

MAÎTRISE EN SCIENCES ECONOMIQUES

Participation des femmes au marché du
travail canadien. Estimation des fonctions
d'offre de travail selon le statut d'immigrant

Sonia Inés Gontero

Avril 2006

Directeur : PhD. Brahim Boudarbat

Département des Sciences Économiques
Université de Montréal

Résumé

L'objectif de cette étude est d'analyser les caractéristiques de la participation sur le marché de travail et de l'offre de travail des femmes mariées immigrantes et non immigrantes au Canada. L'étude s'appuie sur les hypothèses du modèle statique standard d'offre de travail qui découle de la théorie néoclassique de choix du consommateur. À l'aide des données du Recensement 2001, nous estimons les équations de participation, de salaire et d'offre de travail. Nous suivons la procédure de Heckman d'estimation par étapes dans le but de corriger la présence potentielle de biais de sélection. En accord avec des études antérieures, nous trouvons quelques différences substantielles entre les natives et les immigrantes par rapport à leur insertion dans le marché du travail. En outre, le groupe des immigrantes renferme des caractéristiques culturelles hétérogènes qui semblent avoir une influence sur le rôle de la femme dans le ménage et, par conséquent, sur son assignation du temps entre activités de marché et activités domestiques. Ces résultats relèvent l'importance d'une analyse approfondie de groupes ciblés au moment de la mise en place de politiques réussies d'immigration, démographiques et d'emploi.

Mots clés : Immigration, Offre de travail, Salaire, Femmes, Sélection, Canada.

Abstract

The objective of this study is to analyze the labour market participation and the labour supply of married native and immigrant women in Canada. This work is based on the hypothesis of the standard labour supply model from the neoclassic consumer theory. Using data from the 2001 Canadian Census we estimate participation, salary and supply equations. We follow the two stages Heckman's procedure in order to correct for potential selectivity bias. As previous studies, we find some evidence of important differences between native and immigrant women related to their involvements in labor market activities. Further, the last group is a culturally heterogeneous one and this seems to have an influence in the women's role within family and therefore in their time allocation between market and home activities. The findings support the importance of making careful analyses of the target group at the time of carrying out successful immigration, demographics and employment policies.

Keywords : Immigration, Labour Supply, Wage, Women, Selection, Canada.

1 Introduction

Plusieurs études ont documenté la forte augmentation de la participation des femmes au marché de travail canadien au cours des dernières années (Chaycowsky et Powel, 1999 ; Hughes, 1999 ; Sunter, 2001). On s'accorde également sur le fait que la décision de travailler et celle concernant le nombre d'heures allouées au travail comportent certaines caractéristiques particulières chez les femmes mariées, notamment le fait qu'elles sont prises au sein d'un ménage et qu'elles sont intimement liées à la décision d'avoir des enfants. D'autre part, un pourcentage non négligeable des travailleuses canadiennes est formé de femmes immigrantes de diverses origines. En effet, l'immigration est une caractéristique socioéconomique remarquable du Canada, pays qui reçoit environ 250 000 nouveaux immigrants chaque année. À la lumière de ces nouvelles tendances sur le marché du travail, quelques recherches ont mis l'accent sur l'importance d'analyser les déterminants de l'offre de travail des femmes mariées au Canada (Nakamura, Nakamura, et Cullen, 1979 ; Nakamura et Nakamura, 1981 ; Robison et Tomes, 1985 ; et Smith et Stelcner, 1988). Pourtant, l'immigration n'a été que marginalement prise en compte dans ces types de modèles.

Il se peut néanmoins que les natives et les immigrantes fassent face à différentes conditions externes et, par conséquent, que leur décision de participer aux activités du marché soit déterminée par certaines caractéristiques spécifiques à chaque groupe. Par exemple, l'immigration pourrait changer le rôle des femmes dans le ménage, au sens où certaines d'entre elles abandonnent le marché du travail pour prendre soin de leurs enfants lorsqu'il n'est plus possible de compter sur des parents ou des amis, alors que d'autres, qui étaient des travailleuses secondaires dans leurs pays d'origine, deviennent le principal soutien familial en attendant que leurs conjoints trouvent un emploi ou finissent leurs études. Par ailleurs, étant donné l'accroissement de la diversité ethnique qui s'est produit au cours des dernières décennies, il faudrait prendre en compte le fait que la décision de travailler peut dépendre des différences culturelles quant au rôle de la femme dans le ménage.

Dans cette étude, nous nous intéressons à l'insertion des femmes mariées dans le marché du travail du point de vue du statut d'immigrant¹. Les questions de recherche que nous aborderons sont les suivantes : quels sont les principaux points communs et différences entre ces deux groupes ? Quelles sont les variables qui ont un impact significatif sur la décision de travailler ? Quels sont les facteurs qui facilitent ou entravent leur insertion sur ce marché ? Comment les changements dans le salaire influent-ils sur les heures offertes sur

¹Lorsqu'on parle des femmes mariées, on fait ici référence indistinctement au mariage légal ou à l'union libre.

le marché du travail ? Quelles sont les principales caractéristiques selon la région d'origine ?

Pour répondre à ces questions, nous proposons de faire des estimations des équations de participation, de salaire et d'offre de travail, tant pour l'ensemble des femmes que pour les natives du Canada que pour celles qui sont nées à l'étranger. Nous considérons comme modèle de base celui de l'offre de travail qui découle de la théorie néo-classique de choix du consommateur. D'après ce modèle, la fonction d'offre de travail d'un individu dérive de la répartition qu'il fait de son temps entre le travail salarié et le loisir. Ayant pris la décision de travailler, la quantité de temps qu'il attribue aux activités du marché est déterminée par le processus habituel de maximisation d'une fonction d'utilité sujette à certaines contraintes.

Dans l'analyse empirique, nous utilisons la procédure par étapes suggérée par Heckman (1979). Afin de résoudre le problème du biais de sélection, cet auteur a proposé une solution qui considère en première instance la décision de participer au marché du travail et ensuite celle concernant le nombre d'heures que la femme est disposée à offrir sur ce marché. Les données utilisées sont celles du Recensement Canada 2001. Cette banque de données a l'avantage de fournir des renseignements détaillés sur les immigrants, comme leurs compétences linguistiques, leur région d'origine, leur religion, etc.

Les résultats relèvent certaines disparités entre les femmes natives et les immigrantes à l'égard de leur participation au marché du travail. Il y aurait de même des différences liées aux diverses origines des immigrantes. Nous aboutissons à des conclusions intéressantes susceptibles d'être utiles pour orienter les responsables des politiques d'immigration..

Cette recherche est organisée comme suit : les faits stylisés qui soutiennent l'importance du sujet d'étude sont présentés dans la section subséquente. Ensuite, nous passons en revue la littérature concernant les immigrants et le marché de travail et des estimations de l'offre de travail. Dans la quatrième section, nous exposons le modèle économique néoclassique de l'offre de travail, les prolongements qui nous intéressent et les principales hypothèses qui en découlent. La cinquième section est destinée à l'analyse empirique qui est divisée en quatre sous sections : la spécification économétrique du modèle, l'analyse descriptive des données utilisées, les variables considérées et les résultats obtenus. Dans la dernière section, nous discutons les conclusions auxquelles nous avons abouties.

2 Informations pertinentes

L'immigration a toujours été une caractéristique socioéconomique remarquable du Canada. Au cours des quinze dernières années, ce pays a reçu annuellement environ 250000 nouveaux immigrants (voir graphique 1), et en 2001, on estimait que plus de 18 % de la population canadienne était née à l'étranger . Toutefois, le taux de fertilité et le taux de croissance de la population de ce pays ont poursuivi leur tendance décroissante (voir graphique 2)². Le rôle de l'immigration dans la croissance démographique devient de plus en plus grand, selon Statistique Canada " elle apporte actuellement près de 70 % de cette croissance . . .considérablement supérieur à l'apport migratoire de moins de 20 % de 1976 " (CSPC, 2004). De plus, on estime que cet apport devra demeurer le même si le Canada veut maintenir sa population. Des projections pour la période 1991-2036 indiquent qu'à moins qu'il n'y ait une augmentation substantielle de la fertilité, la croissance démographique s'arrêtera complètement, et l'immigration deviendra le seul composant de croissance après l'année 2020 (Beaujout, 1993).

C'est l'une des principales raisons pour lesquelles ce pays poursuit une politique d'immigration active, et on s'y est récemment centré sur des familles déjà constituées plutôt que sur les travailleurs qualifiés. Cependant, l'immigration pourrait changer les rôles dans le ménage, et il est connu que la décision d'avoir des enfants est intimement liée à celle de participer au marché du travail, surtout chez les femmes. Il arrive que certaines abandonnent le marché du travail pour prendre soin de leurs enfants, alors que d'autres, qui étaient des travailleuses secondaires dans leurs pays d'origine, deviennent le principal soutien familial en attendant que leurs conjoints trouvent un emploi ou finissent leurs études ³.

D'autre part, on observe au cours de quelques dernières décennies un changement substantiel dans la structure de la population immigrante. En effet, tandis qu'avant 1960, la presque totalité des immigrants étaient européens, ceux-ci ne représentaient que 19,7 % des nouveaux arrivants entre 1996 et 2001. Par contre, le nombre d'immigrants provenant d'Asie, principalement d'Asie de l'Est, a nettement augmenté (voir graphique 3) ⁴. Étant donné que les facteurs culturels peuvent avoir une influence sur le rôle de la femme dans

²Pour plus de détails, voir Beaujot et Bélanger (2001).

³Une étude des différents " patterns " de fertilité entre les femmes immigrantes et les natives avec les données du Recensement 1991 est fait en Maxim (1996). L'auteur trouve que la région d'origine a une influence sur la décision d'avoir des enfants.

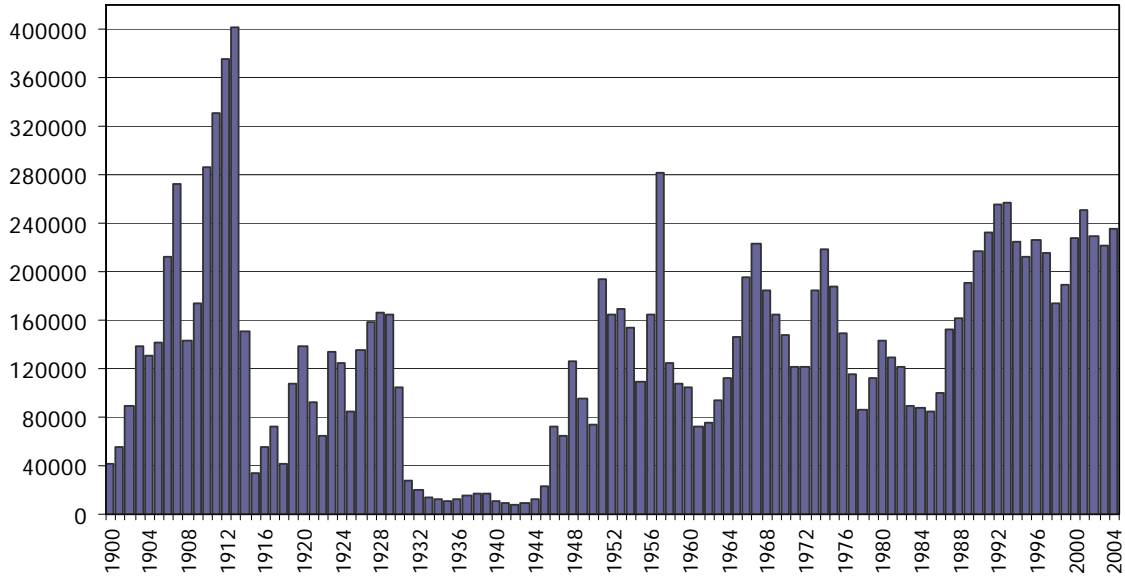
⁴L'Asie de l'Est comprend la Chine, le Japon, Hong Kong, la Corée du Nord, la Corée du Sud, Taiwan et la Mongolie.

le ménage, il serait intéressant de prendre en compte cet accroissement de la diversité ethnique au Canada.

Enfin, il est à souligner que, peut-être à cause du manque de données périodiques, les indicateurs habituels sur l'évolution du marché du travail ne tiennent pas compte du statut d'immigrant parmi les travailleurs. Cependant, des estimations de ces indicateurs effectuées à l'aide des données du recensement 2001 nous révèlent quelques différences entre les immigrantes et les femmes nées au Canada. Par exemple, nous constatons un taux d'activité plus bas chez les immigrantes (voir graphique 4). En effet, tandis que 62,3 % des femmes natives âgées de 15 ans au plus participent au marché du travail, seulement 54,5 % des immigrantes y participent. Le taux d'emploi est aussi plus bas pour les immigrantes, ce qui détermine un taux de chômage de 8 % par rapport à 6,9 % chez les natives. Il existe certes plusieurs facteurs qui font que natifs et immigrants forment deux groupes aux caractéristiques distinctes, qu'il faudrait prendre en compte lors d'une évaluation plus approfondie de leur situation sur le marché du travail. Par exemple, leur concentration dans certaines régions géographiques, dans les zones urbaines, dans certains métiers, etc.

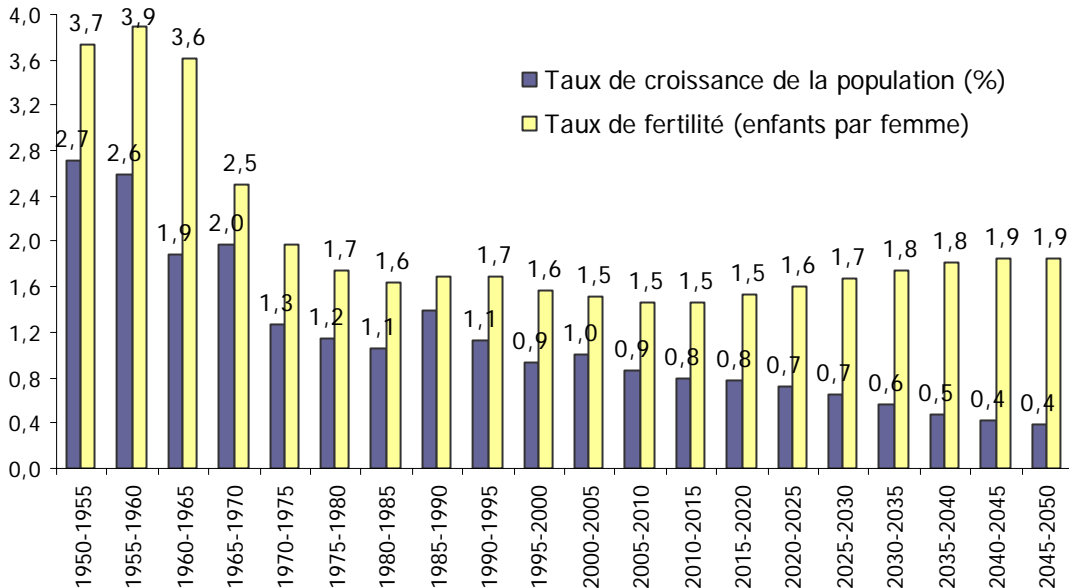
À la lumière de ces enjeux, apparaît clairement l'importance de développer des études mettant l'accent sur le comportement des femmes immigrantes en ce qui concerne leur décision de participer au marché du travail. Jusqu'à présent, les études intéressées par l'immigration ont plutôt été centrées sur les différences concernant leur salaire par rapport à celui des non-immigrantes. Par ailleurs, les études concernant l'offre de travail considèrent l'immigration seulement comme une variable explicative parmi d'autres pour expliquer la probabilité de travailler. La section prochaine résume les principales conclusions de ces études.

