

## Offre de travail des femmes mariées immigrantes au Canada

Brahim Boudarbat and Sonia Ines Gontero

Volume 84, Number 2, juin 2008

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/000372ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/000372ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

### Article abstract

This paper examines the differences in labour supply between married immigrant women and married native women in Canada. Using data from the 2001 Canadian census, we find that immigrant women have a lower labour force participation rate than native women (70.6 versus 77.8). Among immigrants, those coming from Asia are the less likely to participate in the labour market. This result is important given the fact that Asia is becoming the main source of immigration in Canada. Also, we find that the wage elasticity of the labour supply is twice and a half higher for native women compared to immigrants (0.18 versus 0.072). This difference in labour supply's responses might indicate that immigrant women have limited choices regarding the labour market participation, perhaps because of cultural constraints regarding the role of woman within the household, or because of the difficulties to find employment. Finally, we find that the wage elasticity of the labour supply is slightly higher for immigrants from Europe compared to immigrants from other regions (0.082 versus 0.058), but remains significantly lower than the wage elasticity for native women.

### Cite this article

Boudarbat, B. & Gontero, S. I. (2008). Offre de travail des femmes mariées immigrantes au Canada. *L'Actualité économique*, 84(2), 129–153.  
<https://doi.org/10.7202/000372ar>

## OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES MARIÉES IMMIGRANTES AU CANADA\*

Brahim BOUDARBAT  
*Université de Montréal,  
CIRANO*

Sonia Ines GONTERO  
*Université de Montréal*

**RÉSUMÉ** – Cette étude analyse l'offre de travail des femmes mariées selon le statut d'immigration au Canada. Nos résultats empiriques obtenus à l'aide des données du recensement canadien de 2001, indiquent que les femmes immigrantes ont un taux d'activité plus faible comparativement aux natives. Les immigrantes provenant d'Asie sont les moins susceptibles de participer au marché du travail alors que, parallèlement, cette région est devenue la source d'immigration la plus importante au Canada. Par ailleurs, nous trouvons que l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire horaire est deux fois et demie plus élevée pour les natives comparativement aux immigrantes (0,18 contre 0,072). Ce faible degré de réponse des femmes immigrantes aux signaux du marché du travail, pourrait indiquer qu'elles ont moins de choix dans les faits à cause, peut-être, de contraintes culturelles quant à la position de la femme au sein du ménage, ou encore à cause des difficultés d'accès à l'emploi auxquelles font face les immigrantes. Enfin, nous trouvons que les immigrantes européennes ont une élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire qui est légèrement supérieure à celle des autres immigrantes (0,082 contre 0,058), mais qui demeure significativement inférieure à celle des natives.

**ABSTRACT** – This paper examines the differences in labour supply between married immigrant women and married native women in Canada. Using data from the 2001 Canadian census, we find that immigrant women have a lower labour force participation rate than native women (70.6 versus 77.8). Among immigrants, those coming from Asia are the less likely to participate in the labour market. This result is important given the fact that Asia is

---

\* Les auteurs aimeraient remercier Jean-Michel Cousineau et Claude Montmarquette ainsi que Olivier Donni et deux arbitres anonymes de leurs commentaires et suggestions hautement appréciés. Cette recherche a été réalisée grâce à une subvention de recherche accordée à Brahim Boudarbat par Immigration et métropoles - Centre de recherche interuniversitaire de Montréal sur l'immigration, l'intégration et la dynamique urbaine.

becoming the main source of immigration in Canada. Also, we find that the wage elasticity of the labour supply is twice and a half higher for native women compared to immigrants (0.18 versus 0.072). This difference in labour supply's responses might indicate that immigrant women have limited choices regarding the labour market participation, perhaps because of cultural constraints regarding the role of woman within the household, or because of the difficulties to find employment. Finally, we find that the wage elasticity of the labour supply is slightly higher for immigrants from Europe compared to immigrants from other regions (0.082 versus 0.058), but remains significantly lower than the wage elasticity for native women.

## INTRODUCTION

Plusieurs études ont documenté la forte augmentation de la participation des femmes au marché du travail canadien au cours des dernières années (Chaycowsky et Powel, 1999; Hughes, 1999; Beaudry et Lemieux, 1999; Sunter, 2001). D'autres études 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; Robinson et Tomes, 1985; Smith et Stelcner, 1988). Ces études s'accordent sur le fait que la décision de travailler et celle concernant le nombre d'heures allouées au travail comportent certaines caractéristiques intrinsèques aux femmes mariées, notamment le fait que ces décisions sont prises au sein d'un ménage et qu'elles sont intimement liées à la décision d'avoir des enfants. Toutefois, et malgré le fait que le Canada est un pays d'immigration et qu'un pourcentage non négligeable des femmes canadiennes en âge d'activité est formé de femmes immigrantes de diverses origines, les différences de comportement entre immigrantes et natives n'ont été que marginalement étudiées.

Dans cet article, nous essayons de redresser cette lacune en examinant les déterminants de l'offre du travail et tout particulièrement son élasticité par rapport au salaire du marché chez les immigrantes mariées par rapport aux natives mariées<sup>1</sup>. Différents facteurs justifient la distinction entre immigrantes et natives concernant leur comportement sur le marché du travail.

D'une part, le taux d'activité des deux groupes a connu des évolutions différentes au cours des deux dernières décennies. Celui des femmes natives mariées et âgées de 15 ans et plus est passé de 50,9 % en 1981 à 66,2 % en 2001, soit un accroissement de plus de 15 points de pourcentage. Durant la même période, le taux d'activité des immigrantes mariées de la même classe d'âge n'a augmenté que de 5 points de pourcentage, passant de 53,2 % en 1981 à 58,3 % en 2001<sup>2</sup>. Il est intéressant alors de se demander si ces différences sont dues à des réactions différentes au salaire du marché, lequel a beaucoup évolué pour les femmes au cours des dernières années, ou à des changements dans les caractéristiques

---

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

2. Données de Statistique Canada, no 97F0012XCB2001001 au catalogue.

de l'immigration, qui ont un impact négatif sur la participation des femmes au marché du travail. Par exemple, au cours des dernières années on constate un changement important dans l'origine des nouveaux immigrants avec un pourcentage croissant d'entre eux provenant de pays dits non traditionnels (Asie, Afrique et Amériques)<sup>3</sup>. Ce changement pourrait entraîner des différences culturelles quant au rôle de la femme au sein du ménage et donc par rapport à son comportement sur le marché du travail. En effet, Reimers (1985) suggère que la culture peut avoir une influence directe sur les décisions de travail des femmes immigrantes, mais également une influence indirecte à travers d'autres choix comme ceux de l'éducation, de la fertilité, *etc.* Plus récemment, Adsera et Chiswick (2004) ont établi, à l'aide de données longitudinales européennes, des liens entre la race et le pays d'origine d'une part, et le comportement des immigrants sur le marché du travail du pays d'accueil d'autre part. Aussi, Antecol et Bedard (2002) insistent sur le rôle des traditions et/ou des déterminants culturels de la structure de famille dans la participation des immigrantes au marché du travail. Par exemple, ils constatent que la cohabitation avec d'autres personnes (autres que le conjoint et les enfants) dans le même ménage fait nettement augmenter la probabilité que la femme immigrante devienne active et il y a des différences substantielles quant à cette tendance selon le pays d'origine.

D'autre part, la distinction entre immigrantes et natives se justifie par le fait qu'il est possible que les deux groupes 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, pourraient devenir le principal soutien familial en attendant que leurs conjoints trouvent un emploi ou finissent leurs études (Baker et Benjamin, 1997).

