est confondu avec les vêtements de garçons) ou d'interpréter les postes tels que les services d'entretien ménager, les soins personnels de santé et les services de soins personnels comme des dépenses qui permettent de capter un effet des garçons sur le partage du « surplus » familial (sous l'hypothèse de Lundberg et Rose, 2002b que le fait d'avoir un garçon tend à augmenter le surplus familial). Le poste des dépenses de soins personnels[37] (où il y a effet négatif et non significatif) peut à la rigueur donner une indication, mais la dépense totale moyenne à ce poste est très modeste.

---

35. La prime d'assurance automobile pour les garçons est plus élevée, mais compte tenu de l'âge des enfants dans les échantillons, peu sont probablement des conducteurs.

36. On peut relever que les dépenses pour soins dentaires ne sont pas significatives, ce qui pourrait refléter un attribut physique considéré par les parents moins important que pour les filles.

37. Les dépenses en entretien ménager ainsi que celles en ameublement et équipement ménagers sont négatives et non significatives.

Le même exercice d'estimation a été réalisé pour des familles qui ont deux enfants. Le tableau 6 présente les effets marginaux sur les diverses dépenses des familles biparentales qui ont deux garçons par rapport à celles qui ont deux filles ainsi que la consommation moyenne en dollars selon les catégories de la dépense. Pour les catégories agrégées, il n'y a que deux effets significatifs : l'habillement (on dépense 381 $ de moins, soit un peu plus de 10 % de la dépense totale en vêtements) et l'éducation (on dépense 198 $ de moins que pour deux filles, soit en moyenne 30 % de moins). En général les signes des variables de dépenses désagrégées sont les mêmes que pour le cas des familles avec un enfant et ne sont pas significatives au plan statistique sauf pour les mêmes qu'on retrouve sous la catégorie loisir.

TABLEAU 6

EFFET MARGINAL SUR LA DÉPENSE EN DOLLARS DES FAMILLES BIPARENTALES QUI ONT DEUX FILS PLUTÔT QUE DEUX FILLES SELON LES CATÉGORIES DE LA DÉPENSE, PROVINCES CANADIENNES, 1997 ET 1998[1,2]

CATÉGORIES DE DÉPENSES	EFFET MARGINAL EN $ (statistique *t*)		DÉPENSE MOYENNE EN $ (écart-type)	
Consommation totale[3]	787	(0,90)	45 248	(17 976)
Alimentation	19	(0,13)	7 439	(2 531)
Aliments achetés au magasin	-1	(0,00)	6 056	(1 932)
Aliments achetés au restaurant	48	(0,57)	1 346	(1 356)
Logement	552	(1,28)	13 405	(7 873)
Résidence principale	501	(1,15)	12 916	(7 691)
Logement loué (> 0 $)	-346	(0,77)	6 655	(3 187)
Logement en propriété (> 0 $)	639	(1,28)	11 631	(7 817)
Propriétaire versus locataire[4]	-0,00	(0,07)	82 %	
Entretien ménager	-141	(0,99)	3 511	(2 679)
Communications	**-90**	**(1,81)**	1 044	(758)
Ameublement et équipement ménager	-139	(1,21)	1 673	(1 862)
Ameublement et équipement ménagers	-46	(0,61)	733	(1 227)
Appareils ménagers	-61	(1,01)	811	(915)
Habillement	**-381**	**(3,29)**	2 904	(2 075)
Transport	311	(0,78)	7 409	(7 479)
Transport privé	476	(1,18)	6 949	(7 356)
Utilisation automobile/camion	142	(1,13)	2 380	(6 723)
Transport public	**-165**	**(2,42)**	460	(1 020)
Primes d'assurance pour véhicules	7	(0,17)	975	(702)

TABLEAU 6 (suite)