Graphique 1
Canada : Nombre annuel de nouveaux immigrants



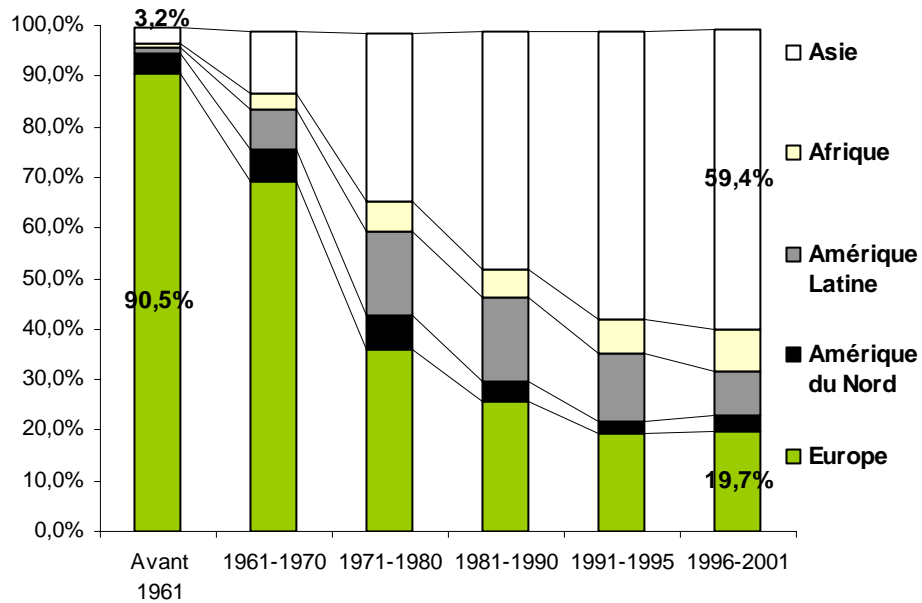
Source : Faits et chiffres 2004. Aperçu de l'immigration (2004). Citoyenneté et immigration Canada

Graphique 2
Canada : Indicateurs démographiques



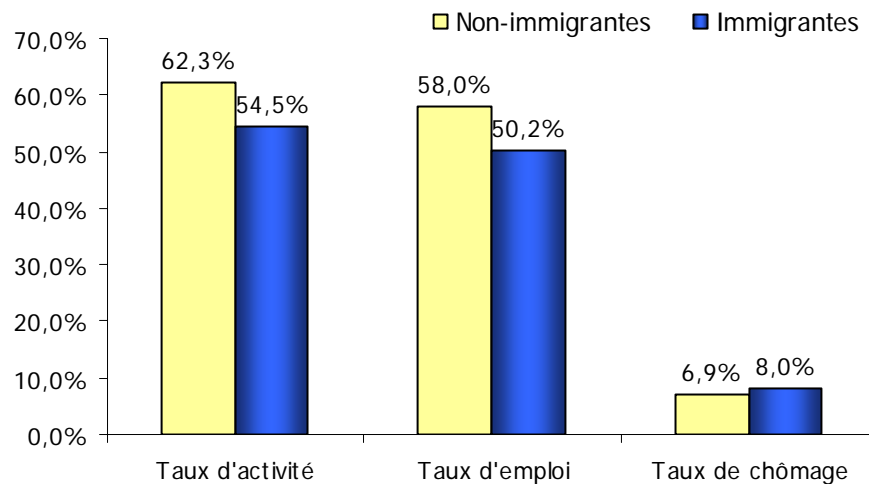
Source: World Population Prospects: The 2004 Revision and World Urbanization Prospects. Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations.

Graphique 3
Canada : Femmes immigrantes selon le lieu de naissance et la période d'arrivée



Source : Statistique Canada. Données du Recensement.

Graphique 4
Canada : Principaux indicateurs du marché de travail des femmes selon le statut d'immigrant



Source : Élaboration s'appuyant sur les données du Recensement 2001.

3 Revue de la littérature

La plupart des études économiques sur le marché du travail des immigrants ont été focalisées sur les différences des revenus entre les immigrants et les non-immigrants en fonction du nombre d'années écoulées depuis l'immigration. Parmi les premiers travaux sur ce sujet, on trouve ceux du Chiswick (1978) et du Long (1980), touchant respectivement les hommes et les femmes immigrants aux États-Unis. Pour les hommes, les estimations soutiennent que quoiqu'au début, les immigrants reçoivent un salaire plus bas que les natifs, leurs revenus augmentent avec l'expérience dans le pays d'accueil et peuvent atteindre, voire dépasser, le salaire des natifs. Chiswick explique ce fait par ce qu'il appelle " l'assimilation ", processus par lequel, avec le temps, les immigrants s'adaptent au nouveau marché du travail par l'acquisition de compétences linguistiques et d'expérience, et en s'habituant aux nouvelles exigences du marché.

Par contre, les estimations sur l'évolution des salaires des femmes immigrantes semblaient indiquer un comportement inverse. En effet, Long (1980) établit que l'effet partiel des années écoulées depuis l'immigration sur les revenus des femmes mariées est négatif. Ce résultat a été expliqué par l'" hypothèse du modèle d'investissement familial ". D'après celle-ci, dans les premières années, les immigrants font face à des contraintes de crédit, et adoptent donc une stratégie par laquelle on répartit les rôles dans le ménage de sorte qu'un membre agit comme prêteur, et l'autre comme investisseur. Suivant ce modèle, c'est justement la femme qui participe au marché du travail au début principalement pour financer l'éducation de son conjoint, au lieu d'investir dans son propre capital humain. Ainsi, quand le salaire du conjoint s'accroît, les femmes déplacent leur assignation du temps des activités du marché vers les activités domestiques, de sorte que leurs revenus salariaux diminuent. Cette hypothèse a été avalisée par Baker et Benjamin (1997), avec des données canadiennes pour 1986 et 1991. Les auteurs concluent que la composition familiale est fortement corrélée avec l'assimilation chez les immigrants. Par contre, Worswick (1996), avec des données du Recensement Canada de 1981 et de 1991, trouve quelques résultats qui soutiendraient ladite hypothèse, mais également d'autres qui ne sont pas cohérent par rapport à elle ⁵. Néanmoins, il conclut que la performance de l'épouse sur le marché du travail joue un rôle plus important dans la création de revenus chez les familles d'immigrants que chez les familles de non-immigrants.

⁵Parmi ces derniers, il remarque le fait que le taux de croissance du salaire des femmes immigrantes par rapport aux femmes non immigrantes est plus élevé que le taux de croissance du salaire des hommes immigrants par rapport aux hommes natifs. De plus, la femme immigrante ne semble pas fournir plus d'heures de travail que la femme native.

Les études plus récentes à propos de l'insertion des femmes immigrantes dans le marché du travail se sont plutôt intéressées à la façon dont les goûts et les différences ethniques ou culturelles influencent la décision de participer au marché du travail. Une des premières études intéressées aux facteurs culturels a été celle de Reimers (1985) qui examine, pour les États-Unis, le taux de participation au marché du travail selon la région d'origine des femmes immigrantes de première et de deuxième génération. Elle suggère que la culture peut avoir une influence directe mais aussi une influence indirecte sur les décisions de travail des femmes immigrantes. Cette dernière vers d'autres choix comme celles de l'éducation, de l'expérience de travail, de fertilité, etc. Plus récemment, Antecol (1999) a complété cette étude avec l'analyse des effets des facteurs culturels sur l'écart entre les taux de participation des hommes et des femmes immigrants. Cette étude examine les éléments confirmant les écarts de ces taux de participation dans les pays d'origine, et établit qu'ils sont importants pour déterminer le comportement sur le marché du travail dans le pays d'accueil. Elle conclut que, pour les femmes immigrantes de première génération, les facteurs culturels comme l'attraction vers la structure familiale et le rôle de la femme dans le ménage sont des déterminants clés de leur taux de participation. D'autre part, le travail d'Adsera et Chiswick (2004) relève l'importance de prendre en compte les différences par race et par pays d'origine afin de mieux expliquer le comportement des immigrants sur le marché du travail. Ces auteurs font une étude de panel sur les revenus des hommes et femmes dans 15 pays européens entre 1994 et 2000. Parmi leurs conclusions, ils remarquent qu'il y a des différences significatives selon le pays d'origine. Enfin, on soulève l'étude d'Antecol et Bedard (2002), qui s'intéresse à la cohabitation avec d'autres personnes dans le ménage comme une variable essentielle pour l'estimation de la participation au marché du travail chez les femmes, surtout chez les immigrantes. Cette étude, faite pour les États-Unis pour l'année 1990, constate que la présence d'autres personnes dans le ménage fait nettement augmenter la probabilité que la femme immigrante travaille, et qu'il y a aussi des différences substantielles quant à cette tendance selon le pays d'origine.

En ce qui concerne les estimations économétriques de l'offre de travail, on peut faire la distinction entre les études de première et de deuxième génération ⁶. Dans les premières, les estimations se faisaient par Moindre Carrées Ordinaires (MCO). Les formes fonctionnelles des fonctions d'offre étaient choisies de façon arbitraire et elles ne découlaient pas de la fonction d'utilité. Leurs résultats empiriques démontrent que l'offre de travail des femmes mariées était beaucoup plus sensible aux changements dans le salaire et les autres revenus

⁶Cette classification, étant un paradigme développé par Killingsworth (1983), est faite selon la méthodologie économétrique appliquée et la théorie économique derrière le modèle (Cité dans Bernt, 1991).

du ménage que celle des hommes.

Actuellement, la plupart des études sont fondées sur le modèle néoclassique du choix de l'individu, constituant une application de la théorie du consommateur. Ces études, dites " de deuxième génération ", sont caractérisées par le fait qu'elles considèrent de façon explicite les fonctions d'utilité dans la décision de travailler et qu'elles prennent en compte des variables non observées ⁷. Nous développerons ce modèle dans la section suivante. Du point de vue économétrique, ces travaux se sont attachés à résoudre le problème du biais de sélection. Ce dernier provient du fait que si l'on utilise seulement les données sur les femmes qui sont déjà sur le marché du travail, on n'aura pas un échantillon aléatoire, et par conséquent, les coefficients obtenus par MCO seront biaisés ⁸. Pour résoudre ce problème, Heckman (1979) a proposé une procédure par étapes qui est devenue la méthodologie habituelle pour ce type d'estimations. Elle est fondée sur l'idée que la participation et l'offre de travail constituent deux décisions différentes, et par conséquent, il faut les estimer séparément. Nous allons utiliser cette approche et par conséquent elle est présentée en détail dans la cinquième section. Plusieurs études sur l'offre de travail suivant cette approche ont été faites pour le Canada, mais elles ne sont pas arrivées à une conclusion unique. Quelques études ont trouvé évidence d'une fonction d'offre de travail renverse en arrière (" backward bending ") pour les femmes canadiennes, c'est-à-dire des élasticités de l'offre de travail par rapport au salaire négatives et similaires à celles des hommes (Nakamura ; M., Nakamura, A. et Cullen, 1979 ; Nakamura, M. et Nakamura, A, 1981 ; Robison et Tomes, 1985). Par contre, d'autres études ont abouti à des élasticités positives, proches de 0,1 (Smith et Stelcner, 1988) et entre 0,5 et 0,7 (Dhawan, U., 1999).

Il faut souligner que la théorie économique a ajouté récemment plusieurs prolongements au modèle de base. La documentation concernant la théorie de l'offre de travail est actuellement très vaste, surtout pour le cas des femmes mariées dont l'intégration au marché du travail comporte certaines particularités. Dans le but d'introduire des contraintes que l'on observe dans la vie réelle, les études de deuxième génération se sont intéressées à la présence de coûts fixes et de discontinuités dans la fonction d'offre ainsi qu'aux effets des taxes et des contraintes budgétaires non linéaires.

Deux prolongements auxquels nous sommes spécialement intéressés sont les décisions intrafamiliales et la production domestique. Le premier aspect suggère que les choix sont faits au sein d'un ménage, ce qui a mené au développement de deux paradigmes : le

⁷Deux personnes gagnant les mêmes salaires et revenus en dehors du travail peuvent avoir des fonctions d'utilité différentes pour les mêmes heures travaillées, à cause de différences dans les goûts.

⁸Pour obtenir plus de détails, voir Berndt (1991), Mroz (1987) ou Smith (1980).

modèle unitaire et le modèle collectif. Le premier part du principe que la famille peut être assimilée à un agent unique ayant sa propre fonction d'utilité. Il considère que la satisfaction apportée par la consommation dépend uniquement du montant global de celle-ci, et non de la manière dont elle est répartie entre les membres de la famille. En plus, le premier modèle implique que la distribution des revenus non salariaux n'a aucune importance, car seule compte leur somme (" income pooling hypothesis "). Au contraire, les modèles de type collectif partent du principe que les choix d'un ménage doivent être fondés sur des préférences individuelles, ce qui nous amène à des solutions efficaces au sens de Pareto. Cette approche a été développée grâce aux travaux de Chiappori (1992,1997). Le modèle unitaire a été critiqué tant sur plan théorique qu'empirique. Par exemple, au Canada, Fortin et Lacroix (1997) ont estimé qu'il ne convient qu'aux couples ayant des enfants qui ne sont pas encore scolarisés. D'ailleurs, Dhawan (1999) rejette l'hypothèse de revenu commun implicite dans ce modèle, tant pour les femmes immigrantes que pour les non-immigrantes.

Le deuxième prolongement est donné par la prise en compte de la production domestique, qui implique que le loisir n'est pas l'unique alternative au travail. Cette idée, fondée sur les réflexions de Becker (1965)⁹, implique que la production de biens à la maison constitue un substitut au revenu salarial et qu'elle s'avère d'une importance cruciale dans les décisions de travail et de fécondité chez les femmes. Cette caractéristique a été incorporée aux modèles collectifs par Apps et Rees (1997).

Dans la prochaine section, nous présentons les caractéristiques théoriques du modèle de base sur l'offre de travail, ses principaux prolongements et les hypothèses qui en découlent dans le cas des femmes mariées.