Notre analyse empirique est basée sur des données d'un échantillon tiré du recensement du Canada de 2001. L'échantillon comprend 142 452 femmes mariées âgées entre 20 et 60 ans, dont 24,5 % sont des immigrantes. Le modèle empirique comprend une équation de participation au marché du travail, une équation de salaire et une équation d'offre de travail; les deux dernières sont corrigées du biais de sélection. Le modèle est estimé séparément pour les natives et les immigrantes.

---

3. Au cours des six premières décennies du xx<sup>e</sup> siècle, les immigrants du Canada venaient essentiellement d'Europe et des États-Unis. Aujourd'hui, la plupart d'entre eux viennent d'Asie. À titre de comparaison, la part de l'immigration asiatique dans l'immigration totale est passée de moins de 3 % avant 1961 à 33 % dans les années 1970, puis à 47 % dans les années 1980 et à 58 % dans les années 1990 (Statistique Canada, 2003).

Les résultats empiriques obtenus indiquent des disparités importantes entre les femmes natives et les immigrantes à l'égard de leur offre de travail. Par exemple, l'élasticité du nombre d'heures travaillées par année par rapport au salaire horaire est estimée à 0,180 chez les natives contre 0,072 seulement chez les immigrantes. Cette divergence pourrait s'expliquer par le fait que les natives ont réellement un choix en termes d'offre de travail alors que les immigrantes se trouvent limitées dans leur choix à cause de certaines contraintes du marché (difficultés de trouver un emploi) ou culturels (attachement au rôle plus traditionnel au sein du ménage). Ces facteurs pourraient faire en sorte que les variations dans les revenus potentiels d'emploi (et donc du manque à gagner en ne travaillant pas) ont un impact moindre sur l'offre de travail des immigrantes comparativement aux natives. D'autre part, nous trouvons que les immigrantes européennes ont une élasticité salaire qui est légèrement supérieure à celle des autres immigrantes (0,082 contre 0,058), mais qui demeure significativement inférieure à celle des natives. Ainsi, il semble que l'immigration est un processus de sélection qui entraîne des différences de comportement même entre les groupes culturellement comparables (natives et européennes).

Le reste de l'article est organisé comme suit. La première section expose le modèle économétrique. La deuxième section présente une analyse descriptive des données utilisées. La troisième section discute les principaux résultats empiriques obtenus et la dernière section conclut l'étude.

## 1. SPÉCIFICATION ÉCONOMÉTRIQUE

Supposons que pour chacun des deux groupes (immigrantes et natives), l'offre de travail peut être exprimée comme suit (pour simplifier les écritures, nous omettons les indices représentant la femme et le statut d'immigration) :

$$H = \alpha_1 + \alpha_2 \ln W + \alpha_3 R_F + \alpha_4 R_M + Y\theta + \varepsilon \quad (1)$$

où  $H$  est le nombre total d'heures travaillées par année,  $\ln W$  est le log du salaire horaire espéré,  $R_F$  représente les autres revenus propres de la femme et  $R_M$  représente les autres revenus du ménage (excluant ceux de la femme), y compris les revenus d'emploi et hors-emploi du conjoint. Les données utilisées dans cette étude ne permettent pas d'identifier le salaire du conjoint, ce qui nous empêche d'en tenir compte séparément comme dans les modèles de négociation familiale. Toutefois, notre spécification permet de relâcher (ou du moins atténuer) l'hypothèse de revenu commun, en tenant compte de la partie de revenu hors-travail du ménage contrôlée par la femme. À l'instar de plusieurs études existantes (Blau et Kahn, 2006, par exemple), nous considérons les variables  $R_F$  et  $R_M$  comme exogènes. Le vecteur  $Y$  représente des caractéristiques observables qui pourraient affecter la valeur marginale du temps hors du marché du travail.  $\varepsilon$  est un élément aléatoire qui capture les variables non observées et l'hétérogénéité.  $\alpha_1$  à  $\alpha_4$  et  $\theta$  sont des paramètres à estimer.

Pour chaque groupe de femmes, le salaire du marché est donné par l'équation suivante :

$$\ln W = X\gamma + u \quad (2)$$

où  $X$  est un vecteur de caractéristiques observables déterminant le niveau du salaire,  $\gamma$  est un vecteur de paramètres à estimer et  $u$  est un élément aléatoire non observable.

Suivant l'approche de Heckman (1979), nous avons ajouté aux équations (1) et (2) l'inverse du rapport de Mill pour pallier le problème de sélection dû au fait que le nombre d'heures travaillées et le salaire ne sont observés que pour les femmes qui sont déjà sur le marché du travail. Le rapport de Mill est estimé après une régression de type *probit* appliquée à une variable dichotomique indiquant si la femme participe ou non au marché du travail. Les résultats de cette régression sont également discutés dans cet article.

Comme l'équation de l'offre de travail (1) dépend du salaire horaire estimé, nous procéderons d'abord à l'estimation de l'équation de salaire (2) ajustée du biais de sélection, puis obtiendrons des estimations du log du salaire horaire  $\ln \hat{W} = X\hat{\gamma}$  qui seront ensuite utilisées à la place de  $\ln W$  dans l'équation (1). Les deux équations (1) et (2) sont estimées par moindres carrés ordinaires (MCO).

Plutôt que d'inclure dans nos équations une simple indicatrice du statut d'immigration, nous avons opté pour une approche plus flexible en estimant notre modèle séparément pour les natives et les immigrantes. La première approche suppose que dans chaque équation, la différence entre natives et immigrantes concerne la constante uniquement, ce qui est très contraignant.

Empiriquement, nous avons pris en compte les variables explicatives habituelles dans ce type de modèles et nous en avons ajouté de nouvelles afin de mieux expliquer le comportement des femmes. Dans le cas de l'équation de participation au marché du travail (modèle *probit*), nous avons considéré la scolarité de la femme et son expérience comme déterminants du salaire potentiel, les autres sources de revenu ainsi que la présence d'enfants et son influence selon leur âge. En plus, nous avons considéré la connaissance des langues officielles, qui est un atout sur le marché du travail, et la religion (ainsi que le pays d'origine pour les immigrantes) comme un signal de possibles différences culturelles. Nous avons considéré deux autres caractéristiques du ménage qui pourraient avoir une influence sur la décision de participation au marché du travail : si, en plus de son conjoint et de ses enfants, la femme habite avec une ou d'autres personnes adultes dans le ménage (cohabitation) et s'il s'agit d'un couple légalement marié ou pas (union de fait). Enfin, nous avons inclus la province de résidence et la région métropolitaine afin de prendre en compte l'impact des différences provinciales et locales sur la participation au marché du travail.

Quant à l'équation de salaire, nous avons considéré les variables de capital humain (expérience et niveau de scolarité), la connaissance des langues officielles,

la province de résidence et le fait d'habiter dans une région métropolitaine. Dans le cas des immigrantes, nous avons distingué entre l'expérience canadienne et l'expérience acquise à l'étranger. Nous avons également tenu compte de leur région d'origine.

Enfin, pour ce qui est de l'équation d'offre de travail, nous avons considéré les variables susceptibles d'influer sur la quantité de travail que la femme est disposée à offrir. La variable centrale est le log du salaire horaire, prédite à partir de l'équation de salaire ajustée du biais de sélection. Nous avons exclu les variables expérience professionnelle et scolarité à cause de leur forte corrélation (linéaire) avec le log du salaire horaire prédit. Le reste des variables est le même que dans le cas de l'équation de participation.