CATÉGORIES DE DÉPENSES	EFFET MARGINAL EN $ (statistique *t*)		DÉPENSE MOYENNE EN $ (écart-type)	
Soins de santé	-99	(1,05)	1 374	(1 408)
Frais directs	-71	(0,84)	968	(1 186)
Médicaments/produits assimilés	28	(0,75)	312	(496)
Soins dentaires	-63	(0,98)	346	(843)
Primes d'assurance-maladie et médicaments	-28	(0,67)	406	(689)
Soins personnels	-33	(0,91)	891	(582)
Loisirs	150	(0,66)	4 113	(3 925)
Matériel de loisirs et services connexes	**272**	**(2,73)**	1 549	(1 620)
Matériel de sport et d'athlétisme	**85**	**(3,26)**	237	(455)
Matériel/services divertissement foyer	9	(0,19)	646	(711)
Services de loisir	-12	(0,14)	1 252	(1 388)
Utilisation d'établissements récréatifs	73	(1,59)	415	(700)
Matériel de lecture et autres imprimés	14	(0,77)	308	(325)
Éducation (fournitures, manuels, frais)	**-198**	**(2,78)**	641	(1 173)
Droits de scolarité	-62	(1,11)	276	(886)
Produits de tabac et boissons alcoolisées	59	(0,71)	1 211	(1 308)
Produits de tabac et articles fumeurs	35	(0,61)	562	(902)
Boissons alcoolisées	24	(0,41)	649	(867)
Autres dépenses				
Jeux de hasard (net)	23	(0,82)	196	(459)
Dons en argent et contributions	-20	(0,18)	712	(1 624)

NOTE : 1. Les exclusions suivantes ont été appliquées : couples avec un ou des enfants de 18 ans et plus, vivant dans un des trois territoires du Canada et avec un revenu familial inférieur à 12 000 $ et supérieur à 160 000 $.

2. À moins d'indication contraire, toutes les estimations sont faites par moindres carrés ordinaires (MCO) et pondérés; l'estimateur Huber/White/Sandwich de la variance. Les effets significatifs au seuil de 10 % ou moins sont indiqués en gras.

3. Dans cette estimation le revenu familial total et le revenu familial au carré sont des variables explicatives.

4. Estimation logistique (Probit) et statistique-z. La probabilité observée d'être propriétaire de son logement est de 82 %.

SOURCE : Estimations de l'auteur à partir des microdonnées des fichiers publics des enquêtes de 1997 et de 1998 de Statistique Canada sur les dépenses des ménages.

Conclusion

Cette analyse a examiné la composition des dépenses de consommation des familles, ayant un enfant ou deux enfants de moins de 18 ans seulement et du même sexe, afin de voir si celles-ci se comportaient différemment selon le genre du ou des enfants. Cette préoccupation s'inscrit dans le courant des travaux de recherche examinant l'influence du « genre » sur l'allocation intrafamiliale des ressources et les choix de vie familiale. En se concentrant sur les dépenses de consommation des familles qui ont seulement un ou deux enfants du même sexe – on suppose ici que le sexe de celui-ci est le résultat d'un phénomène aléatoire pour les parents – l'analyse met en lumière les comportements et les préférences implicites à l'égard d'un garçon ou d'une fille pour un groupe autosélectionné de familles, les ménages vivant en couple avec un ou deux enfants de 0-17 ans (ainsi que des familles monoparentales dans une situation similaire). L'analyse a dû composer avec les limites des fichiers publics disponibles des microdonnées : le sexe des enfants âgés de 18 ou plus n'est pas donné ni non plus le lien biologique qui unit enfant et parent ou la nature du lien conjugal entre les parents; le sexe des enfants n'est indiqué que pour deux années (1997 et 1998) de cette enquête; les catégories des dépenses de consommation sont relativement agrégées et peuvent être entachées d'erreurs de mesure[38].