⁹Becker, G. (1965) " A Theory of the Allocation of Time ". *Economic Journal*, 75 :299, September, 493-517. Cité dans Bernt (1991).

4 Analyse théorique

4.1 Le modèle

De façon simplifiée, l'offre de travail d'un individu est représentée par le nombre d'heures que celui-ci est disposé à fournir au marché du travail pour différents niveaux de salaire ¹⁰. D'après la théorie néo-classique, on analyse cette relation en s'appuyant sur le modèle de choix du consommateur. En effet, en suivant un modèle statique standard, on dit que cette fonction découle de l'allocation du temps entre le travail salarié et le loisir, ou entre la consommation de biens et la consommation de loisirs que fait l'individu. Ayant pris la décision de travailler, la quantité de temps qu'il destinera aux activités de marché est déterminée par le processus habituel de maximisation d'une fonction d'utilité soumise à certaines contraintes. Cela constitue l'idée principale du modèle de base de la théorie de l'offre de travail, qui a toutefois connu de nombreux prolongements. En particulier, dans le cas des femmes mariées, il s'avère important de prendre en compte le fait que leurs décisions sont prises au sein d'un ménage et que la production domestique constitue un substitut au revenu salarié.

Par rapport au premier point, nous partons d'un modèle du type collectif, où la famille n'est qu'un cadre particulier qui élargit l'espace des choix, mais ceux-ci sont fondamentalement faits de manière individuelle. Ainsi, la femme mariée maximise une fonction d'utilité que l'on peut noter de façon implicite comme :

$$U = U(C, L, \Theta) \tag{1}$$

où C représente sa consommation de biens, L sa consommation de loisirs et Θ le vecteur des caractéristiques personnelles. On suppose que la fonction U est deux fois différentiable, croissante par rapport à ses arguments et quasi concave. La deuxième hypothèse implique que les utilités marginales sont positives, et la dernière que la courbe d'indifférence est convexe à l'origine. On peut exprimer ces conditions comme suit ¹¹ :

¹⁰Cette section est élaborée principalement en suivant Cahuc et Zylberberg (2001), Berndt (1991) et des idées empruntées de Borjas (2005) et Ehrenberg, Smith et Chaykowski (2004).

¹¹Intuitivement, tout individu désire consommer le plus possible de biens et de loisir (qui est aussi un bien normal). En outre, chaque individu est prêt à sacrifier de moins en moins de loisir pour obtenir un accroissement additionnel de sa consommation. Cela signifie qu'on a un taux marginal de substitution décroissante.

$$U_C = \frac{\partial U}{\partial C} > 0, \quad U_L = \frac{\partial U}{\partial L} > 0, \quad U_{CC} = \frac{\partial^2 U}{\partial C^2} < 0 \quad \text{et} \quad U_{LL} = \frac{\partial^2 U}{\partial L^2} < 0 \quad (2)$$

Le long d'une courbe d'indifférence, le niveau d'utilité demeure constant et sa pente représente la quantité de biens à laquelle un consommateur est disposé à renoncer pour obtenir une heure de loisir supplémentaire. Dans la Figure 1, ces fonctions sont représentées par I_1 et I_2 , la dernière indiquant un niveau d'utilité plus élevée. La pente de cette fonction est égale au négatif du taux marginal de substitution entre la consommation et le loisir.

Par ailleurs, nous considérons que la consommation totale (C) est donnée par la consommation du marché (C_M) plus la consommation de biens produits à la maison (C_D). Cette dernière est représentée par une fonction croissante et concave des heures destinées aux tâches domestiques (H_D), comme suit :

$$C_D = F(H_D) \quad \text{où} \quad F' > 0 \quad \text{et} \quad F'' < 0 \quad (3)$$

Dans l'arbitrage entre consommation et loisir, la femme voudrait atteindre le niveau d'utilité ou de satisfaction le plus élevé, mais elle doit faire face à deux contraintes : celle du temps et la contrainte budgétaire. La première provient du fait qu'il existe un nombre limité d'heures par jour (T), qui doivent être partagées entre heures de travail sur le marché (H_M), heures destinées à la production domestique (H_D) et heures de loisir (L). En plus, si l'on suppose que l'individu dépense tout son revenu, la contrainte budgétaire saturée et la contrainte du temps peuvent donc être représentées par :

$$C + wL = [F(H_D) - wH_D] + wT + R_F + R_M \quad (4)$$

où w est le salaire horaire, H_D le nombre d'heures destinées à la production domestique, R_F les revenus non salariaux de la femme et R_M les autres revenus du ménage¹². Cette contrainte établit que la consommation de biens et de loisir doit être égale au profit retiré des activités domestiques $R_D = F(H_D) - wH_D$ plus le revenu potentiel $M = wT + R_F + R_M$. Elle est représentée dans la Figure 1 par la ligne EE' ayant une pente égale à w_0 et une ordonnée à l'origine égale à $R_D + w_0T + R$ où $R = R_F + R_M$.

Dans une première étape, la femme choisit la quantité optimale des heures destinées aux tâches domestiques en maximisant R_D . La condition de premier ordre de ce problème est donnée par $F'(H_D^*) = w$. Ce qui montre que l'allocation du temps de travail entre

¹²Le modèle suppose qu'une hausse des revenus non salariaux incite généralement à consommer plus de tous les biens, et y compris le loisir. La somme des revenus hors salaire est dénotée comme .

Cependant, il n'y a pas toujours offre d'un nombre positif d'heures de travail. Par exemple, si l'ensemble de courbes d'indifférence est donné par I' et I'' et la contrainte budgétaire par EE' , on aura une solution de coin et l'équilibre sera au point E, où il se vérifie que $TMS_{CL} > w$. Ce qui veut dire que le revenu minimum qu'un individu demanderait pour diminuer la quantité de loisir consommé (TMS_{CL}) est plus élevé que ce que le marché est disposé à lui payer (w). Par conséquent, le nombre d'heures destinées au marché du travail sera nul.

À ce point, c'est la notion de salaire de réserve qui entre en jeu. On comprend par salaire de réserve (w^*) l'augmentation minimum du revenu qui rend l'individu indifférent entre les options de rester au point du coin E et de travailler la première heure¹⁴. La décision de participer au marché du travail est donc fondée sur la comparaison entre le salaire de marché, qui indique le montant que l'employeur est disposé à payer par heure de travail, et le salaire de réserve, qui représente le montant nécessaire pour inciter l'individu à travailler la première heure. Ainsi, la condition de participation est donnée par $w > w^*$ ¹⁵. Ce salaire de réserve dépendra de la forme de la fonction d'utilité, ce qui reflète les différences de goûts, et sera une fonction positive des revenus non salariaux et du profit tiré des activités domestiques (R_D).

De cette approche on déduit que, pour les femmes ayant le même salaire de réserve, celles qui ont des salaires potentiels plus élevés ont une probabilité supérieure de participer au marché du travail. D'ailleurs, pour les femmes qui ont le même salaire potentiel, cette probabilité sera d'autant plus grande que le salaire de réserve sera bas.

Enfin, la courbe d'offre de travail individuelle, qui peut être tirée du modèle de maximisation antérieur, est donnée par la relation entre les heures de travail fournies sur le marché (H_M) et le salaire horaire (w) une fois que la condition de participation est satisfaite :

$$\begin{aligned} H_M > 0 & \quad \text{ssi} \quad w > w^* \\ H_M = 0 & \quad \text{autrement} \end{aligned}$$

On doit tenir compte du fait qu'une augmentation du salaire horaire a deux effets sur les heures destinées au marché du travail. En premier lieu, il y a une incitation à augmenter l'offre de travail, car ce facteur est mieux rémunéré (effet substitution). Mais il y a aussi la possibilité d'avoir le même niveau de consommation en travaillant moins, ce qui incite

¹⁴Le modèle simple suppose que la femme peut choisir librement les heures passées à travailler sur le marché.

¹⁵Autrement dit, le salaire de réserve représente le taux marginal de substitution au point E, $W^* = U_L(C, T)/U_C(C, T)$.

à diminuer l'offre de travail (effet revenu). Si le premier effet l'emporte sur le deuxième, l'offre de travail sera croissante. Toutefois, la théorie prévoit que lorsque l'individu arrive à une certaine quantité d'heures de travail offertes, une augmentation additionnelle de son salaire diminue les heures qu'il est disposé à travailler. Autrement dit, l'effet revenu peut être prédominant et la fonction d'offre de travail avoir une pente infléchie vers l'arrière. Cette courbe est dite renversée ou " backward-bending ".

4.2 Les hypothèses qui découlent du modèle

Bien que simplifié, le modèle cité ci-dessus permet d'incorporer quelques aspects de la réalité à partir desquels on peut mettre à l'épreuve des hypothèses concernant le comportement des femmes sur le marché du travail. En prenant en compte des coûts et des avantages de la production domestique et du fait que les décisions sont prises au sein d'un ménage, on admet que sa situation familiale, les revenus dont elle dispose hors de toute activité salariée, ses goûts et caractéristiques personnelles ainsi que celles de son environnement ont une influence cruciale sur sa décision de travailler.

Considérons d'abord les effets sur le salaire de réserve. Ceci peut être exprimé par :

$$w^* = \frac{U_L(R_D, R_F, R_M, T, \theta)}{U_C(R_D, R_F, R_M, T, \theta)} \quad (6)$$

où toute augmentation dans le profit tiré des activités domestiques (R_D), dans les autres revenus de la femme (R_F) ou du conjoint (R_M) augmenteraient le salaire de réserve, et par conséquent, serait une incitation à rester en dehors du marché. De plus, θ comprend divers éléments qui influent positivement ou négativement sur ce salaire. Par exemple, nous avons considéré la présence d'une ou plusieurs autre(s) personne(s) dans le ménage en plus du conjoint, qui aurait un effet négatif sur le salaire de réserve. D'autre part, étant U une fonction d'utilité dont la forme dépend des préférences, nous prenons en compte l'hétérogénéité des individus à travers des variables comme la religion ou le pays d'origine dans le cas des immigrantes. Graphiquement, une femme qui donne au travail domestique une valeur plus grande pourrait être représentée par des fonctions d'utilité plus escarpées comme I' et I'' , avec une probabilité plus élevée d'avoir une offre de travail nulle. Enfin, la décision de travailler dépend de la comparaison entre ce salaire de réserve avec le salaire du marché, mais ce dernier est influencé par certains facteurs qui pourraient différer entre la femme native et la femme immigrante (réseau de contacts, connaissance des langues officielles, etc.).

Le deuxième point à souligner, c'est que l'incorporation de la production domestique au modèle de base a une influence sur les décisions d'allocation du temps entre différentes activités selon que celles-ci soient plus ou moins intensives en temps. Ainsi, une augmentation de salaire entraîne un effet revenu par lequel on diminue les heures de travail et un effet substitution par lequel il y a une augmentation des coûts de tous les biens surtout des biens intensifs en temps, par exemple la garde d'enfants. Ainsi, un accroissement du salaire pourrait être vu comme une augmentation du " prix des enfants ", et il y aurait une relation négative entre le salaire de marché et les décisions de fécondité. La femme immigrante qui ne plus compter sur des parents ou des amis pour prendre soin de ses enfants aurait donc une incitation à reporter sa décision de famille.

La troisième hypothèse qui découle de ce modèle est liée à l'élasticité de l'offre de travail. En effet, à partir de la contrainte du temps, nous avons que $H_M^* = T - L^* - H_D^*$ d'où nous pouvons déduire l'expression de l'élasticité des heures du travail par rapport au salaire comme :

$$\eta_W^{H_M} = -\eta_W^L \frac{L}{W} - \eta_W^{H_D} \frac{H_D}{W} \quad (7)$$

où η_W^L est l'élasticité du loisir par rapport au salaire et $\eta_W^{H_D}$ est l'élasticité des heures de travail domestique par rapport au salaire. Ce dernier étant négatif, le deuxième terme de cette équation demeure positif. Si l'on suppose que les femmes sont plus productives que les hommes dans les activités domestiques, il est fort probable que H_D soit de zéro pour les hommes. Dans ce cas, nous pouvons nous attendre à ce que l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire des femmes soit grande et positive par opposition à l'élasticité de l'offre de travail des hommes, qui est faible et généralement négative.

La prochaine section est consacrée au développement du modèle économétrique usuel dans l'estimation des fonctions d'offre de travail H_M .

5 Analyse empirique

5.1 La spécification économétrique

Le but est donc d'estimer une fonction d'offre de travail H_M qui peut être exprimée en termes logarithmiques par ¹⁶ :

$$\ln H_M = \alpha_1 + \alpha_2 \ln W + \alpha_3 \ln R_F + \alpha_4 \ln R_M + M' \Theta + \epsilon \quad (8)$$

où $\ln H_M$ est le *log* des heures annuelles travaillées et $\ln W$ est le *log* du salaire horaire. Par $\ln R_F$, on indique le log des autres revenus de la femme, et par $\ln R_M$, le log des autres revenus du ménage, y compris le salaire du conjoint et d'autres transferts privés ou publics qu'il reçoit ¹⁷. Le vecteur M représente les caractéristiques ou variables de contrôle influant sur la valeur marginale du temps hors du marché du travail, comme la présence d'enfants, l'âge de la femme, son expérience, etc. Les α et le vecteur Θ sont des paramètres à estimer. Enfin, ϵ est l'erreur aléatoire représentant les goûts non observés pour le travail.

L'estimation de cette fonction est compliquée par le fait que la variable dépendante est censurée. En effet, on observe les heures travaillées seulement pour les femmes qui sont déjà sur le marché du travail. Ce problème devient pertinent lorsqu'on travaille avec des femmes, parce que beaucoup d'entre elles ne travaillent pas et restent dans une solution de coin dans leur allocation du temps entre activités du marché et activités non rémunérées.

Dans ce type de modèles, on observe les variables explicatives pour tout l'échantillon, mais on a les valeurs de la variable dépendante seulement pour une partie de celui-ci. La règle qui détermine si l'on observe ou pas dépend d'une autre variable, la participation au marché du travail dans ce cas. Par conséquent, si l'on fait des régressions par MCO avec les données des femmes qui travaillent, on aura des estimateurs biaisés des paramètres d'intérêt ¹⁸. Ce problème, communément appelé " biais de sélection ", a été étudié, parmi d'autres, par Heckman (1979). La solution que celui-ci a proposée implique une estimation par étapes qui considère en première instance la décision de participer au marché du

¹⁶Section élaborée sur la base de Wooldridge(2003), Green (2003) et Heckman (1979).

¹⁷Ce modèle considère le salaire et le revenu du conjoint comme exogènes, c'est-à-dire que son offre de travail ne dépend pas de la décision de travail de la femme.

¹⁸Le problème est semblable à celui des variables omises.

travail, et ensuite, celle concernant le nombre d'heures que la femme est disposée à fournir au marché du travail.