Naturellement, ce type de modèle renferme un problème potentiel d'identification des coefficients des équations d'offre de travail (1) et de salaire (2) en présence du terme de correction. L'identification est améliorée s'il y a des variables d'exclusion (c'est-à-dire des variables qui affectent la participation au marché du travail sans affecter l'offre de travail ou le salaire du marché), sinon elle est possible mais paramétrique grâce à la non-linéarité de l'inverse du rapport de Mill. L'identification de l'équation de salaire (2) pose, en principe, moins de problèmes puisque plusieurs variables dans l'équation de sélection telles que la cohabitation avec d'autres personnes dans le même ménage, le type de couple (mariage légal ou union de fait), les revenus hors-travail et la religion ont logiquement été exclues des déterminants du salaire du marché. Dans le cas de l'équation d'offre de travail (1), il est difficile de trouver des variables d'exclusion car toutes les variables qui affectent la participation au marché du travail sont logiquement susceptibles d'affecter l'offre de travail directement ou indirectement à travers le salaire du marché. Toutefois, nous avons procédé comme dans Smith et Stelcner (1988) en éliminant (de l'équation 1) les variables qui sont fortement corrélées avec le salaire comme l'expérience et le niveau de scolarité. Ceci permet, par ailleurs, d'identifier le coefficient du log du salaire horaire dans l'équation de l'offre de travail ( $\alpha_2$  dans l'équation 1) puisque l'expérience et la scolarité sont incluses dans l'équation de salaire mais exclues de l'équation de l'offre de travail (Maddala, 1983 : 239)<sup>4</sup>.

## 2. DONNÉES ET ANALYSE DESCRIPTIVE

Les données utilisées proviennent du fichier à grande diffusion de microdonnées pour les particuliers du Recensement du Canada 2001<sup>5</sup>. Nous avons sélectionné les femmes mariées ou en union libre, âgées entre 20 et 60 ans. Nous avons

4. Blau et Kahn (2006) ont basé l'identification de l'équation de l'offre de travail sur l'exclusion de la scolarité de cette équation par rapport à l'équation de salaire.

5. Les fichiers complets du recensement comprennent les données de 20 % de la population canadienne. Les fichiers à grande diffusion sont constitués d'échantillons aléatoires représentant de 2 à 3 % de la population recensée.

également éliminé les femmes qui résident dans les quatre provinces atlantiques (Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick) puisque ces provinces ne comptent que très peu d'immigrants. En effet, moins de 1 % de tous les immigrants des années 1990 se sont installés dans ces provinces (Statistique Canada, 2003). L'échantillon final est composé de 142 452 femmes, dont 24,5 % sont des immigrantes.

Malheureusement, le recensement de 2001 ne fournit ni le nombre total d'heures travaillées par année ni le salaire horaire des travailleurs. En revanche, il fournit des données sur le nombre de semaines travaillées et le salaire annuel en 2000. Nous avons alors estimé l'offre de travail annuelle par le produit du nombre de semaines travaillées en 2000 et du nombre d'heures travaillées durant la semaine de référence en mai 2001. De même, nous avons également estimé le salaire horaire par le rapport entre le salaire annuel de 2000 et l'offre de travail annuelle estimée. Nakamura et Nakamura (1981), Smith et Stelcner (1988), et Worswick (1996) ont adopté la même approche avec les données des recensements précédents du Canada. Nous avons, par ailleurs, limité le salaire horaire maximum estimé à 100 \$<sup>6</sup>. Enfin, nous avons considéré l'expérience potentielle (âge - années de scolarité - 6) comme mesure de l'expérience professionnelle. Pour les immigrantes, nous avons utilisé le nombre d'années depuis l'immigration pour décomposer le nombre d'années d'expérience en expérience canadienne et expérience acquise à l'étranger<sup>7</sup>.

Un sommaire des principales caractéristiques de l'échantillon est présenté dans le tableau 1. Ce tableau fait apparaître des différences entre les natives et les immigrantes en ce qui concerne les caractéristiques étudiées. Nous constatons qu'un grand pourcentage de femmes dans l'échantillon participe au marché du travail, mais que ce pourcentage est relativement plus élevé parmi les natives (77,8 % contre 70,6 % parmi les immigrantes). Pour ce qui est de l'intensité de l'offre de travail, les deux groupes affichent une moyenne d'environ 1 700 heures par année; néanmoins les immigrantes ont travaillé, en moyenne, 22 heures (ou 1,3 %) de plus par année que les natives. En ce qui concerne le salaire horaire, il est légèrement supérieur chez les natives (19,4 \$) comparativement aux immigrantes (18,7 \$), mais l'écart est minime et non significatif. Les écarts sont également très faibles entre les deux groupes en ce qui concerne les autres revenus de la femme ou de son ménage comme cela est indiqué dans le tableau 1.

---

6. Les valeurs dépassant cette limite ont été remplacées par la valeur 100 \$. Cette opération a concerné environ 1,2 % de l'échantillon de femmes mariées qui ont gagné un salaire.

7. Cette décomposition est pertinente puisque les deux types d'expérience ont des rendements très différents; l'expérience canadienne est plus payante que l'expérience étrangère (Green et Worswick, 2004; Aydemir et Skuterud, 2005). Les immigrants sont pénalisés par le faible degré de transférabilité internationale de leurs acquis professionnels avant l'arrivée au Canada. Dans le cas des femmes immigrantes, ceci est encore vrai. L'étude de Boudarbat et Boulet (2007) a démontré que les femmes reçoivent un rendement presque nul pour leur expérience étrangère.



**TABLEAU 1**  
**RÉSUMÉ STATISTIQUE**  
(MOYENNES, ÉCARTS-TYPES ET POURCENTAGES)

	<b>Non-im- migrantes</b>	<b>Immi- grantes</b>	<b>Ensemble</b>
Sur le marché du travail (actives)	77,8	70,6	76,0
Nombre estimé d'heures travaillées en 2000	1 677,7 (738,7)	1 699,7 (748,7)	1 682,5 (741,0)
Salaire horaire estimé (\$)	19,4 (15,4)	18,7 (16,0)	19,2 (15,5)
Autres revenus annuels de la femme - excluant son salaire (\$)	4 394,8 (9 999,8)	4 395,4 (9 991,1)	4 394,9 (9 997,6)
Autres revenus annuels du ménage - excluant les revenus de la femme (\$)	46 210,3 (26 124,1)	46 472,7 (29 186,9)	46 274,6 (26 906,8)
Âge	41,1 (10,0)	42,8 (9,7)	41,5 (10,0)
En union libre	23,3	6,3	19,1
En cohabitation avec des personnes autres que le conjoint et les enfants	6,4	17,7	9,1
Avec enfants de moins de 6 ans	21,9	23,2	22,2
Avec enfants entre 6 et 14 ans	32,4	34,7	33,0
Avec enfants (tous les âges)	63,7	74,4	66,3
Grade, certificat ou diplôme le plus élevé :			
• aucun	20,4	24,7	21,5
• secondaire	26,7	22,2	25,6
• école de métiers	9,6	7,8	9,1
• collège	25,5	21,5	24,5
• baccalauréat	12,7	15,3	13,3
• études supérieures	5,2	8,7	6,0

TABLEAU 1 (suite)

	<b>Non-im- migrantes</b>	<b>Immi- grantes</b>	<b>Ensemble</b>
Connaissance des langues officielles :			
• anglais seulement	61,6	80,1	66,2
• français seulement	17,5	3,4	14,1
• anglais et français	20,8	10,9	18,4
• ni l'un ni l'autre	0,0	5,6	1,4
Religion :			
• catholique	49,1	33,2	45,2
• protestante	32,5	17,9	28,9
• autre chrétienne	3,1	8,9	4,5
• musulmane	0,1	7,8	2,0
• juive	0,9	1,6	1,1
• sans religion	13,9	16,7	14,6
• autres religions	0,5	13,9	3,8
Région de naissance :			
• États-Unis ou Royaume-Uni		14,3	
• Europe centrale		15,0	
• Europe de l'Est		7,4	
• Autre région de l'Europe		5,0	
• Asie centrale et Moyen-Orient		5,0	
• Asie méridionale		11,6	
• Asie orientale et du Sud-Est		24,8	
• Afrique		4,9	
• Amérique latine		10,8	
• autres régions		1,1	
Nombre d'observations	107 566	34 886	142 452

NOTE : Les données sont tirées du fichier du Recensement du Canada 2001 et se rapportent aux femmes mariées ou en union libre, âgées entre 20 et 60 ans et vivant dans des provinces autres que les provinces atlantiques.