Les résultats qui sont basés sur un cadre d'analyse très simple et des estimations de forme réduite ne suggèrent pas que les familles canadiennes dans leurs dépenses de consommation font une part plus large aux garçons qu'aux filles, malgré que pour un nombre très limité de catégories ou de sous-catégories de dépenses l'effet du sexe de l'enfant soit significatif. Les limites de la banque de données ont été soulignées plus haut. Une approche d'analyse plus complexe consisterait à estimer des courbes d'Engel non paramétriques et à tenir compte de l'endogénéité des dépenses totales (qui sont potentiellement déterminées simultanément avec les parts de la dépense) selon la suggestion de Blundell *et al.* (1998). Par ailleurs, il est maintenant largement reconnu que le cadre d'analyse le plus approprié pour étudier les comportements des familles est le cadre « collectif » où les deux membres du ménage ayant potentiellement des préférences différentes prennent des décisions conjointement concernant leur offre de travail et leur consommation. Utiliser ce cadre d'analyse pour prendre en considération les effets du sexe des enfants sur les gains de la vie familiale et les investissements tangibles et intangibles faits par les hommes et les femmes serait un défi. Car les processus d'opération des familles, comment et quelles décisions prennent les hommes et les femmes en matière familiale, ont des implications économiques et sociales de long terme importantes.

---

38. Lundberg et Rose (2002b) utilisent les microdonnées du « *Consumer Expenditure Survey* » pour les années 1995 à 1998. La conduite de cette enquête diffère de celle de l'EDM dans la mesure où chaque trimestre environ 1 500 ménages sont ajoutés à l'échantillon et sont suivis pendant quatre trimestres consécutifs et interviewés sur leurs dépenses des trois derniers mois. L'EDM est administrée auprès d'un échantillon représentatif de ménages qui rapportent leurs dépenses annuelles.

BIBLIOGRAPHIE

ADERSSON, G. et G. WOLDEMICAEL (2001), « Sex Composition of Children as a Determinant of Marriage Disruption and Marriage Formation: Evidence from Swedish Register Data », *Journal of Production Research*, 18(1) : 143-153.

ARNOLD, F., S. KISHOR et T. ROY (2002), « Sex-Selective Abortions in India », *Population and Development Review*, 28 : 759-785.

ASHTON, B., K. HILL, A. PIAZZA et R. ZEITZ (1984), « Famine in China 1958-1961 », *Population and Development Review*, 10 : 613-646.

BARNETT, R. et G. BARUCH (1987), « Determinants of Fathers' Participation in Family Work », *Journal of Marriage and the Family*, 49 : 29-40.

BARUCH, G. et R. BARNETT (1986), « Consequence of Fathers' Participation in Family Work: Parent' Role Strain and Well-being », *Journal of Personality and Social Psychology*, 51 : 983-992.

BEHRMAN, J. (1992), « Intrahousehold Allocation of Nutrients and Gender Effects: A Survey of Structural and Reduced Form Estimates », sous la direction de S.R. OSMANI, *Nutrition and Poverty*, Oxford University Press, Oxford, p. 287-320.

BEHRMAN, J. (1997), « Intrahousehold Distribution and the Family », sous la direction de M. ROSENZWEIG et O. STARK, *Handbook of Population and Family Economics*, North-Holland, Amsterdam, Vol. 1A, p.125-187.

BEHRMAN, J., R.A. POLLAK et P. TAUBMAN (1986), « Do Parents Favor Boys? », *International Economic Review*, 27(1) : 33-54.

BEISE, J. et E. VOLAND (2002), « Opposite Effects of Maternal and Parental Grandmothers on Infant Survival in Historical Krummhörn », *Behavioral Ecology and Sociobiology*, 52(6) : 435-443.

BERGSTROM, T. C. (1997), « A Survey of Theories of the Family », sous la direction de M. ROSENZWEIG et O. STARK, *Handbook of Population and Family Economics*, North-Holland, Amsterdam, Vol. 1A, p. 21-79.

BLAU, F., M. FERBER et A. WINKLER (1997), *The Economics of Women, Men and Work*, 3e édition, Englewood Cliffs, Prentice-Hall, NJ.

BLAU, F. et L. KAHN (2000), « Gender Differences in Pay », *Journal of Economic Perspectives*, 14(4) : 75-100.

BLUNDELL, R., A. DUNCAN et K. PENDAKUR (1998), « Semiparametric Estimation and Consumer Demand », *Journal of Applied Econometrics*, 13(5) : 435-461.

BROWNING, M., F. BOURGUIGNON, P.-A. CHIAPPORI et V. LECHENE (1994), « Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation », *Journal of Political Economy*, 102(6) : 1 067-1 096.