Ainsi, la première étape consiste à estimer un modèle probit relatif à la décision de participer au marché du travail. Comme on l'a établi dans la section précédente, une femme décide de travailler seulement si son salaire de marché est supérieur à son salaire de réserve. Autrement dit, si l'utilité pour elle de travailler est supérieure à celle de rester en dehors du marché. Cette décision peut être représentée par :

$$U^* = X' \beta + e \quad (9)$$

où U^* est le niveau d'utilité tel que si $U^* > 0$ la femme participe au marché du travail et si $U^* \leq 0$ la femme ne participe pas. Le vecteur X représente un ensemble de variables exogènes qui influent sur le salaire de réserve et sur celui de marché, telles que l'âge, l'expérience, le niveau d'éducation, la présence d'enfants dans le ménage, etc.¹⁹. Le niveau d'utilité U^* est une variable latente que l'on n'observe pas. On a de l'information seulement sur Z , qui est une variable dummy prenant la valeur un si la femme travaille et zéro sinon. Autrement dit, on a un modèle de réponse binaire dans lequel la probabilité de succès est donnée par :

$$\begin{aligned} P(Z = 1/X) &= P(U^* \geq 0/X) = P(e > -X' \beta/X) \\ &= 1 - \Phi(-X' \beta) \\ &= \Phi(X' \beta) \end{aligned} \quad (10)$$

où Φ est la fonction de répartition d'une distribution normale. Pour simplifier, on peut réécrire l'équation de l'offre de travail (8) comme :

$$H_M = Y' \delta + \varepsilon \quad (11)$$

et exprimer l'équation de sélection ou de participation comme :

$$Z = 1[X' \beta + e \geq 0] \quad (12)$$

où on observe H_M seulement si $Z = 1$. Les conditions d'identification nécessitent que Y et X soient toujours observés et que X soit exogène en (11), donc $E(\varepsilon/Y, X) = 0$. En

¹⁹On suppose que e est indépendante de X et qu'elle suive une loi normale, donc $e/X \sim Normal(0, \sigma_e^2)$. Il est en plus symétriquement distribué autour de zéro, ce qui implique que $1 - \Phi(-Z) = \Phi(Z)$ pour tout $Z \in \mathbb{R}$.

plus, nous avons besoin que Y soit un sous-ensemble de X . Ainsi, c'est la corrélation entre e et ε qui est la cause du biais de sélection. Si cette corrélation est donnée par ρ , nous avons ²⁰ :

$$\begin{aligned}
E(H_M/Z = 1, Y, X) &= E(H_M/e > -X' \beta) \\
&= Y' \delta + E(\varepsilon/e > -X' \beta) \\
&= Y' \delta + \rho \sigma_\varepsilon \lambda(\alpha_e) \\
&= Y' \delta + \delta_\lambda \lambda(\alpha_e)
\end{aligned} \tag{13}$$

où $\alpha_e = \frac{-X' \beta}{\sigma_e}$ et $\lambda(\alpha_e) = \frac{\phi(X' \beta / \sigma_e)}{\Phi(X' \beta / \sigma_e)}$. Ce dernier coefficient est connu comme " l'inverse du coefficient de Mill ". D'après l'équation (13) on peut constater qu'une régression par MCO de H_M sur Y donne des estimateurs biaisés de δ à cause de l'omission de λ^{21} .

En bref, dans la première étape, on doit utiliser toutes les observations de l'échantillon afin d'estimer par maximum vraisemblance un modèle probit pour la variable dummy Z montrant la participation au marché du travail. Ainsi, on pourra estimer de façon consistente le vecteur de β et l'inverse du coefficient de Mill $\lambda = \lambda(X' \beta / \sigma_e)$ pour chaque observation. Dans ce cas, la condition d'indentification implique supposer que $\sigma_e = 1$.

Pour l'interprétation des paramètres dans un modèle probit, il est utile de se rappeler que la fonction de régression dans l'échantillon est maintenant :

$$E(Z/X) = P(Z = 1) = \Phi(X' \beta) \tag{14}$$

et l'effet marginal sur $P(Z)$ d'une variable continue quelconque X_j est maintenant donné par :

$$\frac{\partial P(Z)}{\partial X_j} = \phi(X' \beta) \beta_j \tag{15}$$

où $\phi(X' \beta) = \frac{\partial \Phi(X' \beta)}{\partial X_j}$ est la fonction de densité d'une variable normale. Dans ce modèle, $\Phi(\cdot)$ est strictement croissante, donc $\phi(a) > 0$ pour tout a , ce qui implique que l'effet partiel de X_j sur $P(Z)$ a toujours le même signe que β_j .

L'étape suivante consiste à estimer par MCO la forme réduite de l'équation de salaire corrigée du biais de sélection. En effet, on doit prendre en compte le fait qu'on observe des

²⁰Voir Théorème dans l'annexe 1

²¹Si e et ε étaient non corrélés on aurait $\rho = 0$, et dans ce cas, la régression par MCO donne des estimateurs non biaisés de δ .

données sur le salaire seulement pour les femmes qui sont déjà sur le marché du travail. On peut formuler cette équation comme :

$$\ln W = G' \gamma + u \quad (16)$$

où $u/G \sim N(0, \sigma_u)$ et G comprend des caractéristiques personnelles et γ est le vecteur de paramètres à estimer. De même que dans le cas de l'offre de travail, l'équation de sélection est donnée par (12). Si nous supposons que e et u suivent une distribution normale bivariate avec une moyenne de zéro et un coefficient de corrélation ρ , on peut démontrer que :

$$E(\ln W / Z = 1) = G' \gamma + \gamma_\lambda \lambda(\alpha_e) \quad (17)$$

Cette équation établit que la valeur attendue du log du salaire étant donné que la femme travaille est égale à $G' \gamma$ plus un terme positif qui dépend de l'inverse du coefficient de Mill évalué au point $X' \beta / \sigma_e$. Ainsi, la correction se fait en incluant dans l'ensemble des covariantes l'inverse du coefficient de Mill estimé à partir du modèle probit $\lambda(X' \beta / \sigma_e)$.

La dernière étape consiste à estimer l'équation structurelle de l'offre de travail, où l'on inclut le log du salaire horaire prédit à l'étape précédente et l'inverse du coefficient de Mill. Dans cette équation, il est facile de tester la présence du biais de sélection avec le t-test usuel.

Dans la prochaine section, nous présentons une description des données et des variables dans Y , X et G que nous avons considérées comme représentatives dans le modèle d'offre de travail chez les femmes natives et chez les immigrantes.

5.2 Analyse descriptive des données

Les données utilisées proviennent du fichier de microdonnées pour les particuliers du Recensement Canada 2001. Il s'agit d'une importante source de renseignements sur des variables démographiques, sociales et économiques portant sur les habitants de ce pays.

Nous avons sélectionné les femmes mariées ou en union libre, âgées entre 20 et 60 ans. L'échantillon final est composé de 154 970 femmes, dont le pourcentage d'immigrantes

est de 22,8 %²². Les caractéristiques démographiques de cet échantillon sont présentées dans le tableau 1. En ce qui concerne le groupe de femmes sur le marché du travail, nous avons retenus celles qui ont déclaré un nombre positif d'heures travaillées dans la semaine de référence et un nombre positif de semaines par année, et qui ont un salaire positif. Ce groupe est constitué de 94 315 femmes dont 20,5 % sont immigrantes. Nous avons construit la variable " salaire horaire " comme le rapport entre le salaire annuel et les heures travaillées par an. Ces dernières ont été calculées comme le produit entre les heures travaillées durant la semaine de référence et les semaines travaillées par an²³.

À l'aide des statistiques des tableaux 1 et 2 on peut remarquer quelques différences entre les natives et les immigrantes du groupe d'intérêt.

- Nous constatons que les femmes immigrantes ont une forte tendance à habiter dans les régions métropolitaines et qu'elles ont une probabilité plus élevée de cohabiter avec d'autres personnes dans le ménage (17,5 % chez les immigrantes contre 6,4 % chez les natives). De plus, la proportion de femmes natives qui sont soutien de ménage est beaucoup plus élevée que chez les immigrantes²⁴.

- Par rapport à la fécondité, les femmes immigrantes semblent avoir un taux de fertilité plus élevé. En effet, 74,2 % des immigrantes ont un enfant (de n'importe quelle âge) comparativement à 63,7 % des natives. De même, la taille moyenne du ménage est plus grande chez les immigrantes. Étant donné que non seulement la présence, mais aussi la composition selon l'âge des enfants sont importantes à l'égard de la participation au marché du travail, nous avons considéré les femmes ayant des enfants de moins de six ans (d'âge préscolaire) et celles avec des enfants de 6 à 14 ans. Dans les deux groupes, les immigrantes atteignent un pourcentage plus élevé.

- En ce qui concerne les années d'éducation, nous remarquons que le pourcentage de femmes immigrantes qui ont effectué entre 5 et 8 ans d'études est plus grand que

²²Nous n'avons pas considéré les individus du Yukon, des Territoires du Nord-Ouest et du Nunavut. Quant au groupe de référence selon l'âge, il a été choisi parce qu'il s'agit de femmes qui ont terminé leur éducation formelle et pourraient donc participer au marché du travail.

²³Ceci est une mesure imparfaite du salaire horaire, parce qu'on doit supposer que les heures travaillées dans la semaine de référence sont les mêmes pendant tout l'année. Nous avons cependant suivi la méthodologie habituelle utilisée avec les données du recensement canadienne (Nakamura et Nakamura (1981), Worswick (1996), et Biswal (1999)). De même, nous avons corrigé les estimations de salaire horaire afin de prendre en compte les valeurs extrêmes trouvées. Nous avons limité le salaire horaire maximum estimé à 100 dollar

²⁴Le principal soutien de ménage est la personne qui verse le plus gros montant pour le paiement pour le logement. Dans le cas d'un ménage où les deux personnes contribuent également, la première personne apparaissant dans la question sur le soutien de ménage figurant dans le questionnaire est choisie comme le principal soutien (Statistique Canada 2004).

chez les natives. Cependant, elles constituent aussi des pourcentages plus élevés dans les niveaux de scolarité plus hauts (plus de 14 ans).

- La plupart des femmes canadiennes dans l'échantillon sont catholiques ou protestantes. Il y a cependant une grande variété de religions parmi les immigrantes, ce que traduisent les 19,1 % des femmes appartenant à la catégorie " autre religion ".

- Pour ce qui est de la connaissance des langues officielles, nous constatons que plus de 90 % des immigrantes se débrouillent en anglais ou sont bilingues français-anglais. Pourtant, presque 6 % d'entre elles ne parlent aucune de deux langues officielles. Quant à la région d'origine, la plupart des femmes de l'échantillon viennent de l'Asie orientale et du Sud-Est (24,4 %), suivies par celles de l'Europe centrale (17,81 %) et celles nées aux États-Unis ou au Royaume-Uni (14,04 %). Nous constatons en outre que 52,4 % des femmes immigrantes appartiennent à une minorité visible²⁵. Enfin, la plupart des immigrantes sont concentrées dans la province de l'Ontario (56 %).

²⁵Un aperçu du fort accroissement de la population appartenant à une minorité visible au Canada est traité en Mitchell (2005).

Tableau 1: Statistiques descriptives

Canada 2001: Femmes mariées ou en union libre entre 20 et 60 ans

| | Femmes | Non immigrantes | Immigrantes |
|--|----------------|-----------------|---------------|
| Echantillon | 154.970 | 119.568 | 35.402 |
| Age moyen | 41,56 | 41,18 | 42,84 |
| % femmes dans le marché du travail | 75,75 | 77,26 | 70,65 |
| % au chômage | 4,28 | 4,00 | 5,19 |
| % de femmes principale soutien du ménage | 20,13 | 21,69 | 14,87 |
| % en régions urbaines | 61,05 | 53,33 | 87,14 |
| % cohabitation | 8,98 | 6,45 | 17,54 |
| % en union libre | 18,82 | 22,51 | 6,35 |
| % avec enfants < 6 ans (jeunes enfants) | 21,94 | 21,59 | 23,13 |
| % avec enfants entre 6 et 14 ans | 32,8 | 32,25 | 34,64 |
| % avec enfants (tous les âges) | 66,15 | 63,76 | 74,24 |
| Taille moyen du ménage | 3,42 | 3,31 | 3,8 |
| Education (%) | | | |
| Entre 5 et 8 ans | 5,25 | 3,93 | 9,73 |
| Entre 9 et 11 ans | 15,13 | 16,14 | 11,73 |
| Entre 12 et 13 ans | 35,06 | 36,81 | 29,15 |
| Entre 14 et 17 ans | 33,99 | 33,27 | 36,43 |
| Plus de 18 ans | 10,57 | 9,86 | 12,97 |
| Religion (%) | | | |
| Catholique | 43,13 | 44,81 | 37,47 |
| Protestante | 26,58 | 29,21 | 17,68 |
| Musulmane | 1,82 | 0,09 | 7,68 |
| Juive | 0,99 | 0,81 | 1,58 |
| Sans religion | 13,39 | 12,48 | 16,46 |
| Autres | 14,09 | 12,60 | 19,13 |
| Langue (%) | | | |
| Anglais | 67,33 | 63,53 | 80,17 |
| Français | 13,11 | 16,00 | 3,37 |
| Anglais + Français | 18,28 | 20,44 | 10,98 |
| Aucune des deux | 1,28 | 0,03 | 5,48 |
| Année d'immigration (%) | | | |
| Avant 1960 | | | 7,74 |
| 1961_70 | | | 14,14 |
| 1971_80 | | | 21,05 |
| 1981_90 | | | 38,26 |
| 1991_00 | | | 18,81 |
| Minorité Visible (%) | | | |
| Chinois | 1,31 | 0,32 | 4,65 |
| Asiatique du sud | 3,33 | 0,15 | 14,06 |
| Noir | 3,64 | 0,3 | 14,95 |
| Autre | 4,51 | 0,29 | 18,75 |
| No minorité | 87,21 | 98,95 | 47,59 |
| Région de naissance (%) | | | |
| Etats-Unis ou Royaume-Uni | | | 15,13 |
| Europe Centrale | | | 17,82 |
| Europe de l'Est | | | 9,27 |
| Asie centrale et Moyen Orient | | | 4,88 |
| Asie Méridionale | | | 11,43 |
| Asie Orientale et du Sud-est | | | 24,44 |
| Afrique | | | 4,87 |
| Amérique Centrale, du Sud et Caraïbe | | | 10,64 |
| Région de résidence | | | |
| Atlantiques | 8,02 | 10,04 | 1,46 |
| Québec | 24,03 | 27,65 | 11,82 |
| Ontario | 38,02 | 32,91 | 56,06 |
| Pairies | 16,89 | 18,39 | 11,84 |
| Colombie Britannique | 12,79 | 11,02 | 18,79 |