Les écarts-types sont donnés entre parenthèses.

D'autre part, les femmes mariées immigrantes au Canada sont moins susceptibles de se trouver en union libre. Ceci pourrait s'expliquer en partie par un processus de sélection, puisqu'il est plus facile pour certaines femmes d'obtenir la résidence permanente en faisant partie d'un couple légalement marié ou en étant parrainées par leur mari qu'en se présentant en tant que requérantes principales. De plus, les immigrantes ont une probabilité plus élevée de cohabiter avec d'autres personnes dans le même ménage. Par rapport à la fécondité, les femmes immigrantes ont un taux de fertilité plus élevé avec 74,4 % d'entre elles qui ont des enfants (de tout âge) comparativement à 63,7 % des natives.

Les différences entre les natives et les immigrantes en ce qui concerne le niveau de scolarité sont globalement faibles. Toutefois, le pourcentage de femmes ayant fait des études universitaires est un peu plus élevé parmi les immigrantes. Pour ce qui est de la connaissance des langues, nous constatons surtout le fait que 80 % des immigrantes se débrouillent en anglais seulement et que 6 % d'entre elles ne parlent aucune des deux langues officielles du Canada. Enfin, nous constatons que la plupart des femmes natives dans l'échantillon sont catholiques ou protestantes (82 %) alors que chez les immigrantes il y a une plus grande diversité de religions. Quant à la région d'origine, 41 % des femmes immigrantes sont nées en Asie et 42 % sont nées en Europe ou aux États-Unis. Les femmes provenant d'Afrique, d'Amérique latine et d'autres régions du monde représentent ensemble 17 % de toutes les immigrantes.

### 3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Cette section résume les principaux résultats empiriques obtenus. Les estimations du modèle *probit* sur la participation au marché au travail sont présentées dans le tableau 2. Les estimations des équations du salaire et celles de la fonction d'offre de travail, ajustées du biais de sélection, sont fournies dans les tableaux 3 et 4.

#### 3.1 *Équation de participation au marché du travail*

Toutes les variables explicatives présentent les signes attendus (voir tableau 2). Comme nous pouvons nous y attendre, les variables du capital humain (expérience professionnelle et scolarité) ont un effet positif sur la probabilité que la femme participe au marché du travail. Ainsi, les femmes avec des salaires potentiels élevés, sont plus susceptibles d'être sur le marché du travail. Dans le cas des immigrantes nous constatons que l'expérience à l'étranger a un effet très modeste sur leur participation au marché du travail, possiblement à cause de son effet également modeste sur les salaires.

Par rapport aux revenus hors-travail, nous constatons qu'ils ont l'effet attendu sur la probabilité de travailler, soit un effet négatif. De plus, le coefficient associé aux « autres revenus de la femme » est supérieur au coefficient associé aux

TABLEAU 2

ÉQUATION DE PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL (ESTIMATION DU MODÈLE *PROBIT*)  
(VARIABLE DÉPENDANTE ÉGALE À 1 POUR LES FEMMES ACTIVES)

Type de variable	Variables explicatives	Non-immigrantes		Immigrantes	
		Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
	Constante	0,7688***	0,0335	0,1774**	0,0776
Expérience	Expérience canadienne	0,0445***	0,0021	0,1055***	0,0041
	Expérience canadienne <sup>2</sup>	-0,0016***	0,0000	-0,0028***	0,0001
	Expérience étrangère			-0,0030	0,0044
	Expérience étrangère <sup>2</sup>			-0,0005***	0,0001
	Exp. canadienne*Exp. étrangère			-0,0018***	0,0002
Grade, certificat ou diplôme le plus élevé (par rapport à « aucun diplôme »)	Secondaire	0,3401***	0,0140	0,0931***	0,0250
	École de métiers	0,4363***	0,0192	0,2914***	0,0358
	Collège	0,6138***	0,0152	0,3344***	0,0271
	Baccalauréat	0,7569***	0,0196	0,3518***	0,0306
	Études supérieures	0,9020***	0,0285	0,5179***	0,0378
Autres revenus	Autres revenus du ménage /1000	-0,0059***	0,0002	-0,0040***	0,0003
	Autres revenus de la femme /1000	-0,0348***	0,0006	-0,0284***	0,0011
Fécondité	Enfant moins de 6 ans	-0,9663***	0,0210	-0,7174***	0,0352
	Enfant entre 6 et 14 ans	-0,3175***	0,0166	-0,1950***	0,0264
	Enfant de tous les âges	0,1890***	0,0152	0,1166***	0,0254
	Enfant < 6 ans * Enfants 6-14 ans	0,3934***	0,0264	0,2585***	0,0438
Connaissance des langues officielles (par rapport à «anglais uniquement »)	Français uniquement	-0,2132***	0,0254	-0,0098	0,0566
	Les deux langues	-0,0218	0,0190	0,1335***	0,0347
	Aucune des deux langues			-0,3212***	0,0393

TABLEAU 2 (suite)

Type de variable	Variables explicatives	Non-immigrantes		Immigrantes	
		Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Caractéristiques du ménage	Union de fait (par rapport à légalement mariée)	0,1029***	0,0135	0,2369***	0,0385
	Cohabitation avec d'autres personnes	-0,0361*	0,0200	0,2032***	0,0240
Religion (par rapport à « sans religion »)	Catholique	0,1047***	0,0171	0,1098***	0,0274
	Protestante	0,0614***	0,0163	0,0552*	0,0310
	Autre chrétienne	-0,1388***	0,0308	0,0041	0,0364
	Musulmane	-0,2986**	0,1504	-0,4004***	0,0430
	Juive	0,0378	0,0557	0,1611**	0,0725
	Autre	-0,2314***	0,0711	0,0737**	0,0355
Région de naissance (par rapport aux femmes nées aux États-Unis ou au Royaume-Uni)	Europe centrale			-0,0915***	0,0341
	Europe de l'Est			-0,0333	0,0415
	Autre région de l'Europe			-0,0409	0,0452
	Asie centrale et Moyen-Orient			-0,3733***	0,0493
	Asie méridionale			-0,1400***	0,0426
	Asie orientale et du Sud-Est			-0,1022***	0,0328
	Afrique			0,0889*	0,0488
	Amérique latine			-0,0108	0,0363
Autres régions			0,1174	0,0854	
Nombre d'observations		107 566		34 886	

NOTE : Les régressions comprennent également des indicateurs de la région métropolitaine de recensement et de la province de résidence.

\* significatif à 10 %; \*\* significatif à 5 %; \*\*\* significatif à 1 %.

« autres revenus du ménage », et les deux sont statistiquement différents au niveau 1 % et ce pour chacun des deux groupes de femmes.

Les résultats des indicateurs de fécondité confirment ceux obtenus par Nakamura et Nakamura (1981) et par Smith et Stelcner (1988) avec les données des recensements canadiens de 1971 et de 1981, respectivement. En effet, la présence d'enfants de moins de six ans diminue fortement la probabilité d'être active sur le marché du travail et il en est de même dans le cas d'enfants entre 6 et 14 ans. Nous confirmons également l'effet positif d'avoir des enfants dans les deux groupes considérés. Nous constatons cependant que l'effet de la présence des enfants est beaucoup plus fort chez les natives.