BRYANT, W. K. et C. D. ZICK (1996), « An Examination of Parent-child Shared Time », *Journal of Marriage and the Family,* 58 : 227-237.

CASE, A., I-F. LIN et S. MCLANAHAN (1999), « Household Resource Allocation in Stepfamilies: Darwin Reflects on the Plight of Cinderella », *American Economic Review Papers and Proceedings* 89(2) : 234-238.

CASE, A., I-F. LIN, et S. MCLANAHAN, (2001a), « Educational Attainment in Blended Families », *Evolution and Human Behavior*, 22(4) : 269-289.

CASE, A., I-F. LIN, et S. MCLANAHAN (2001b), « How Hungry is the Selfish Gene? Evidence from Two Cultures », *Economic Journal*, 110 : 781-804.

CASE, A. et C. PAXSON (2001), « Mothers and Others: Who Invests in Children's Health? », *Journal of Health Economics*, 20(3) : 301-328.

COX, M., B. PALEY, M. BURCHINAL et D. PAYNE (1999), « Marital Perceptions and Interactions Across Transition to Parenthood », *Journal of Marriage and the Family,* 61 : 611-625.

CROUTER, A. C. et A. H. CROWLEY (1990), « School-age Children's Time Alone with Fathers in Single- and Dual-earner Families: Implication for the Father-child Relationship », *Journal of Early Adolescence*, 10 : 296-312.

DAHL, G. et E. MORETTI (2003), « The Demand for Sons: Evidence from Divorce, Fertility, and Shotgun Marriage », Document de travail, University of Rochester et UCLA.

DEOLALIKAR, A. et E. ROSE, (1998), « Gender and Savings in Rural India », *Journal of Population Economics*, 11 (4) : 454-470.

DEATON, A. (1987), « The Allocation of Goods within the Household: Adults, Children, and Gender », *Living Standards Measurement Study*, working paper no. 39, Washington, DC.

DEATON, A. (1989), « Looking for Boy-Girl Discrimination in Household Expenditure Data », *World Bank Economic Review*, 3 : 1-15.

DELEIRE T. et A. KALIL (2002), « How Do Cohabiting Couples With Children Spend Their Money? », présenté à the Conference 'Family Investments in Children's Potential Resources and Behaviors that Promote Children's Success,' Northwestern University /University of Chicago Joint Center for Poverty Research, http://www.jcpr.org/conferences/

GARG, A. et J. MORDUCH (1998), « Sibling Rivalry and the Gender Gap: Evidence from Child Health Outcomes in Ghana », *Population Economics*, 11 (4) : 471-493.

HADDAD, L, et T. REARDON (1993), « Gender Bias in the Allocation of Resources Within Households in Burkina Faso: A Disaggregated Outlay Equivalent Analysis », *Journal of Developmental Studies*, 29 : 260-276.

HARRIS, K. et P. MORGAN (1991), « Fathers, Sons, and Daughters: Differential Parental Involvement in Parenting », *Journal of Marriage and the Family*, 53 : 146-157.

HAUGHTON, J. et D. HAUGHTON (1998), « Are Simple Tests of Son Preferences Useful? An Evaluation Using Data from Vietnam », *Journal of Population Economics*, 11 (4) : 453-470.

HAVEMAN. R. et B. WOLFE (1994), *Succeeding Generations: On the Effects of Investments in Children*, Russell Sage Foundation, New York.

HAVEMAN. R. et B. WOLFE (1995), « The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings », *Journal of Economic Literature*, 23 : 1 829-1 878.

HODDINOTT, J., H. ALDERMAN et L. HADDAD (1998), *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Methods, Models and Policy*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.

KATZEV, A., R. WARNER et A. ACOCK (1994), « Girls or Boys? Relationship of Child Gender to Marital Instability », *Journal of Marriage and the Family*, 56 : 89-100.

KLASEN, S. et C. WINK (2002), « A Turning Point in Gender Bias in Mortality? An Update on the Number of Missing Women », *Population and Development Review*, 28(2) : 285-312.