Source : Recensement Canada 2001

Marché du travail

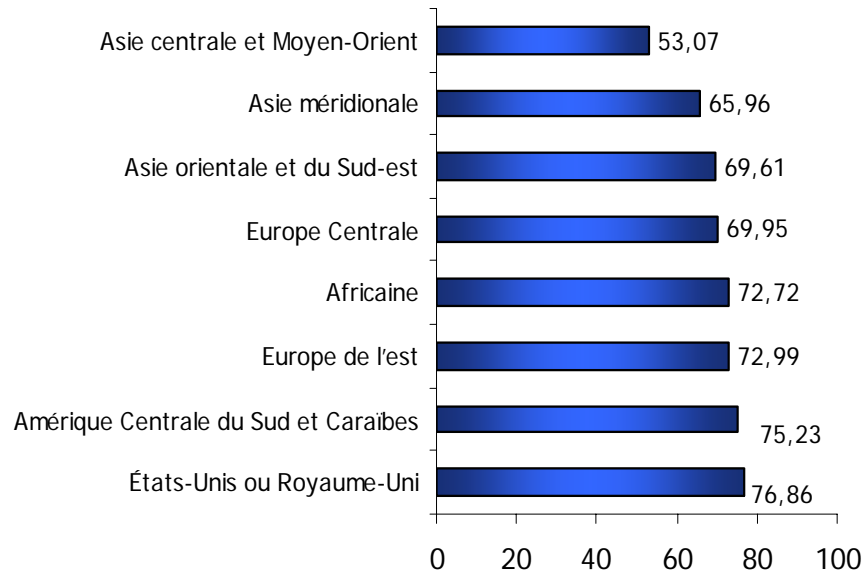
- Un grand pourcentage des femmes entre 20 et 60 ans participe au marché de travail au Canada. Dans l'échantillon, 77,26% des natives et 70,65% des immigrantes le font. Cependant, le pourcentage de femmes qui cherchent un travail sans en trouver un est de 4,0% parmi les natives de 5,2% pour les immigrantes. Dans ce dernier groupe il est à souligner les différences dans la participation au marché du travail selon la région d'origine et la religion (graphiques 6 et 7). L'année d'immigration est un facteur déterminant lui aussi en ce qui concerne la situation de travail des femmes immigrantes. Par exemple, bien que le taux de participation soit beaucoup plus bas chez les nouvelles arrivantes, le pourcentage au chômage touche le 10% de ce group (graphique 7). D'ailleurs, nous remarquons que certaines caractéristiques comme le fait d'être en union libre augmente significativement le taux de participation qui dépasse le 82% tant pour les natives que pour les nées ailleurs. Enfin, on voit clairement que la participation au marché de travail augmente à fur et à mesure que les années d'éducation s'accroissent (graphique 8).

- Nous trouvons que les immigrantes travaillent, en moyenne, plus d'heures par semaine, mais moins de semaines par an (tableau 2). Le salaire annuel moyen des immigrantes étant plus bas que celui des natives, on estime un salaire horaire moyen inférieur d'environ 2 % à celui des natives. Il existe cependant quelques disparités selon la région d'origine. Tandis que parmi les femmes provenant des États-Unis ou du Royaume Uni, le salaire horaire moyen atteint 22,2 dollars, il n'est que de 16,2 dollars pour les femmes de l'Asie méridionale.

- L'écart des revenus entre ces deux groupes augmente si l'on considère le revenu annuel total. En effet, il est de 10,7 % plus bas chez les immigrantes par rapport à celui des nées au Canada. "

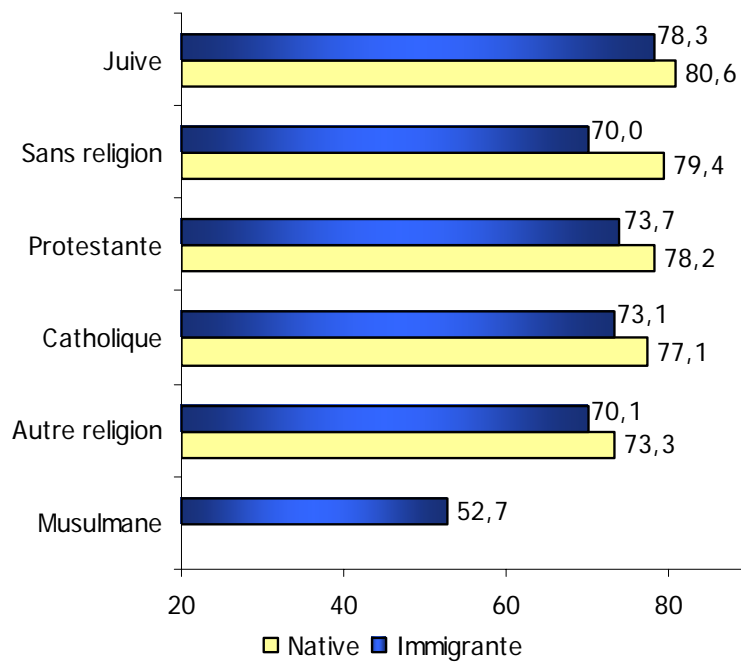
- Tant pour les immigrantes que pour les natives, la principale source de revenu est donnée par les salaires et traitements. On constate cependant que les revenus du travail autonome, les transferts gouvernementaux et les revenus de placements constituent une source de financement plus importante chez les immigrantes.

Graphique 5
Taux de participation selon la région d'origine



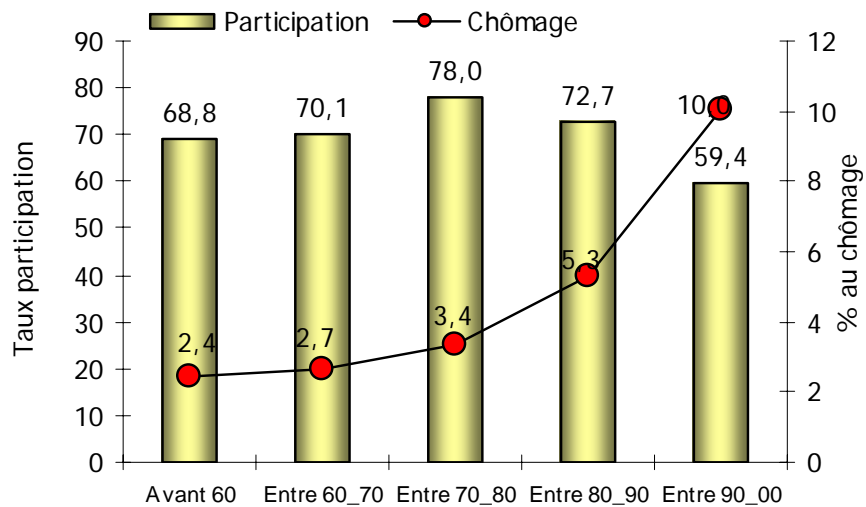
Source : Élaboration s'appuyant sur les données du Recensement 2001.

Graphique 6
Taux de participation selon la religion



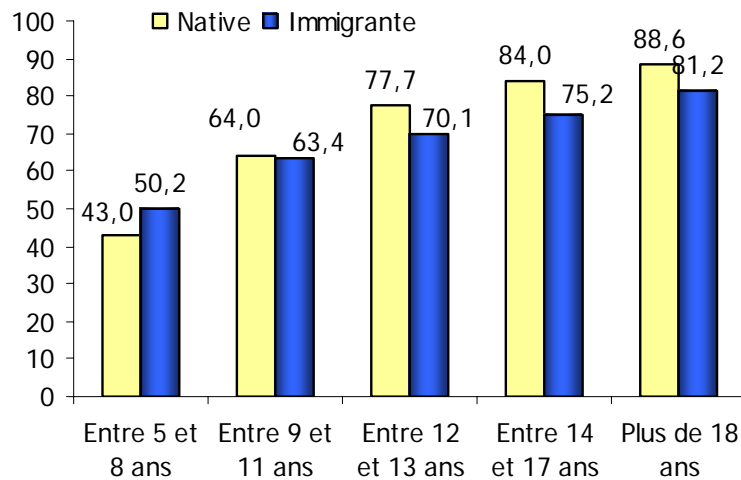
Source : Élaboration s'appuyant sur les données du Recensement 2001.

Graphique 7
Taux de participation et chômage selon l'année d'immigration



Source : Élaboration s'appuyant sur les données du Recensement 2001.

Graphique 8
Taux de participation selon les années d'éducation



Source : Élaboration s'appuyant sur les données du Recensement 2001.

Tableau 2 : Statistiques sur le marché du travail

Canada 2001: Femmes mariées ou en union libre entre 20 et 60 ans sur le marché de travail

| | Femmes | Non immigrantes | Immigrantes |
|---|----------|-----------------|-----------------------|
| Echantillon femmes sur le marché du travail | 117.396 | 92.384 | 25.012 |
| Echantillon femmes qui travaillent | 110.770 | 87.596 | 23.174 |
| Echantillon femmes salariées | 94.315 | 74.935 | 19.380 |
| Heures travaillées par semaine | 35,61 | 35,4 | 36,37 |
| Semaines travaillées par année | 44,34 | 44,49 | 43,81 |
| Salaire annuel moyen (\$) | 27192,88 | 27373,47 | 26512,03 (-3,15%) |
| Revenus moyens total (\$) | 24248,33 | 24857,23 | 22191,79 (-10,72%) |
| Salaire horaire moyen (\$) | 19,03 | 19,11 | 18,71 (-2,09%) |
| Selon la région d'origine : | | | |
| Etats-Unis ou Royaume-Uni | | | 22,18 |
| Europe Centrale / Ouest | | | 19,12 |
| Europe de l'Est | | | 17,31 |
| Asie centrale et Moyen Orient | | | 18,44 |
| Asie Méridionale | | | 16,21 |
| Asie Orientale et du Sud-est | | | 17,64 |
| Afrique | | | 20,56 |
| Amérique Centrale, du Sud et Caraïbe | | | 17,42 |
| Principale source de revenu | | | |
| Salaires et traitements | 82,87 | 83,59 | 80,44 |
| Revenu d'un travail autonome | 5,9 | 5,79 | 6,28 |
| Transferts gouvernementaux | 6,61 | 6,19 | 8,05 |
| Revenus de placements | 1,32 | 1,05 | 2,2 |
| Autres revenus | 3,11 | 3,38 | 2,19 |

Source : Recensement Canada 2001

5.3 Variables considérées

En ce qui concerne les variables explicatives dans les estimations des fonctions de participation, de salaire et d'offre, nous avons pris en compte les variables habituelles dans ce types de modèles et nous en avons ajouté de nouvelles afin de mieux comprendre la réalité de ces deux groupes. Nous avons aussi corrigé la présence d'hétéroscédasticité.

Dans le cas de l'équation de participation, nous avons pris en compte la présence d'enfants et son influence selon leur âge, ainsi que le niveau d'éducation de la femme ²⁶. En plus, nous avons considéré la connaissance des langues officielles, qui est vue comme un atout sur le marché du travail, et la religion comme un signal de possibles différences culturelles. D'autre part, comme nous l'avons déjà mentionné, les revenus dont dispose le ménage, autres que le salaire de la femme, pourraient constituer une incitation à rester en dehors du marché du travail pour celle-ci, et par conséquent, nous devons en tenir compte. Une étude antérieure sur ce sujet a bien établi que l'hypothèse de revenu commun ne tient pas, ni pour les natives ni pour les immigrantes au Canada (Dhawan, 1999). Cela veut dire qu'il y a un effet différent sur l'offre de travail de la femme selon qu'elle contrôle les revenus non salariaux. Afin de prendre en compte cet effet, nous avons fait la distinction entre les autres revenus du ménage (ceux du conjoint) et les autres revenus de la femme (p.ex. les transferts gouvernementaux)²⁷. Certainement, il y a aussi d'autres caractéristiques du ménage qui pourraient avoir une influence sur cette décision, et nous en avons considéré trois : si, en plus de son conjoint, la femme habite avec une ou d'autre(s) personne(s) dans le ménage (cohabitation), s'il s'agit d'un couple légalement marié ou pas (union de fait), et si la femme constitue le principal soutien du ménage (soutien). Enfin, pour l'échantillon total des femmes, nous avons contrôlé pour le fait d'être immigrante et d'appartenir aussi à une minorité visible ²⁸. Pour le groupe des femmes immigrantes nous avons ajouté les années écoulées depuis l'immigration afin de saisir l'effet "d'assimilation", et la région d'origine dans le but de détecter de possibles différences culturelles.

Quant à l'équation de salaire, l'âge et l'âge au carré de la femme ainsi que la présence d'enfants de n'importe quel âge sont pris comme des indicateurs de son expérience et

²⁶D'après l'information disponible, "élémentaire" correspond aux femmes totalisant entre 5 et 8 années d'éducation, "secondaire" à celles totalisant entre 9 et 10 ans, "post secondaires", entre 12 et 13 ans, "universitaire", entre 14 et 17 ans, et "post universitaire", plus de 18 ans de scolarité.

²⁷Nous avons les données sur les revenus totaux du ménage par tranche; nous avons donc estimé la variable "autres revenus du ménage" comme la différence entre la valeur moyenne de chaque tranche de revenu et les revenus totaux de la femme. Pour sa part, la variable "autres revenus de la femme" est construite comme la différence entre le revenu total de la femme et son salaire.

²⁸En 2001 et 1996, les renseignements servant à identifier les personnes faisant partie d'une minorité visible ont été tirés de la question portant sur le groupe de population. Auparavant, cette information était tirée de la question sur l'origine ethnique (Statistique Canada, 2004).

d'éventuelles interruptions de sa présence sur le marché du travail. Nous avons regroupé les provinces canadiennes en cinq régions, et ces variables ainsi que celle de la région métropolitaine ²⁹sont incluses dans l'équation pour prendre en compte l'impact des différences régionales et locales sur les revenus.

Pour ce qui est de l'équation d'offre de travail, nous avons considéré les variables susceptibles d'influer sur le nombre d'heures que la femme est disposée à travailler. Les variables concernant la langue, la religion et le pays d'origine pour les immigrantes reflètent les effets de différences culturelles. L'indicateur de la taille de la ville est une mesure de différences en goûts ou en coûts fixes. Il est également important d'intégrer ici le nombre d'enfants et la répartition des âges, ainsi que la présence d'autres personnes dans le ménage et le fait d'être le soutien économique du ménage. Enfin, pour mettre en évidence l'effet du salaire horaire sur l'offre de travail de la femme, nous considérons le salaire prédit à partir de l'équation de salaire. Dans l'annexe 3, nous présentons les valeurs moyennes des variables explicatives tant pour l'ensemble des femmes que pour le sous-échantillon de femmes qui sont dans le marché du travail.