Pour ce qui est de la connaissance des langues officielles, nous trouvons qu'une femme native unilingue francophone aurait une probabilité moindre d'être sur le marché du travail par rapport à une femme native anglophone. Sachant que la majorité des Canadiens francophones vivent au Québec, ce constat vient corroborer les données de l'*Enquête sur la population active* selon lesquelles le taux d'activité de l'ensemble des femmes de 15 ans et plus est plus faible au Québec comparativement aux provinces à l'ouest. Dans le cas des immigrantes, la probabilité d'être sur le marché du travail augmente pour la femme bilingue et diminue nettement si la femme ne maîtrise aucune des deux langues officielles. Encore une fois, ces résultats sont conformes à ceux de Smith et Stelcner (1988).

S'agissant des variables reflétant d'autres caractéristiques du ménage, nous constatons que le fait d'être en union libre augmente la probabilité d'être active, surtout chez les immigrantes. Quant à la présence d'autres personnes dans le ménage (autres que le conjoint et les enfants), elle a un effet négatif (mais significatif à 10 % seulement) sur la participation des natives au marché du travail contre un effet positif et hautement significatif pour les immigrantes. Selon Antecol et Bedard (2002), la cohabitation avec d'autres personnes permet aux femmes immigrantes mariées de partager la garde des enfants d'âge préscolaire et d'autres responsabilités du ménage, ce qui augmente leurs chances de travailler à l'extérieur du foyer.

Pour ce qui est de l'effet de la religion, nous trouvons que les femmes catholiques, qu'elles soient immigrantes ou natives, ont une probabilité plus élevée d'être sur le marché du travail par rapport aux femmes sans religion. De plus, cette probabilité augmente chez les femmes juives, surtout parmi celles qui sont immigrantes, et diminue fortement chez les musulmanes.

Enfin, nos résultats indiquent que les immigrantes nées en Asie sont les moins susceptibles de participer au marché au travail comparativement aux immigrantes en provenance des États-Unis et du Royaume-Uni. Sachant que la plupart des nouveaux immigrants au Canada proviennent d'Asie, ce résultat expliquerait en partie le faible accroissement du taux d'activité des femmes immigrantes comme cela a été mentionné. Le résultat pourrait également refléter des différences de comportement entre les femmes selon l'origine, mais il pourrait tout aussi bien indiquer

des problèmes d'insertion auxquelles certaines immigrantes font face. En effet, dans notre échantillon, les femmes originaires de l'Asie centrale - Moyen-Orient et de l'Asie méridionale affichent des taux de chômage d'environ 13 % en 2001 contre 7,4 % pour l'ensemble des immigrantes et 4,6 % pour les natives.

### 3.2 *Équation de salaire*

Les paramètres estimés pour les équations de salaire présentent en général les signes attendus (voir tableau 3). L'expérience et le niveau de scolarité ont un effet positif sur le salaire, mais cet effet est plus fort chez les natives. Les résultats montrent aussi que, pour les immigrantes, il y a un écart important et significatif entre le rendement de l'expérience canadienne et le rendement de l'expérience acquise à l'étranger. De plus, nous constatons que le rendement de l'expérience canadienne est légèrement supérieur pour les natives comparativement aux immigrantes. L'étude d'Aydemir et Skuterud (2005) indique que ce fait s'applique à l'ensemble des femmes immigrantes et aux hommes également. En outre, nous confirmons les résultats d'autres études à l'effet que la connaissance des langues officielles est un facteur déterminant des salaires. Ainsi, une femme qui parle seulement le français peut s'attendre à un salaire plus bas par rapport à une femme qui parle seulement l'anglais, *ceteris paribus*. À l'opposé, les femmes bilingues reçoivent des salaires plus élevés que les autres femmes. Ces effets sont plus forts pour les immigrantes. Pour ce dernier groupe, le salaire attendu sera beaucoup plus bas si la femme ne parle aucune des deux langues officielles; l'écart de salaire atteint 17 % par rapport à une femme immigrante qui est bilingue.

D'autre part, pour le groupe des femmes immigrantes, les résultats selon la région d'origine montrent qu'il y a, en général, un désavantage salarial de toutes les origines par rapport aux femmes en provenance des États-Unis ou du Royaume-Uni. Ce désavantage caractérise davantage les immigrantes issues de l'Asie et de l'Europe de l'Est. Ces résultats confirment ceux des autres études économiques relatifs à l'effet négatif des nouvelles sources d'immigration sur les salaires et au problème de transfert de l'expérience étrangère vers le pays d'accueil (voir Picot et Sweetman, 2005, pour une revue de littérature).

Enfin, il convient de souligner que le coefficient estimé de l'inverse du rapport de Mill est statistiquement significatif autant pour les natives que pour les immigrantes, ce qui ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle sur l'absence de biais de sélection. De plus, la corrélation entre la participation au marché du travail et le salaire espéré est positive, ce qui est conforme aux attentes puisque les personnes qui travaillent ont un salaire espéré plus élevé.

### 3.3 *Équation d'offre de travail*

Les estimations de l'équation de l'offre de travail sont présentées dans le tableau 4.

TABLEAU 3

ESTIMATION DE L'ÉQUATION DE SALAIRE CORRIGÉE DU BIAIS DE SÉLECTION  
(VARIABLE DÉPENDANTE : LOGARITHME DU SALAIRE HORAIRE)

Type de variable	Variable explicative	Non-immigrantes		Immigrantes	
		Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Constante		1,9867***	0,0146	2,1660***	0,0424
Expérience	Expérience canadienne	0,0332***	0,0008	0,0310***	0,0024
	Expérience canadienne <sup>2</sup>	-0,0006***	0,0000	-0,0006***	0,0001
	Expérience étrangère			-0,0080***	0,0024
	Expérience étrangère <sup>2</sup>			0,0002***	0,0001
	Exp. canadienne * exp. étrangère			-0,0002**	0,0001
Grade, certificat ou diplôme le plus élevé (par rapport à « aucun diplôme »)	Secondaire	0,1409***	0,0074	0,0954***	0,0142
	École de métiers	0,1431***	0,0095	0,1266***	0,0189
	Collège	0,3396***	0,0079	0,2507***	0,0149
	Baccalauréat	0,5956***	0,0091	0,4139***	0,0165
	Études supérieures	0,6782***	0,0114	0,5579***	0,0193
Connaissance des langues (par rapport à « anglais uniquement »)	Français uniquement	-0,0572***	0,0108	-0,0991***	0,0328
	Les deux langues	0,0298***	0,0077	0,0414**	0,0171
	Aucune des deux langues			-0,1300***	0,0278



TABLEAU 3 (suite)

Type de variable	Variable explicative	Non-immigrantes		Immigrantes	
		Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Région de naissance (par rapport aux femmes nées aux États-Unis ou au Royaume-Uni)	Europe centrale			-0,0687***	0,0159
	Europe de l'Est			-0,1393***	0,0194
	Autre région de l'Europe			-0,0898***	0,0215
	Asie centrale et Moyen-Orient			-0,1335***	0,0273
	Asie méridionale			-0,2075***	0,0181
	Asie orientale et du Sud-Est			-0,1172***	0,0150
	Afrique			-0,0332	0,0226
	Amérique latine			-0,0879***	0,0172
	Autres régions			-0,0649*	0,0395
Inverse du rapport de Mill		0,1813***	0,0118	0,1305***	0,0248
Sigma		0,5453		0,5657	
Nombre d'observations		87 576		27 447	

NOTE : Les régressions comprennent également des indicateurs de la région métropolitaine de recensement et de la province de résidence. Les erreurs-types proviennent des matrices variances-covariances asymptotiques correctes (voir Heckman, 1979); \* significatif à 10 %; \*\* significatif à 5 %; \*\*\* significatif à 1 %.