KOOREMAN, P. (2000), « The Labeling Effect of a Child Benefit System », *American Economic Review*, 90(3) : 571-583.

LAMB, M. (1996), « The Development of Father-infant Relationships », sous la direction de M. LAMB, *The Role of the Father in the Child Development*, Wiley, New York, p. 459-488.

LAMB, M., E. PLECK et J. LEVINE (1987), « Effects of Increased Paternal Involvement on Fathers and Mothers », sous la direction de C. LEWIS et M. O'BRIEN, *Reassessing Fatherhood: New Observations on Fathers and the Modern Family*, Sage, Beverly Hills, Ca, p. 109-125.

LEFEBVRE, P. et P. MERRIGAN (1999), « Comportements d'utilisation du temps non marchand des familles au Canada et au Québec : une modélisation sur les microdonnées du budget-temps de 1986 et 1992 », *L'Actualité économique : Revue d'analyse économique*, 75(4) : 625-663.

LI, G. (2003), « The Impact of the One-Child Policy on Child Well-Being and Gender Differential », Center for Research on Families, University of Washington.

LUNDBERG, S, S. MCLANAHAN et E. Rose (2003) « Child Gender and Father Involvement in Fragile Families », Texte préliminaire, Princeton et University of Washington.

LUNDBERG, S. et R. POLLAK, (1993), « Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, 101(6) : 988-1 010.

LUNDBERG, S. et R. POLLAK, (1996), « Bargaining and Distribution in Marriage », *Journal of Economic Perspectives*, 10(4) : 139-158.

LUNDBERG, S et R. POLLAK (2001), « Bargaining and Distribution in Families », sous la direction de A. THORNTON, *The Well-Being of Children and Families: Research and Data Need*s, University of Michigan Press, p. 314-338.

LUNDBERG, S., R. POLLAK et T. WALES (1997), « Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the U.K. Child Benefit », *Journal of Human Resources*, 32(3) : 463-480.

LUNDBERG, S. et E. ROSE (2000), « Parenthood and the Earnings of Married Men and Women », *Labour Economics,* 7(1) : 689-710.

LUNDBERG, S. et E. ROSE (2002a), « The Effect of Sons and Daughters on Men's Labor Supply and Wages », *Review of Economics and Statistics,* 87(2) : 251-268.

LUNDBERG, S. et E. ROSE (2002b), « Investments in Sons and Daughters: Evidence from the Consumer Expenditure Survey », présenté à la conférence 'Family Investments in Children's Potential Resources and Behaviors that Promote Children's Success,' Northwestern University/University of Chicago Joint Center for Poverty Research http://www.jcpr.org/conferences/. À paraître dans, *Family Investments in Children: Ressources and Behaviors that Promote Success*, sous la direction de A. KALIL et T. DELEIRE, Erlbaum.

LUNDBERG, S. et E. ROSE (2003), « Child Gender and the Transition to Marriage », *Demography*, 40(3) : 333-349.

MCLANAHAN, S. et G. SANDEHUR (1994), *Growing Up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*, Harvard University Press, Cambridge.

MARCOUX, A. (2002), « Sex Differentials in Undernutrition: A Look at Survey Evidence », *Population Development Review*, 28(2) : 275-284.

MIZELL, C. et L. STEELMAN (2000), « All my Children: The Consequences of Sibling Group Characteristics on the Marital Happiness of Young Mothers », *Journal of Family Issues*, 21(7) : 858-887.

MORGAN, S, D. LYE et G. CONDRON (1988), « Sons, Daughters and the Risk of Marital Disruption », *American Journal of Sociology*, 94(1) : 110-129.

MOTT, F. (1991), « Developmental Effects of Infant Care: The Mediating Role of Gender and Health », *Journal of Social Issues*, 47(2) : 139-158.

MOTT, F. (1994), « Sons, Daughters and Father's Absence Differentials in Father-Leaving, Probabilities and In-Home Environments », *Journal of Family Issues*, 21(7) : 858-887.

POLLARD, M. et P. MORGAN (2002), « Do Parents of Girls Really Have a Higher Risk of Divorce? », présenté à la rencontre de 2002 Population Association of America, Atlanta.