5.4 Les résultats empiriques

Cette section résume les principaux résultats empiriques. Les estimations du modèle probit de participation sur le marché au travail sont présentées dans le tableau 3. On discute ensuite l'estimation des paramètres de l'équation du salaire ajustée du biais de sélection, exposées dans le tableau 4. En fin, les estimations de la fonction d'offre de travail également ajustées du biais sont fournies au tableau 5.

5.4.1 Équation de participation au marché du travail

Toutes les variables explicatives présentent les signes attendus. En ce qui concerne les indicateurs de fécondité et d'éducation, nous confirmons les résultats obtenus par Smith et Stelcner (1988) et par Nakamura et Nakamura (1981) avec les données des recensements de 1981 et de 1971, respectivement. En effet, la présence d'enfants de moins de six ans diminue fortement la probabilité de participer au marché du travail, et il en est de même dans le cas d'enfants entre six et quatorze ans. Nous confirmons également l'effet positif d'avoir des enfants dans le deux groupes considérés. Au contraire, cette probabilité s'accroît pour

²⁹Correspond aux régions métropolitaines de recensement qui compte au moins 100.000 habitants.

les femmes ayant un niveau de scolarité plus élevé. Nous constatons cependant que ces deux effets sont plus forts chez les natives.

Les coefficients pour les variables reflétant d'autres caractéristiques du ménage sont significatifs, et l'on observe certaines différences entre les deux groupes. Tant la présence d'autres personnes dans le ménage que le fait d'être en union libre ou d'être le principale soutien du ménage augmenteraient notablement la participation au marché du travail, surtout chez les immigrantes. Ceci peut être interprété, à l'aide de la première hypothèse que nous avons déduite du modèle de base, comme des facteurs très importants qui augmenteraient le salaire de réserve de la femme.

Par rapport aux revenus hors du travail, nous constatons qu'ils ont l'effet attendu sur la probabilité de travailler, soit un effet négatif. En outre, la distinction que nous avons faite entre " autres revenus du ménage " et " autres revenus de la femme " nous permet de constater aussi que ces derniers semblent avoir un effet plus important que les revenus du conjoint sur la décision de participation au marché du travail de la femme.

Par ailleurs, nous confirmons les résultats de Smith et Stelcner (1988) par rapport aux effets de la religion et des compétences linguistiques. En effet, les femmes catholiques et protestantes auraient une probabilité plus élevée de travailler par rapport aux femmes sans religion. Nous ajoutons dans cette étude que cette probabilité augmente encore plus chez les femmes juives et diminue fortement chez les musulmanes. Pour ce qui est de la langue, nous trouvons qu'une femme monolingue francophone aurait une probabilité moindre de travailler par rapport à une femme anglophone. Dans le cas des immigrantes, les effets estimés sont plus forts : la probabilité de travailler augmente pour la femme bilingue, et diminue nettement si la femme ne maîtrise aucune de deux langues officielles.

Dans le modèle concernant l'ensemble des femmes, nous constatons que la variable d'immigration et celle de l'appartenance à une minorité visible ont un effet négatif sur la participation au marché du travail.

Nous répliquons aussi, pour l'ensemble des immigrantes, les résultats de Baker et Benjamin (1997), au sens où la probabilité de participation au marché du travail est plus élevée au fur et à mesure que le nombre d'années écoulées depuis l'immigration augmente.

Quant à la région d'origine, nous observons que tous les groupes ont une probabilité plus basse de travailler par rapport aux femmes provenant des pays anglophones tels que les États Unis et le Royaume-Uni, pays détenteurs auparavant de certains privilèges d'immigration. Cette tendance est plus remarquable dans le cas des femmes d'Asie centrale et du Moyen-Orient.

Tableau 3: Equation de participation (estimation probit)
(Variable dépendante égal à 1 pour les femmes participant au marché du travail)

| Type de variable | Variable explicative | Femmes | Non immigrantes | Immigrantes |
|--|---|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | Constante | -1,98669 (0,07166)*** | -1,99369 (0,08407)*** | -2,05808 (0,16648)*** |
| Age | âge | 0,13954 (0,00333)*** | 0,14547 (0,00382)*** | 0,14196 (0,00736)*** |
| | âge2 | -0,00197 (0,00004)*** | -0,00207 (0,00005)*** | -0,00199 (0,00009)*** |
| Fécondité | Enfant moins de 6 ans | -0,7428 (0,01569)*** | -0,77562 (0,01836)*** | -0,64002 (0,03124)*** |
| | Enfant entre 6 et 14 ans | -0,27776 (0,01254)*** | -0,30377 (0,01474)*** | -0,19961 (0,02401)*** |
| | Enfant de tous les âges | 0,16815 (0,01123)*** | 0,15782 (0,01318)*** | 0,1611 (0,02264)*** |
| | Enfant<6 * Enfants 6 et 14 | 0,26525 (0,01973)*** | 0,2793 (0,02307)*** | 0,197 (0,03855)*** |
| Education (par rapport niveau "élémentaire") | Secondaire | 0,3009 (0,01760)*** | 0,43592 (0,02216)*** | 0,19776 (0,03138)*** |
| | Postuniversitaire | 0,60629 (0,01683)*** | 0,77844 (0,02161)*** | 0,35736 (0,02800)*** |
| | Universitaire | 0,81759 (0,01719)*** | 1,0288 (0,02214)*** | 0,51851 (0,02844)*** |
| | Postuniversitaire | 1,00334 (0,02075)*** | 1,22906 (0,02653)*** | 0,7115 (0,03449)*** |
| Caractéristiques du ménage | Union de fait (par rapport à légalement mariée) | 0,10154 (0,01119)*** | 0,06244 (0,01211)*** | 0,20098 (0,03517)*** |
| | Cohabitation avec d'autres personnes | 0,07415 (0,01375)*** | 0,00146 -0,01762 | 0,19725 (0,02172)*** |
| | Soutien du ménage | 0,41287 (0,01055)*** | 0,39203 (0,01190)*** | 0,43449 (0,02381)*** |
| Autres revenus | Autre Revenu du ménage /1000 | -0,0034 (0,00016)*** | -0,00456 (0,00019)*** | -0,00251 (0,00029)*** |
| | Autre Revenu de la femme /1000 | -0,00904 (0,00035)*** | -0,01085 (0,00040)*** | -0,00518 (0,00071)*** |
| Religion (par rapport aux personnes sans religion) | Catholique | 0,10528 (0,01293)*** | 0,08652 (0,01577)*** | 0,12026 (0,02405)*** |
| | Protestant | 0,103 (0,01292)*** | 0,07885 (0,01509)*** | 0,07179 (0,02758)*** |
| | Musulmane | -0,48563 (0,02866)*** | | -0,3627 (0,03764)*** |
| | Juive | 0,1259 (0,04066)*** | 0,08644 (0,05178)* | 0,24393 (0,06782)*** |
| | Autre | 0,02686 -0,0193 | -0,08824 (0,02923)*** | 0,07686 (0,02872)*** |
| Connaissance de Langues Officielles (par rapport à l'anglais) | Français uniquement | -0,10194 (0,01929)*** | -0,13036 (0,02194)*** | 0,06017 -0,05009 |
| | Les deux Langues | 0,05709 (0,01383)*** | 0,02214 -0,01575 | 0,16648 (0,03110)*** |
| | Aucune Langue | -0,30875 (0,03343)*** | | -0,28365 (0,03423)*** |
| Région (par rapport aux provinces Atlantiques) | Région métropolitaine | 0,04638 (0,00843)*** | 0,04819 (0,00917)*** | 0,0642 (0,02415)*** |
| | Prairies | 0,16724 (0,02315)*** | 0,05641 (0,03099)* | -0,05345 -0,07487 |
| | Colombie Britannique | 0,05913 (0,02324)** | -0,01373 -0,03131 | -0,24443 (0,07313)*** |
| | Québec | 0,00365 -0,02614 | -0,05209 -0,03471 | -0,37784 (0,07842)*** |
| | Ontario | 0,08801 (0,02246)*** | -0,01384 -0,03075 | -0,18011 (0,07288)** |
| | Immigrante | -0,07686 (0,01252)*** | | |
| | Immigrante*Minorité Visible | -0,0926 (0,01707)*** | | |
| | Minorité Visible | | | 0,11516 (0,03415)*** |
| | Années depuis l'immigration | | | 0,01388 (0,00080)*** |
| IMM: Région d'origine (par rapport aux personnes provenant des Etats Unis ou de RU) | Europe Centrale | | | -0,13549 (0,02824)*** |
| | Europe de l'Est | | | -0,06396 (0,03733)* |
| | Asie Centrale et Moyen Orient | | | -0,38775 (0,04509)*** |
| | Asie Méridionale | | | -0,15429 (0,04390)*** |
| | Asie Orientale et du Sud Est | | | -0,19147 (0,04055)*** |
| | Afrique | | | 0,02178 -0,04707 |
| | Amérique Latine | | | -0,03799 -0,03962 |
| Observations | | 154.970 | 119.568 | 35.402 |
| Log de la fonction de vraisemblance | | -75889,638 | -56006,122 | -19238,392 |
| Pseudo R2 | | 0,1159 | 0,1262 | 0,1021 |
| Proportion de travailleurs | | 75,75 | 77,26 | 70,25 |

Erreur type robuste entre parenthèses *significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

5.4.2 Équation de Salaire

Les paramètres estimés pour les équations de salaire présentent en général les signes attendus. Nous constatons que l'expérience (mesurée par l'âge) et l'éducation ont un effet positif sur le salaire, mais cet effet est plus fort chez les non-immigrantes. De plus, nous confirmons les résultats d'autres études par rapport à la connaissance des langues officielles. Ainsi, la femme qui parle seulement le français peut s'attendre à un salaire de 7% à 11 % plus bas par rapport à la femme qui parle seulement l'anglais. Son salaire sera beaucoup plus bas si elle ne parle ni le français ni l'anglais.

L'examen des variables par région semble indiquer que le salaire horaire moyen est plus élevé en Colombie Britannique et en Ontario. De plus, nous constatons que le fait d'habiter dans une région métropolitaine augmente de façon considérable le salaire attendu.

D'autre part, pour l'ensemble des femmes nous voyons que, toutes choses étant égales par ailleurs, la femme immigrante peut s'attendre à ce que son salaire soit de 9 % plus bas que celui d'une non-immigrante, et ce désavantage augmente jusqu'à 29 % dans le cas d'appartenance à une minorité visible. Pour le groupe des femmes immigrantes, nous constatons que le salaire attendu augmente avec la durée de résidence au Canada, ce qui concorde avec les résultats trouvés par Baker et Benjamin (1997). En ce qui concerne la région d'origine, nous trouvons qu'il y a, en général, un désavantage de toutes les origines par rapport à la femme provenant des États Unis ou du Royaume-Uni.

Enfin nous remarquons que, pour les trois groupes considérés, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de biais de sélection. Autrement dit, le coefficient de Mill est statistiquement significatif dans tous les cas.

Tableau 4: Equation de salaire corrigée du biais de sélection

(Variable dépendante : logarithme du salaire horaire)

| Type de variable | Variable explicative | Femmes | Non immigrantes | Immigrantes |
|--|--------------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | Constante | 0,66289 (0,05313)*** | 0,4899 (0,05953)*** | 1,5885 (0,15181)*** |
| Age | âge | 0,07202 (0,00273)*** | 0,07892 (0,00297)*** | 0,03175 (0,00736)*** |
| | âge2 | -0,00074 (0,00003)*** | -0,00083 (0,00004)*** | -0,00037 (0,00009)*** |
| Education (par rapport niveau "élémentaire") | Secondaire | 0,1144 (0,02298)*** | 0,14848 (0,03125)*** | 0,0885 (0,03772)** |
| | Postuniversitaire | 0,30611 (0,02308)*** | 0,35427 (0,03202)*** | 0,21909 (0,03408)*** |
| | Universitaire | 0,59499 (0,02389)*** | 0,66244 (0,03312)*** | 0,45355 (0,03541)*** |
| | Postuniversitaire | 0,79615 (0,02532)*** | 0,86249 (0,03456)*** | 0,67836 (0,03981)*** |
| Connaissance de Langues Officielles (par rapport à l'anglais) | Français uniquement | -0,07657 (0,01465)*** | -0,07138 (0,01545)*** | -0,11753 (0,05327)** |
| | Les deux Langues | 0,05062 (0,00962)*** | 0,04651 (0,01021)*** | 0,05616 (0,02628)** |
| | Aucune Langue | -0,20925 (0,04137)*** | | -0,15795 (0,04349)*** |
| Région (par rapport aux provinces Atlantiques) | Région métropolitaine | 0,15724 (0,00629)*** | 0,1638 (0,00656)*** | 0,12991 (0,02197)*** |
| | Prairies | 0,06134 (0,01255)*** | 0,05499 (0,01286)*** | -0,11222 -0,07173 |
| | Colombie Britannique | 0,21204 (0,01313)*** | 0,22082 (0,01375)*** | -0,01112 -0,07118 |
| | Québec | 0,06759 (0,01494)*** | 0,06574 (0,01556)*** | -0,12402 (0,07472)* |
| | Ontario | 0,14922 (0,01139)*** | 0,13572 (0,01155)*** | -0,00118 -0,0703 |
| | Immigrante | -0,09598 (0,00967)*** | | |
| | Immigrante*Minorité Visible | -0,19469 (0,01349)*** | | |
| | Minorité Visible | | | -0,12834 (0,02953)*** |
| | Années depuis l'immigration | | | 0,01154 (0,00076)*** |
| IMM: Région d'origine (par rapport aux personnes provenant des Etats Unis ou de RU) | Europe Centrale | | | -0,11915 (0,02073)*** |
| | Europe de l'Est | | | -0,1683 (0,02890)*** |
| | Asie Centrale et Moyen Orient | | | -0,10574 (0,04411)** |
| | Asie Méridionale | | | -0,1061 (0,04004)*** |
| | Asie Orientale et du Sud Est | | | -0,01308 -0,03546 |
| | Afrique | | | 0,06315 (0,03727)* |
| | Amérique Latine | | | -0,06844 (0,03446)** |
| | Coefficient de Mill | -0,31518 (0,03746)*** | -0,33797 (0,04202)*** | -0,21096 (0,08402)** |
| Observations | | 94.315 | 74.935 | 19.380 |
| R-carré ajusté | | 0,090 | 0,100 | 0,080 |
| Moyen variable dépendante | | 2,658 | 2,669 | 2,613 |
| Écart Type | | 0,888 | 0,874 | 0,9389 |

Erreur type robuste entre parenthèses *significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

5.4.3 Équation d'offre de travail

L'analyse du tableau 5 montre que presque toutes les variables ont le même impact sur les heures travaillées que sur l'équation de participation au marché du travail. La présence de jeunes enfants, les revenus non salariaux de la femme et les autres revenus du ménage influent négativement sur le nombre d'heures fournies sur le marché du travail. Cependant, le fait d'avoir des enfants de moins de six ans et de moins de quatorze ans semble provoquer une diminution des heures travaillées plus importante chez les non immigrantes.