TABLEAU 4

ESTIMATION DE L'ÉQUATION D'OFFRE DE TRAVAIL CORRIGÉE DU BIAIS DE SÉLECTION  
(VARIABLE DÉPENDANTE : NOMBRE D'HEURES TRAVAILLÉES ANNUELLEMENT)

Type de variable	Variable explicative	Non-immigrantes		Immigrantes	
		Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Constante		1 176,201***	45,278	1 524,007***	120,637
Log salaire ajusté		306,912***	15,948	132,689***	39,412
Autres revenus	Autres revenus du ménage /1000	-3,603***	0,126	-1,886***	0,232
	Autres revenus de la femme/1000	-13,788***	0,564	-9,111***	1,066
Fécondité	Enfant moins de 6 ans	-300,796***	10,748	-224,668***	21,827
	Enfant entre 6 et 14 ans	-131,481***	7,900	-92,846***	14,635
	Enfant de tous les âges	12,163	7,793	20,937	15,213
	Enfant < 6 * enfants 6-14 ans	180,292***	14,632	180,061***	28,461
Caractéristiques du ménage	Union de fait (par rapport à légalement mariée)	26,275***	7,044	16,003	21,763
	Cohabitation avec d'autres personnes	111,951***	11,363	93,739***	15,720
Connaissance des langues (par rapport à « anglais uniquement »)	Français uniquement	-36,848***	13,516	-9,310	40,400
	Les deux langues	0,641	9,636	6,973	21,206
	Aucune des deux langues			107,155***	34,174

TABLEAU 4 (suite)

Type de variable	Variable explicative	Non-immigrantes		Immigrantes	
		Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
Religion (par rapport aux personnes sans religion)	Catholique	11,902	8,921	13,412	17,099
	Protestante	-29,764***	8,549	-37,672**	19,096
	Autre chrétienne	-85,398***	17,039	-60,537***	23,504
	Musulmane	-0,168	95,138	-13,650	31,876
	Juive	-164,376***	28,130	-122,436***	41,968
	Autre	-81,181**	38,984	53,840**	23,440
Région de naissance (par rapport aux femmes nées aux États-Unis ou au Royaume-Uni)	Europe centrale	-	-	66,347***	20,580
	Europe de l'Est	-	-	33,445	25,637
	Autres régions de l'Europe	-	-	33,397	27,268
	Asie centrale et Moyen-Orient	-	-	-37,710	35,384
	Asie méridionale	-	-	12,213	27,731
	Asie orientale et du Sud-Est	-	-	79,880***	19,773
	Afrique	-	-	54,858*	29,558
	Amérique latine	-	-	34,710	22,077
Autres régions	-	-	81,158	49,603	
Inverse du rapport de Mill		-167,842***	17,225	-306,792***	36,997
Sigma		661,186		708,673	
Nombre d'observations		87 576		27 447	

NOTE : Les régressions comprennent également des indicateurs de la région métropolitaine de recensement et de la province de résidence. Les erreurs-types proviennent des matrices variances-covariances asymptotiques correctes (voir Heckman, 1979); \* significatif à 10 %; \*\* significatif à 5 %; \*\*\* significatif à 1 %.

*Variables de revenu*

Les coefficients des différentes sources de revenu (travail et hors-travail) sont hautement significatifs autant pour les natives que pour les immigrantes. Le coefficient estimé du salaire du marché est positif, ce qui signifie que l'offre de travail des deux groupes de femmes est croissante. Quant aux coefficients estimés des deux types de revenu hors-travail (de la femme et du ménage), ils sont conformes à la théorie économique en étant négatives. De plus, ces coefficients sont statistiquement différentes au niveau 1 % tant pour les natives que pour les immigrantes, ce qui signifie que l'offre de travail des femmes mariées est plus sensible à leur propre revenu qu'aux autres sources de revenu du ménage.

Les résultats obtenus sont convertis en élasticités et présentés dans le tableau 5 (les deux premières lignes de résultats). Les estimations obtenues doivent être interprétées comme étant l'augmentation en pourcentage de l'offre de travail qui résulte d'une augmentation de 1 % du salaire horaire (élasticité non compensée) ou du revenu hors-travail (élasticité-revenu). L'élasticité compensée est une valeur dérivée.

S'agissant de l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire horaire (élasticité non compensée), les résultats indiquent qu'une augmentation de 1 % du salaire horaire du marché mènerait à une augmentation de 0,180 % de l'offre de travail des natives contre seulement 0,072 % pour les immigrantes. Ceci veut dire

TABLEAU 5  
ÉLASTICITÉS ESTIMÉES DE L'OFFRE DE TRAVAIL  
(NOMBRE D'HEURES TRAVAILLÉES PAR ANNÉE)

	Élasticité par rapport au salaire horaire (1)	Élasticité- revenu (*) (2)	Élasticité compensée (1) – (2)
Natives	0,180	-0,095	0,275
Immigrantes	0,072	-0,047	0,119
Immigrantes n'appartenant pas à des minorités visibles	0,082	-0,078	0,160
Immigrantes appartenant à des minorités visibles	0,058	-0,014	0,072

NOTE : Les élasticités ont été estimées en utilisant les moyennes d'échantillon des variables nombre d'heures travaillées par année, autres revenus du ménage et autres revenus de la femme.

(\*) L'élasticité-revenu est une moyenne pondérée de l'élasticité de l'offre de travail par rapport aux autres revenus de la femme et de l'élasticité de l'offre de travail par rapport aux autres revenus du ménage. Les facteurs de pondération sont les parts de chaque type de revenu dans le revenu hors-travail total.

que l'offre de travail est croissante pour les deux groupes, mais que l'offre de travail des femmes natives est deux fois et demie plus sensible au salaire du marché que celle des femmes immigrantes. La même différence de comportement est relevée en ce qui concerne l'impact des revenus hors-travail sur l'offre de travail.

Par rapport à certaines études antérieures, nos résultats supportent les conclusions de Smith et Stelcner (1988) et Dhawan (1999) selon lesquelles les fonctions d'offre de travail des femmes canadiennes sont croissantes avec le salaire du marché. Ils s'écartent, toutefois, de celles de Nakamura et Nakamura (1981), et Robinson et Tomes (1985) qui avaient abouti à des courbes d'offre de travail à rebours (« *backward-bending* ») comme dans le cas des hommes.

Les élasticité salaire positives combinées avec la grande amélioration du niveau de scolarité des femmes (Frenette et Coulombe, 2007) et l'amélioration du salaire relatif des femmes<sup>8</sup> pourraient expliquer l'augmentation du taux d'activité des femmes canadiennes mentionnée plus haut, et l'intensité de leur offre de travail (une heure de travail de plus, en moyenne, en 2001 comparativement à 1981 versus 0,3 heure de moins pour les hommes<sup>9</sup>).

Par rapport aux deux premières études, des différences sont à signaler au niveau de la magnitude de l'élasticité salaire, attribuables vraisemblablement aux différences au niveau des données utilisées (source ou période de référence), des restrictions imposées aux échantillons analysés ou des méthodologies d'estimations adoptées<sup>10</sup>. Par exemple, Dhawan (1999) qui a utilisé les données de l'*Enquête sur les dépenses des familles*<sup>11</sup>, a abouti à une élasticité non compensée de l'offre de travail (mesurée par le nombre d'heures travaillées par année) de l'ordre de 0,747 chez les natives et de 0,294 chez les immigrantes en 1986. En 1992, ces estimations deviennent 0,547 et 0,694, c'est-à-dire que l'élasticité a baissé chez les natives et augmenté chez les immigrantes. Néanmoins, lorsque l'auteur considère le nombre d'heures travaillées par semaine, ses résultats s'approchent mieux des nôtres. L'élasticité non compensée de l'offre de travail devient 0,322 chez les natives et 0,181 chez les immigrantes en 1992; les deux grandeurs ont augmenté par rapport à 1986 où elles étaient de 0,285 et 0,093 respectivement.