POLLARD, M. et P. MORGAN (2003), « Emerging Gender Indifference: Sex Composition of Children and the Third Birth », *American Sociological Review* (sous presse).

QUISUMBING, A. et J. MALUCCIO (2000), « Intrahousehold Allocation and Gender Relations: New Empirical Evidence from Four Developing Countries », discussion paper, no. 84, Washington : International Food Policy Research Institute.

RAO, V. (1993), « The Rising Price of Husbands: A Hedonic Analysis of Dowry Increases in Rural India », *Journal of Political Economy*, 101(5) : 666-677.

ROSENZWEIG, M. et T. P. SCHULTZ (1982), « Market Opportunities, Genetic Endowments and the Intrafamily Distribution of Resources: Child Survival in Rural India », *American Economic Review*, 72(4) : 803-815.

ROSENZWEIG, M. et K. WOLPIN, (2000). « Natural 'Natural Experiments' in Economics », *Journal of Economics Literature*, 38(4) : 827-874.

SCHULTZ, T. P. (1990), « Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility », *Journal of Human Resources*, 25(4) : 599-634.

SCHULTZ, T. P. (1997), « Demand for Children in Low Income Countries », sous la direction de M. ROSENZWEIG et O. STARK, *Handbook of Population and Family Economics*, Amsterdam, North Holland, vol 1A, p. 349-430.

SCHULTZ, T. P. (2001), « Women's Roles in the Agricultural Household: Bargaining and Human Capital Investments », sous la direction de B. GARDNER et G. RAUSSER, *Handbook of Agricultural Economics*, Volume 1A, Amsterdam, North Holland.

SEN, A. (1990), « More Than 100 Million Women are Missing », *New York Review of Books*, 37 : 61-66.

SUBRAMNIAN, R. (1996), « Gender-Bias in India: the Importance of Household Fixed-Effects », *Oxford Economic Papers*, 48(2) : 280-299.

SUBRAMANIAN, S. et A. DEATON (1990), « Gender Effects in Indian Consumption Patterns », discussion paper 147, Research Program in Development Studies, Princeton University.

STRAUSS, J. et D. THOMAS, (1995), « Human Resources: Empirical Models of Household Decisions », sous la direction de J. BEHRMAN, J. et T. SRINIVASAN, *Handbook of Development Economic*s, Amsterdam, North Holland, Volume IIIA, p. 1 885-2 023.

SVEDBERG, P. (1990), « Undernutrition in Sub-Saharan Africa: Is there a Gender-Bias? », *Journal of Development Studies*, 26 : 469-486.

TAUBMAN, P. (1991), « Discrimination within the Family: The Treatment of Daughters and Sons », sous la direction de E. HOFFMAN, *Essays on the Economics of Discrimination*, The Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, p. 25-42.

TEACHMAN, J. et P. SCHOLLAERT (1989), « Gender of Children and Birth Timing », *Demography*, 26(3) : 411-424.

THOMAS, D. (1990), « Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach », *Journal of Human Resources*, 25(4) : 635-664.

THOMAS, D. (1994), « Like Father, Like Son or Like Mother, Like Daughter: Parental Education and Child Health », *Journal of Human Resource*s, 29(4) : 50-89.

THOMAS, D., J. STRAUSS et M. HENRIQUES (1990), « Child Survival, Height for Age and Household Characteristics in Brazil », *Journal of Development Economic*s (33) : 197-234.

THOMAS, D., J. STRAUSS et M. HENRIQUES (1991), « How Does Mother's Education Affect Child Height? », *Journal of Human Resources*, 26(2) : 183-211.

WARD-BATTS, J. (2000), « Out of the Wallet and Into the Purse: Modeling Family Expenditures to Test Income Pooling », rapport no 01-466, Population Studies Center, University of Michigan.

YEUNG, W, J. SANDBERG, P. DAVIS-KEAN, et S. HOFFERTH (2001) « Children's Time with Fathers in Intact Families », *Journal of Marriage and the Family*, 63 : 136-154.