D'un autre côté, la cohabitation avec d'autres personnes et le fait d'être le principal soutien du ménage font augmenter les heures travaillées, surtout chez les immigrantes. La femme francophone a tendance à offrir moins d'heures de travail que l'anglophone, et il est intéressant de constater le fait que la femme qui ne parle aucune de deux langues a tendance à travailler un plus grand nombre d'heures. Or, cette variable n'est pas significative.

Par rapport à la religion, nous constatons que la femme catholique a plus de probabilités de travailler que la femme sans religion et qu'elle travaille pour plus des heures. Par contre, les protestantes ont une participation plus élevée, mais elles offrent moins d'heures au marché du travail .

La région d'origine ne semble pas être très significative comme déterminant des heures travaillées pour les femmes immigrantes. À l'opposé, les années écoulées depuis l'immigration ont un effet positif sur l'offre de travail.

Tel que trouvé pour l'équation de salaire, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas de biais de sélection. Ce qui veut dire qu'il est important de faire des corrections par rapport à ce biais quand on fait des estimations d'équations de salaire et d'offre de travail pour les femmes, qu'elles soient natives ou immigrantes.

Enfin, nous trouvons que l'élasticité par rapport au salaire est de 0,04 chez les non-immigrantes, c'est-à-dire positive mais relativement faible. À son tour, cette élasticité pour les femmes immigrantes est positive, mais pas statistiquement différente de zéro. Ces résultats, qui concordent avec ceux de Dhawan (1999,) impliquent que l'offre de travail des deux groupes a une pente positive. Or, pour les immigrantes, les heures de travail ne sont pas sensibles aux changements dans le salaire. Ces résultats sont contraires à ce à quoi l'on pourrait s'attendre selon la troisième hypothèse du modèle de base, soit une élasticité positive et grande pour les femmes. En ce qui concerne l'élasticité de l'offre de

travail par rapport aux revenus non salariaux, nous vérifions qu'elle est plus élevée par rapport aux revenus de la femme que par rapport aux revenus du conjoint, tant pour les natives que pour femmes nées à l'étranger.

Tableau 5 : Estimation de l'offre de travail corrigée du biais de sélection

(Variable dépendante : log des heures annuelles travaillées)

| Type de variable | Variable explicative | Femmes | Non immigrantes | Immigrantes |
|---|---|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | Constante | 6,13359 (0,04393)*** | 6,06922 (0,04685)*** | 6,1888 (0,14276)*** |
| Age | âge | 0,03818 (0,00268)*** | 0,03661 (0,00295)*** | 0,03253 (0,00754)*** |
| | âge2 | -0,00044 (0,00004)*** | -0,00042 (0,00004)*** | -0,00037 (0,00010)*** |
| | Log salaire ajusté | 0,05872 (0,01538)*** | 0,04496 (0,01661)*** | 0,01649 -0,03843 |
| Autres revenus | Autre Revenu du ménage (1000) | -0,00239 (0,00011)*** | -0,00259 (0,00013)*** | -0,00147 (0,00024)*** |
| | Autre Revenu de la femme (1000) | -0,0135 (0,00057)*** | -0,01335 (0,00065)*** | -0,01304 (0,00124)*** |
| Fécondité | Enfant moins de 6 ans | -0,22626 (0,01201)*** | -0,21648 (0,01295)*** | -0,16457 (0,02912)*** |
| | Enfant entre 6 et 14 ans | -0,12195 (0,00608)*** | -0,12831 (0,00676)*** | -0,067 (0,01369)*** |
| | Enfant <6 * Enfants 6 et 14 | 0,15394 (0,01317)*** | 0,15611 (0,01475)*** | 0,11416 (0,02924)*** |
| | Région métropolitaine | 0,05733 (0,00550)*** | 0,05242 (0,00588)*** | 0,09851 (0,01741)*** |
| Caractéristiques du ménage | Cohabitation avec d'autres personnes | 0,09397 (0,00828)*** | 0,08332 (0,01055)*** | 0,10468 (0,01469)*** |
| | Soutien du ménage | 0,04554 (0,00645)*** | 0,03289 (0,00663)*** | 0,0469 (0,01749)*** |
| Connaissance de Langues Officielles (par rapport à l'anglais) | Français uniquement | -0,05064 (0,00777)*** | -0,0416 (0,00823)*** | -0,05511 -0,03379 |
| | Les deux Langues | -0,00384 -0,00592 | -0,00027 -0,00645 | -0,00674 -0,0165 |
| | Aucune Langue | 0,0594 (0,03270)* | | 0,03676 -0,03615 |
| Religion (par rapport aux personnes sans religion) | Catholique | 0,03389 (0,00736)*** | 0,0267 (0,00835)*** | 0,04009 (0,01627)** |
| | Protestant | -0,01545 (0,00762)** | -0,01485 (0,00840)* | -0,04515 (0,01870)** |
| | Musulmane | -0,07585 (0,02874)*** | | -0,04285 -0,03393 |
| | Juive | -0,09234 (0,02433)*** | -0,09884 (0,02893)*** | -0,07576 (0,04527)* |
| | Autre | 0,00298 -0,00911 | -0,00241 -0,01047 | 0,02392 -0,02044 |
| | Immigrante | -0,00764 -0,00771 | | |
| | Immigrante*Minorité Visible | 0,03543 (0,01077)*** | | |
| | Minorité Visible | | | 0,03355 -0,0258 |
| | Années depuis l'immigration | | | 0,00436 (0,00058)*** |
| IMM: Région d'origine (par rapport aux personnes provenant des Etats Unis ou de RU) | Europe Centrale | | | 0,00413 -0,01804 |
| | Europe de l'Est | | | 0,01679 -0,02337 |
| | Asie Centrale et Moyen Orient | | | -0,09912 (0,03956)** |
| | Asie Méridionale | | | 0,01512 -0,03015 |
| | Asie Orientale et du Sud Est | | | 0,02273 -0,02804 |
| | Afrique | | | 0,01774 -0,03026 |
| | Amérique Latine | | | 0,01373 -0,02682 |
| | Coefficient de Mill | 0,42841 (0,05298)*** | 0,59621 (0,05804)*** | 0,36089 (0,12223)*** |
| Observations | | 94 315 | 74 935 | 19 380 |
| R-carré ajusté | | 0,06 | 0,07 | 0,06 |
| Moyen variable dépendante | | 7,27 | 7,27 | 7,28 |
| Écart Type | | 0,688 | 0,683 | 0,706 |

Erreur type robuste entre parenthèses *significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%

6 Conclusion

Dans ce rapport, nous avons analysé les caractéristiques de la participation au marché du travail des femmes canadiennes. Plus précisément, nous nous sommes intéressés à l'insertion des femmes mariées dans ce marché du point de vue du statut d'immigrant. À l'aide des données du Recensement 2001, nous avons estimé des équations de participation, de salaire et d'offre de travail, tant pour l'ensemble des femmes que pour les natives et pour les immigrantes.

Nous avons travaillé sous les hypothèses du modèle statique standard d'offre de travail basé sur la théorie néoclassique de choix du consommateur. D'après ce modèle, l'offre de travail d'un individu est donnée par le nombre d'heures que celui-ci destine aux activités du marché, et on la détermine en suivant un processus de maximisation d'une fonction d'utilité sujette à certaines contraintes. Pour tenir compte du fait que la femme agit au sein d'un ménage, nous avons considéré les autres revenus du ménage comme une variable influant sur sa décision de travailler. En particulier, nous avons fait la distinction entre " autres revenus du conjoint " et " autres revenus de la femme ". Par ailleurs, nous avons souligné le fait que quand la production domestique constitue un substitut au revenu du marché, on peut s'attendre à ce que l'élasticité salaire des heures travaillées soit élevée, ce qui devrait être le cas pour les femmes si l'on suppose qu'elles sont plus productives que les hommes dans les tâches domestiques.

La procédure économétrique utilisée a été celle d'estimation par étapes proposée par Heckman (1979). En effet, étant donné que nous avons des données des heures travaillées et de salaire seulement pour les femmes qui sont déjà sur le marché du travail, les estimations usuelles par moindres carrés ordinaires donnent des estimateurs biaisés des paramètres d'intérêt. Afin de corriger la présence potentielle de biais de sélection, cette méthode propose d'estimer d'abord un modèle probit relatif à la décision de participer au marché du travail, qui nous permet de calculer un facteur de correction pour toutes les femmes de l'échantillon. Ensuite, on estime par MCO l'équation réduite de salaire en incluant comme variable explicative ce coefficient afin de corriger le biais de sélection. Enfin, l'on fait l'estimation de la fonction d'offre de travail en prenant en compte le salaire prédit à l'étape précédente et le facteur de correction.

Bien que les indicateurs habituels du marché du travail mettent en évidence certaines disparités entre les femmes natives et les immigrantes, il est également utile de compléter

cette information à l'aide d'une analyse plus détaillée des caractéristiques sociales, démographiques et économiques de ces groupes. Un premier regard sur l'analyse descriptive des données montre qu'il existe quelques différences qui pourraient avoir une influence sur leur situation sur le marché du travail. Par exemple, en ce qui concerne les caractéristiques du ménage, nous constatons que les femmes immigrantes affichent un taux de fécondité plus élevé et une probabilité plus grande de cohabiter avec d'autres personnes en plus du conjoint, ce qui résulte en une taille du ménage supérieure pour ce groupe. Également, la plupart d'entre elles sont mariées légalement, et le pourcentage qui est soutien économique de ménage est plus bas que chez les natives. Par ailleurs, les immigrantes sont sur-représentées parmi les femmes ayant un bas niveau d'éducation, mais aussi dans les niveaux universitaire et postuniversitaire. Il est à souligner aussi qu'elles ont une forte tendance à se concentrer dans les régions métropolitaines. En dernier lieu, on remarque la croissance de la diversité ethnique et religieuse parmi les immigrantes, ce qui les rend une population très hétérogène. Nous constatons ce fait à partir de l'évaluation des taux de participation selon la région d'origine et la religion.

À l'égard de ces caractéristiques, les estimations des fonctions de participation, de salaire et d'offre de travail complètent l'analyse avec de l'information sur la situation sur le marché du travail des natives et des immigrantes, qui nous permet d'arriver à quelques conclusions intéressantes. En premier lieu, l'équation de participation révèle que l'effet négatif des enfants et l'effet positif de l'éducation sur la probabilité de travailler est plus fort chez les natives. En revanche, les effets positifs d'être en union libre, de cohabiter avec d'autres personnes et d'être le principal soutien de ménage sont plus importants pour les immigrantes. Nous constatons aussi que les autres revenus de la femme ont une influence plus grande que les autres revenus du conjoint sur la probabilité de travailler pour les deux groupes. Nous confirmons les résultats de Smith et Stelcner (1988) selon lesquels cette probabilité est plus élevée chez les femmes catholiques, protestantes et anglophones. Pour les immigrantes, elle s'accroît au fur et à mesure que les années écoulées depuis l'immigration augmentent. Enfin, sauf pour les femmes africaines, les femmes provenant d'autres régions ont une moindre probabilité de travailler que celles originaires des États-Unis ou du Royaume-Uni.

Deuxièmement, les estimations des équations de salaire nous aident dans l'analyse des différences entre natives et immigrantes par rapport au salaire attendu. Nous constatons par exemple que le niveau d'éducation et d'expérience font augmenter ce salaire, mais l'effet est supérieur pour les natives. De plus, une femme qui parle uniquement le français peut s'attendre à un salaire inférieur à celui des femmes anglophones (- 11 % chez les immigrantes). D'après les paramètres estimés on peut dire que, toutes choses égales par

ailleurs, une femme immigrante peut s'attendre à ce que son salaire soit de 9 % plus bas que celui d'une native et de 29 % inférieur si elle appartient en plus à une minorité visible. Quant aux différences selon la région d'origine, nous trouvons un avantage pour les femmes provenant de pays anglophones.

Un troisième ensemble de conclusions peuvent être tirées à partir de l'équation d'offre de travail, qui nous permet d'obtenir de l'information très intéressante sur l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire. Bien que quelques études aient prouvé l'existence d'une fonction d'offre de travail renverse pour les femmes canadiennes, d'autres études comme celle de Smith et Stelcner (1988) et Dhawan (1999) ont abouti à des élasticités positives pour ces femmes. Dans ce travail, nous avons estimé une élasticité positive et faible d'environ 0,04 pour le groupe de femmes non immigrantes. En outre, nous vérifions que cette élasticité est beaucoup plus basse chez les immigrantes et pas significativement différente de zéro. Autrement dit, les heures de travail annuelles ne semblent pas être sensibles aux changements dans le salaire horaire pour ce groupe. Il est également intéressant de remarquer le fait que l'élasticité de l'offre de travail par rapport aux revenus non salariaux semble être plus élevée par rapport aux revenus de la femme qu'aux revenus du conjoint, tant pour les natives du Canada que pour les femmes nées à l'étranger.

En dernier lieu, nous avons trouvé que le biais de sélection s'avère significatif tant pour l'estimation des fonctions de salaire que pour celles de l'offre de travail, ce qui souligne la nécessité de faire ce type de corrections lors de l'application de ces modèles, que ce soit pour les femmes natives ou pour les immigrantes.

Pris ensemble, tous ces résultats soulignent l'importance d'une analyse approfondie de groupes ciblés au moment de la mise en place de politiques d'immigration, démographiques et d'emploi réussies. À ce titre, nous remarquons également le besoin de recherches interdisciplinaires et d'information statistique supplémentaires sur la population immigrante au Canada, ce qui constituerait un outil indispensable visant à orienter les responsables de ces politiques.

7 Références

Adsera, A. et B. Chiswick (2004) "Are there gender and country of origin differences in immigrant labor market outcomes across European destinations?" Institute for the study of Labor (IZA) Discussion paper series No 1432, December 2004.

Antecol, H. (1999) "An Examination of Cross-Country Differences in the Gender Gap in Labor Force Participation Rates" Canadian international labour network, October 1999.

Antecol, H. et K. Bedard (2002) "The Decision to Work by Married Immigrant Women : The Role of Extended Family Households" Claremont Colleges working papers in economics.

Apps, P. et R. Rees (1997) "Collective Labour Supply and Household Production" The Journal of political economy. Vol 105. N.1 Feb. 1997 (178-190).

Baker, M. et D. Benjamin (1997) "The Role of the Family in Immigrant's Labor Market Activity" The American Economic Review Vol.87. N4. September 1997, 705-727.

Beaujot, R. et A. Bélanger (2001) "Perspectives on Below Replacement Fertility in Canada : Trends, Desires and Accommodations". Statistic Canada. Discussion Paper no 01-6.