---

8. Le ratio des gains des femmes par rapport aux gains des hommes est passé de 0,46 en 1967 à 0,64 en 1997. Ce ratio est passé de 0,58 à 0,73 lorsqu'on considère les travailleurs à temps plein toute l'année (Statistique Canada, 1999). Les progrès importants qui ont marqué les droits des femmes au travail au cours des dernières décennies, notamment en matière d'équité salariale, expliquent en partie l'évolution favorable de la situation des femmes sur le marché du travail canadien.

9. Données de Statistique Canada, no 97F0012XCB2001005 au catalogue.

10. Benjamin, Gunderson et Riddell (2002), ayant compilé plus de 50 études internationales sur l'élasticité de l'offre de travail, notent que les résultats varient substantiellement d'une étude à l'autre en fonction des données et de l'approche économétrique utilisées. Ceci est encore vrai dans le cas de l'offre de travail des femmes.

11. L'échantillon analysé par Dhawan (1999) comprend les femmes mariées âgées entre 20 et 65 ans, dont l'époux est un salarié et se situe dans le même intervalle d'âge. Pour les immigrantes, seules celles dont l'époux est également immigrant ont été retenues.

Quant à l'étude de Smith et Stelcner (1988), menée à l'aide des données du recensement canadien de 1981, elle a abouti à une élasticité de l'offre de travail (mesurée par le nombre d'heures travaillées par année) par rapport au salaire horaire de l'ordre de 0,10 chez les femmes canadiennes mariées et âgées entre 20 et 54 ans. L'étude ne fait pas de distinction entre les natives et les immigrantes à ce niveau. Ainsi, nos résultats (du moins ceux concernant les natives, qui représentent plus de 75 % de notre échantillon) semblent indiquer une augmentation de l'élasticité en question dans le temps, soit la même conclusion que Dhawan (1999) pour la période 1986-1992 sur la base du nombre d'heures travaillées par semaine.

Enfin, nous avons vérifié si les différences relevées ci-dessus persistent lorsqu'on examine des immigrantes qui sont culturellement proches des natives canadiennes<sup>12</sup>. Une façon simple de le faire est de distinguer les immigrantes en fonction de l'appartenance aux minorités visibles. Globalement, cette appartenance distingue entre les immigrantes européennes et les immigrantes non européennes<sup>13</sup>. Les résultats sont donnés dans les deux dernières lignes du tableau 5. Nous constatons que les immigrantes n'appartenant pas à des minorités visibles ont des élasticités plus élevées que celles des autres immigrantes. L'écart est particulièrement fort au niveau de l'élasticité-revenu et de l'élasticité compensée. De ce fait, les immigrantes n'appartenant pas à des minorités visibles ont une élasticité-revenu relativement proche de celle des natives (-0,078 et -0,095 respectivement). Les deux groupes réagissent presque de la même façon à un changement de revenu hors-travail. Toutefois, un écart important subsiste entre les deux groupes au niveau de l'élasticité compensée (0,160 contre 0,275), mais qui est beaucoup moins élevé que l'écart entre les immigrantes appartenant à des minorités visibles et les natives (0,072 contre 0,275).

Il convient de signaler que cette comparaison pourrait être biaisée puisque l'immigration est en soi une sélection qui fait qu'on se trouve à comparer des femmes nées au Canada avec des femmes qui ont choisi d'y immigrer. On sait par exemple qu'un grand nombre de femmes immigrantes arrivent au Canada en tant que personnes à charge ou dans le cadre du parrainage familial. Ce sont généralement les hommes qui se présentent en tant que requérants principaux et qui sont évalués en fonction de leur capacité d'intégrer le marché du travail canadien<sup>14</sup>. Les

---

12. Nous voudrions remercier un évaluateur anonyme pour cette suggestion fort intéressante.

13. Selon la définition de Statistique Canada (laquelle provient de la *Loi sur l'équité en matière d'emploi*), le groupe des minorités visibles comprend toutes les personnes, autres que les autochtones, qui ne sont pas de race blanche ou qui n'ont pas la peau blanche. On y retrouve : les Chinois, les Asiatiques du Sud, les Noirs, les Philippins, les Latino-Américains, les Asiatiques du Sud-Est, les Arabes, les Asiatiques occidentaux, les Japonais, les Coréens, etc.

14. En 2006, le nombre d'hommes qui ont été admis en tant que travailleurs qualifiés - demandeurs principaux s'élevait à 31 053 pour 13 110 femmes de la même catégorie. De plus, 28 189 femmes ont été admises en tant que conjointes/partenaires dans le cadre du regroupement familial la même année contre 17 088 hommes (« Aperçu de l'immigration : Faits et chiffres 2006 », Citoyenneté et Immigration Canada).

immigrantes pourraient ainsi présenter un faible degré d'attachement au marché du travail comparativement aux natives de sorte que, par exemple, les résultats des immigrantes européennes ne reflètent pas (à cause de l'éventuel biais de sélection) le comportement de toutes les femmes européennes.

#### *Autres variables*

L'examen des autres résultats indique que pour certaines variables, l'impact sur la quantité de travail offerte a le même sens que l'impact sur la probabilité de participer au marché du travail, alors que pour d'autres variables, le sens de l'impact est inversé. Naturellement, la présence de jeunes enfants fait baisser le nombre d'heures offertes sur le marché du travail, mais cet effet est plus important chez les natives par rapport aux immigrantes. Ce résultat confirme celui de Worswick (1996). D'un autre côté, la cohabitation avec d'autres personnes dans le ménage fait augmenter l'offre de travail de la femme qu'elle soit native ou immigrante. Le fait d'être en union libre fait augmenter les heures travaillées par les natives alors qu'il n'a pas d'effet significatif sur les immigrantes. Pour ces dernières, cette variable est plutôt décisive au niveau de la participation au marché du travail comme cela a été déjà mentionné.

Par rapport à la religion, nous constatons surtout que les protestantes, les autres chrétiennes et les juives qu'elles soient natives ou immigrantes, offrent moins d'heures sur le marché que les femmes sans religion. Chez les immigrantes, une femme de religion juive a une offre de travail inférieure à celle d'une femme sans religion bien qu'elle soit plus susceptible d'être active. Inversement, l'écart d'offre de travail entre une femme immigrante de religion musulmane et une femme immigrante sans religion n'est pas statistiquement significatif alors que, comme indiqué ci-dessus, une femme musulmane est beaucoup moins susceptible de participer au marché du travail.

Enfin, nos résultats indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, les immigrantes en provenance de l'Europe centrale et de l'Asie orientale et du Sud-Est, ont tendance à offrir plus d'heures de travail par année que le groupe de référence. Or, ces immigrantes sont parmi les moins susceptibles de participer au marché du travail. Les coefficients des autres régions retenues ne sont pas statistiquement significatifs ou le sont à 10 % seulement.

#### CONCLUSION

Dans cette étude nous nous sommes intéressés à l'offre de travail des femmes mariées selon le statut d'immigration au Canada. La distinction entre natives et immigrantes est justifiée par divers changements socio-économiques survenus au cours des deux dernières décennies au Canada. D'un part, nous constatons que le taux d'activité des femmes natives mariées a augmenté de plus de 15 points de pourcentage mais que cette augmentation n'a été que de 5 points pour les immigrantes. D'autre part, le Canada a connu un changement remarquable dans

l'origine de ses immigrants en faveur des pays dits non traditionnels. Ceci s'est traduit par une plus grande diversité ethnique et culturelle au sein de la population canadienne dont celle en âge d'activité.

Nos résultats ont mis en évidence des différences importantes entre natives et immigrantes mariées au niveau des caractéristiques sociales et du comportement sur le marché du travail.

S'agissant de l'analyse des facteurs explicatifs de la participation au marché du travail, nous confirmons l'effet négatif de la présence des enfants et l'effet positif du niveau de scolarité sur la probabilité de travailler. Ces effets sont cependant plus forts chez les natives. En revanche, les effets positifs d'être en union libre et de cohabiter avec d'autres personnes sont plus importants pour les immigrantes. Ce résultat donne une idée de l'impact que pourraient avoir par exemple les politiques d'immigration de réunification familiale sur le marché du travail canadien.

Nous constatons par ailleurs que les revenus hors-emploi de la femme ont un poids plus grand que les autres revenus du ménage dans la décision de travailler tant pour les natives que pour les immigrantes. Ceci indiquerait que les politiques concernant le soutien financier aux familles ont un impact différentiel sur le travail de la femme dépendamment de qui reçoit ce soutien (la femme ou son conjoint).

En ce qui concerne les facteurs culturels, nous confirmons les résultats de Smith et Stelcner (1988) selon lesquels la probabilité de se retrouver sur le marché de travail est plus élevée chez les femmes catholiques et les anglophones. Chez les immigrantes, les femmes de religion musulmane sont les moins susceptibles de travailler, à la différence des femmes de religion juive qui sont les plus susceptibles de travailler. Enfin, par région d'origine, les femmes provenant d'Asie sont les moins susceptibles d'être sur le marché du travail, suivies des femmes issues de l'Europe centrale. Une remarque doit cependant être faite à ce niveau. Si ce résultat peut refléter des différences de comportement entre les femmes selon leur origine, il pourrait aussi bien indiquer des problèmes d'insertion auxquelles font face certains groupes d'immigrants et qui se traduisent par le phénomène de « travailleurs découragés ». En tout cas, ce résultat devrait être considéré en tenant compte du fait que la structure de l'immigration au Canada est de plus en plus dominée par les immigrants asiatiques.

Un autre ensemble de conclusions intéressantes peut être tiré à partir de l'estimation de l'équation de l'offre de travail. La plus importante conclusion concerne le fait que l'offre de travail des femmes natives est deux fois et demie plus sensible au salaire du marché que celle des femmes immigrantes. En effet, l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire est de 0,180 pour les natives comparativement à 0,072 pour les immigrantes. La même différence de comportement est relevée en ce qui concerne l'impact des revenus hors-travail sur l'offre de travail. Le faible degré de réaction des immigrantes aux signaux du marché du travail en plus du fait d'avoir un taux de participation plus bas que les natives pourrait s'expliquer par le fait que les natives peuvent effectivement exercer leurs choix



en termes d'offre de travail alors que les immigrantes se trouvent limitées dans leurs décisions à cause, peut-être, de certaines contraintes du marché (difficultés de trouver un emploi) ou de contraintes culturelles (attachement au rôle plus traditionnel au sein du ménage).

Enfin, lorsque nous comparons les immigrantes européennes (supposées être culturellement proches des natives) avec les autres immigrantes, nous constatons que les premières ont une élasticité salaire qui est légèrement supérieure (0,082 contre 0,058 pour les autres immigrantes), mais qui est significativement inférieure à celle relevées chez les natives. Ainsi, il semble qu'il y a une sélection qui se fait à travers l'immigration et qui entraîne des différences de comportement même entre les groupes dits culturellement comparables.

#### BIBLIOGRAPHIE

- 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. et K. BEDARD (2002), « The Decision to Work by Married Immigrant Women: The Role of Extended Family Households », Claremont Colleges working papers in economics.
- AYDEMIR, A., et M. SKUTERUD (2005), « Explaining the Deteriorating Entry Earnings of Canada's Immigrant Cohorts, 1966-2000 », *Canadian Journal of Economics*, 38(2): 641-671.
- BAKER, M. et D. BENJAMIN (1997), « The Role of the Family in Immigrant's Labor Market Activity », *The American Economic Review*, 87(4) : 705-727.
- BEAUDRY, P. et T. LEMIEUX (1999), « Evolution of the Female Labour Force Participation Rate in Canada, 1976-1994: A Cohort Analysis », *Canadian Business Economics*, Summer.
- BENJAMIN, D., M. GUNDERSON et C. RIDDELL (2002), *Labour Market Economics*, McGraw-Hill Ryerson, 5<sup>e</sup> édition.
- BLAU, F.D. et L. M. KAHN (2006), « Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000 », IZA Discussion Paper no. 2180.
- BOUDARBAT, B. et M. BOULET (2007), « Détérioration des salaires des nouveaux immigrants au Québec par rapport à l'Ontario et à la Colombie-Britannique », *Choix*, 13(7), Institut de recherche en politiques publiques.
- CHAYCOWSKY, R. et L. POWEL (1999), « Women and Labour Market : Recent Trends and Policy Issues », *Canadian Public Policy*, XXXV, numéro spécial 1 : 1-25.
- DHAWAN BISWAL, U. (1999), « Testing the Family "Common Preference" Model for Immigrant and Non-Immigrant Women's Labor Supply » *Canadian Public Policy*, XXXV, numéro spécial 1 : 95-114.

- FRENETTE, M. et S. COULOMBE (2007), « Est-ce que l'enseignement supérieur chez les jeunes femmes a considérablement réduit l'écart entre les sexes en matière d'emploi et de revenu? », Statistique Canada, no 11F0019MIF au catalogue.
- GREEN, D. A. et C. WORSWICK (2004), « Entry Earnings of Immigrant Men in Canada: The Roles of Labour Market Entry Effects and Returns to Foreign Experience », University of British Columbia.
- HECKMAN, J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, 47(1) : 153-161.
- HUGHES, K. (1999), « Gender and Self-employment in Canada: Assessing Trends and Policy Implications », *Canadian Policy Research Network*.
- MADDALA, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- 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*, 49(2) : 415-488.
- NAKAMURA, M., A. NAKAMURA et D. CULLEN (1979), « Job Opportunities, the Offered Wage and the Labour Supply of Married Women », *The American Economic Review*, 69(5): 781-805.
- PICOT, G. et A. SWEETMAN (2005), « Dégradation du bien-être économique des immigrants et causes possibles : mise à jour 2005 », Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 11F0019MIF no 262.
- REIMERS, C. (1985), « Cultural Differences in Labour Force Participation Among Married Women », *The American Economic Review*, 75(2) : 251-256.
- ROBINSON, C. et N. TOMES (1985), « More on the Labour Supply of Canadian Women », *The Canadian Journal of Economics*, 18(1) : 156-163.
- SMITH, B. et M. STELCNER (1988), « Labor Supply of Married Women in Canada, 1980 », *Canadian Journal of Economics*, 21(4) : 857-870.
- STATISTIQUE CANADA (1999), « Gains des hommes et des femmes en 1997 », no 13-217-XIB au catalogue.
- STATISTIQUE CANADA (2003), « Portrait ethnoculturel du Canada : une mosaïque en évolution », Recensement de 2001 - Série « Analyses » no 96F0030XIF2001008 au catalogue.
- STATISTIQUE CANADA (2004), « Fichier de microdonnées à grande diffusion du recensement de 2001 », fichier des particuliers, documentation de l'utilisateur.
- SUNTER, D. (2001), « Demography and the Labour Market », *Perspectives*, Statistics Canada Catalogue no 75-001-XPE
- WORSWICK, C. (1996), « Immigrant Families in the Canadian Labour Market », *Canadian Public Policy*, XXII(4) : 378-394.