Beaujot, R. (1993) "Aging and Slower Growth in Canada : Immigration and Fertility Policy Considerations" Population Studies Centre. Discussion Paper No.95-14.

Berndt, E. (1991). The Practice of Econometrics : Classic and Contemporary. Addison-Wesley publishing company.

Borjas, G. (2005) Labour Economics. Mc Graw-Hill.

Cahuc, P. et A. Zylberberg (2001) Le marché du travail. Bruxelles : De Boeck Université, c2001.

Chaycowsky, R. et L. Powel (1999) "Women and Labour Market : Recent Trends and Policy Issues" Canadian Public Policy Vol. XXXV. Special 1. 1999.

Chiappori, P-A. (1997) "Introducing Household Production in Collective Model of Labour Supply" The Journal of Political Economy. Vol.105, No.1. (Feb. 1987).

Chiappori, P-A. (1992) "Collective Labour Supply and Welfare" The Journal of Political Economy. Vol.100. No.3 (Jun. 1992).

Chiswick, B. (1978) "The Effects of Americanization on the earnings of Foreign-born Men". The Journal of Political Economy. Vol.86, No.85. (Oct. 1978).

Centre Syndical et Patronal du Canada (2004) "Guide du CSPC sur l'immigration et la pénurie de compétences" <http://www.clbc.ca>

- Citoyenneté et Immigration Canada (2004). "Faits et Chiffres 2004. Aperçu de l'immigration". <http://www.cic.gc.ca/francais/pub/faits2004/index.html>
- Dhawan Biswal, U. (1999) "Testing the Family "Common Preference" Model for Immigrant and Non-Immigrant Women's Labor Supply" Canadian Public Policy Vol. XXXV. Special 1.
- Ehrenberg, R., R. Smith et R. Chaykowski (2004) Modern labour economics. Theory and public policy. Perarson Ed.Canada
- Fortin, B. et G. Lacroix (1997) "A Test of the Unitary and Collective Models of Household Labour Supply" The Economic Journal,107 (July), 933-955.
- Green, W. (2003) Econometric Analysis New York University. Prentice Hall editor.
- Long, J. (1980) "The Effect of Americanization on Earnings : Some Evidence for Women" Journal of Political Economy, 1980. Vol. 88, No 31.
- Heckman, J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error" Econometrica, Vol. 47 No1. January, 1979.
- Hughes, K. (1999) "Gender and Self-employment in Canada : Assessing Trends and Policy Implications" Canadian Policy Research Network, 1999.
- Maxim, P. (1996) "Estimating Fertility Differentials between Immigrant and Nonimmigrant Women in Canada" Department of Sociology and Population Studies Centre The University of Western Ontario Presented at : The Canadian Population Society Meetings, Ontario June 1996.
- Mitchell, B. (2005) " La population des minorités visibles grandissante au Canada : les défis générationnelles, les possibilités et l'examen des politiques fédérales ". Policy Forum Stratégique www.pch.gc.ca
- Mroz, T. (1987) "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions" Econometrica, Vol. 55, No.4 (July 1987, 765-799.
- Nakamura, M. et A .Nakamura (1981) "A Comparison of the Labor Force Behavior of Married Women in the United States and Canada, with special attention to the impact of income taxes" Econometrica, Vol. 49. No. 2 (March, 1981).
- Nakamura, M., A. Nakamura et D. Cullen (1979) "Job opportunities, the Offered Wage and the Labour Supply of Married Women" The American Economic Review, Vol. 69 No 5 (Dec., 1979), 781-805.
- Reimers, C. (1985) "Cultural Differences in Labour Force Participation Among Married Women" American Economic Association Papers and Proceedings. May 1985.
- Robinson, C. et N. Tomes (1985) "More on the Labour Supply of Canadian Women"

The Canadian Journal of Economics. Vol.18. Econometrics Special. February 1985. 156-163.

Smith, J. (1980). Female Labour Supply : Theory and Estimation. James Smith editor. Princeton University Press. Princeton New Jersey, 1980.

Smith, B. et M. Stelcner (1988) "Labor Supply of Married Women in Canada, 1980" The Canadian journal of economics, Vol. 21, No 4. November 1988, 857-870.

Statistique Canada (2004) Ficher de microdonnées à grande diffusion du recensement de 2001. Ficher des particuliers. Documentation de l'utilisateur.

Sunter, D. (2001) "Demography and the Labour Market". Perspectives. Statistics Canada Catalogue no.75-001-XPE

Wooldridge, J. (2003) Introductory Econometrics : A modern approach. South-West College Publishing.

Worswick, C. (1996) "Immigrant Families in the Canadian Labour Market" Canadian Public Policy Vol. XXII. No 4.

Annexe 1

Théorème 1 : Moments d'une distribution normale bivariate incidemment tronqué

Si Y et Z ont une distribution normale bivariate avec moyenne μ_Y et μ_Z , écart-types σ_Y et σ_Z et corrélation ρ , alors :

$$E[Y/Z > a] = \mu_Y + \rho\sigma_Y\lambda(\alpha_Z)$$

$$Var[Y/Z > a] = \sigma_Y^2[1 - \rho^2\delta(\alpha_Z)]$$

$$\text{où } \alpha_Z = (a - \mu_Z)/\sigma_Z, \quad \lambda(\alpha_Z) = \phi(\alpha_Z)/[1 - \Phi(\alpha_Z)] \quad \text{et} \quad \delta(\alpha_Z) = \lambda(\alpha_Z)[\lambda(\alpha_Z) - \alpha_Z]$$

Annexe 2

Groupes par pays d'origine

Europe Centrale : Allemagne, Italie, Pays Bas, Pologne, Portugal, France, Grèce, Autriche, Belgique, Tchécoslovaquie, Hongrie, Roumanie, Danemark, Finlande, Islande, Norvège, Suède, Liechtenstein, Luxembourg, Monaco, Suisse, Bulgarie, République d'Irlande (Éire), Albanie, Andorre, Gibraltar, Malte, Saint-Marin, Espagne, État de la cité du Vatican.

Europe de l'est : Estonie, Lettonie, Lituanie, Belarus, Moldavie, Fédération de Russie, Ukraine, URSS, Bosnie-Herzégovine, Croatie, Macédoine, Slovénie et Yougoslavie (ancienne).

Asie occidentale et central / Moyen Orient : Iran, Liban, Arménie, Azerbaïdjan, Géorgie, Kazakhstan, Kirghizistan, Tadjikistan, Turkménistan, Ouzbékistan, Afghanistan, Bahreïn, Chypre, Iraq, Israël, Jordanie, Koweït, Oman, Qatar, Arabie Saoudite, Syrie, Turquie, Émirats arabes unis, Yémen, Palestine / Cisjordanie / Bande de Gaza.

Asie méridionale : Inde, Sri Lanka, Bangladesh, Bhoutan, Maldives, Népal, Pakistan.

Asie orientale et du Sud-Est : Chine, Hong Kong, Philippines, Vietnam, Corée du Sud, Taïwan, Brunéi, Darussalam, Cambodge, Indonésie, Japon, Laos, Macao, Malaisie, Mongolie, Myanmar, Corée du Nord, Singapour, Thaïlande, Timor oriental.

Afrique : Burundi, Comores, Djibouti, Érythrée, Éthiopie, Kenya, Madagascar, Malawi, Maurice, Mayotte, Mozambique, Réunion, Rwanda, Seychelles, Somalie, République unie de Tanzanie, Ouganda, Zambie, Zimbabwe, Algérie, Égypte, Libye, Maroc, Soudan, Tunisie, Sahara occidental, Botswana, Lesotho, Namibie, République d'Afrique du Sud, Swaziland, Angola, Bénin, Burkina Faso, Cameroun, Cap-Vert, République centrafricaine, Tchad, République du Congo, Côte d'Ivoire, Guinée équatoriale, Gabon, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Libéria, Mali, Mauritanie, Niger, Nigeria, Sao Tomé et Príncipe, Sainte-Hélène, Sénégal, Sierra Leone, Togo, République démocratique du Congo.

Amérique centrale et du Sud : El Salvador ; Belize ; Costa Rica, Guatemala ; Honduras ; Mexique ; Nicaragua, Panama, Guyana, Argentine ; Bolivie ; Brésil, Chili, Colombie ; Équateur ; Îles Falkland (Malvinas), Guyane française, Paraguay, Pérou, Suriname, Uruguay, Venezuela, Jamaïque, Trinité-et-Tobago, Anguilla, Antigua-et-Barbuda, Aruba, Bahamas, Barbade, Bermudes, Îles Caïmans, Cuba, Dominique, République dominicaine, Grenade, Guadeloupe, Haïti, Martinique, Montserrat, Antilles néerlandaises, Porto Rico, Saint-Kitts-et-Nevis, Sainte-Lucie, Saint Vincent et les Grenadines, Îles Turks et Caïques, Îles Vierges.

Annexe 3
Valeurs moyennes des variables explicatives

| Variable | | Echantillon Total | | | Femmes sur le marché du travail | | |
|-------------------------------------|--------------------------------------|-------------------|----------------|------------|---------------------------------|----------------|------------|
| | | Total | Non immigrante | Immigrante | Total | Non immigrante | Immigrante |
| Age | âge | 41,56 | 41,18 | 42,84 | 40,90 | 40,43 | 42,70 |
| | | 10,0030 | 10,0478 | 9,7424 | 9,4653 | 9,4772 | 9,2001 |
| | âge2 | 1827,56 | 1797,15 | 1930,26 | 1762,67 | 1724,16 | 1908,23 |
| | | 832,8889 | 830,8868 | 831,4466 | 775,3685 | 769,4542 | 780,3620 |
| Fécondité | Enfant moins de 6 ans | 0,2194 | 0,2159 | 0,2313 | 0,1996 | 0,1998 | 0,1990 |
| | Enfant entre 6 et 14 ans | 0,3280 | 0,3225 | 0,3464 | 0,3372 | 0,3330 | 0,3531 |
| | Enfant de tous les âges | 0,6615 | 0,6376 | 0,7424 | 0,6635 | 0,6433 | 0,7396 |
| | Enfant <6 * Enfants 6 et 14 | 0,0957 | 0,0917 | 0,1091 | 0,0875 | 0,0847 | 0,0978 |
| Education | Elémentaire | 0,0525 | 0,0393 | 0,0973 | 0,0297 | 0,0198 | 0,0674 |
| | Secondaire | 0,1513 | 0,1614 | 0,1173 | 0,1229 | 0,1277 | 0,1048 |
| | Post secondaire | 0,3506 | 0,3681 | 0,2915 | 0,3533 | 0,3703 | 0,2893 |
| | Universitaire | 0,3399 | 0,3327 | 0,3643 | 0,3714 | 0,3667 | 0,3892 |
| | Postuniversitaire | 0,1057 | 0,0986 | 0,1297 | 0,1226 | 0,1156 | 0,1493 |
| Caractéristiques du ménage | Union de fait | 0,1882 | 0,2251 | 0,0635 | 0,2010 | 0,2343 | 0,0754 |
| | Cohabitation avec d'autres personnes | 0,0898 | 0,0645 | 0,1754 | 0,0844 | 0,0606 | 0,1747 |
| | Soutien de ménage | 0,2013 | 0,2169 | 0,1487 | 0,2349 | 0,2488 | 0,1822 |
| | Région métropolitaine | 0,6105 | 0,5333 | 0,8714 | 0,6220 | 0,5565 | 0,8698 |
| Religion | Sans religion | 0,1339 | 0,1248 | 0,1646 | 0,1355 | 0,1281 | 0,1632 |
| | Religion Catholique | 0,4313 | 0,4481 | 0,3747 | 0,4373 | 0,4490 | 0,3930 |
| | Religion Protestante | 0,2658 | 0,2921 | 0,1768 | 0,2719 | 0,2956 | 0,1845 |
| | Religion Musulmane | 0,0182 | 0,0009 | 0,0768 | 0,0114 | 0,0007 | 0,0517 |
| | Religion Juive | 0,0099 | 0,0081 | 0,0158 | 0,0105 | 0,0085 | 0,0180 |
| | Autre Religion | 0,1409 | 0,1260 | 0,1913 | 0,1345 | 0,1195 | 0,1898 |
| Connaissance de Langues Officielles | Anglais | 0,6733 | 0,6353 | 0,8017 | 0,6776 | 0,6396 | 0,8215 |
| | Français | 0,1311 | 0,1600 | 0,0337 | 0,1196 | 0,1441 | 0,0270 |
| | Le deux langues | 0,1828 | 0,2044 | 0,1098 | 0,1958 | 0,2162 | 0,1188 |
| | Aucune langue | 0,0128 | 0,0003 | 0,0548 | 0,0069 | 0,0001 | 0,0327 |
| Région | Prairies | 0,1689 | 0,1839 | 0,1184 | 0,1788 | 0,1917 | 0,1298 |
| | C. Britannique | 0,1279 | 0,1102 | 0,1879 | 0,1264 | 0,1115 | 0,1827 |
| | Québec | 0,2403 | 0,2765 | 0,1182 | 0,2338 | 0,2677 | 0,1057 |
| | Ontario | 0,3820 | 0,3291 | 0,5609 | 0,3874 | 0,3400 | 0,5665 |
| | Atlantique | 0,0808 | 0,1004 | 0,0146 | 0,0736 | 0,0890 | 0,0153 |
| Variable d'immigration | Minorité visible | 0,1279 | 0,0105 | 0,5241 | 0,1137 | 0,0110 | 0,5021 |
| | Années depuis l'immigration | 18,7195 | | 18,7195 | 19,8020 | | 19,8020 |

Source : Recensement Canada 2001

Remerciements

Je tiens à remercier mon directeur, Monsieur Bourdarbat, pour son aide et ses précieux conseils.

Je tiens aussi à remercier tous ceux qui m'ont aidé lors de l'élaboration de ce mémoire, spécialement Juan Carlos Gonzalez Ibarquen dans la partie économétrique, Pascal Martinolli dans la mise en page et Fraçoise Miquet dans la rédaction en français.

Enfin, je remercie ma famille pour son appui constant et sa patience.

Table des matières

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Introduction | 1 |
| 2 | Informations pertinentes | 3 |
| 3 | Revue de la littérature | 7 |
| 4 | Analyse théorique | 11 |
| 4.1 | Le modèle | 11 |
| 4.2 | Les hypothèses qui découlent du modèle | 15 |
| 5 | Analyse empirique | 17 |
| 5.1 | La spécification économétrique | 17 |
| 5.2 | Analyse descriptive des données | 20 |
| 5.3 | Variables considérées | 28 |
| 5.4 | Les résultats empiriques | 29 |
| 5.4.1 | Équation de participation au marché du travail | 29 |
| 5.4.2 | Équation de Salaire | 32 |
| 5.4.3 | Équation d'offre de travail | 34 |
| 6 | Conclusion | 37 |
| 7 | Références | 40 |