

**Participation au marché du travail, revenus et langues au Québec : le cas des femmes mariées**  
**Labour Force Participation, Earnings and Languages in Quebec: The Case of Married Women**

Gilles Grenier

Volume 64, Number 1, mars 1988

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/601434ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/601434ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Grenier, G. (1988). Participation au marché du travail, revenus et langues au Québec : le cas des femmes mariées. *L'Actualité économique*, 64(1), 5–22.  
<https://doi.org/10.7202/601434ar>

Article abstract

This paper studies the earnings of married women by language group in Quebec in 1980. In order to account for the particular aspects of the female labour market, the specification of the model includes variables related to marriage, children and selection bias due to labour force participation. Among the results of the analysis, it is found that language attributes do not have an important impact on earnings and that allophone women are different from the others with respect to some of the factors that determine earnings.

## PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL, REVENUS ET LANGUES AU QUÉBEC : LE CAS DES FEMMES MARIÉES

Gilles GRENIER,  
*Université d'Ottawa\**

Cette étude analyse les revenus des femmes mariées par groupe linguistique au Québec en 1980. De façon à tenir compte des particularités du marché du travail des femmes, le modèle inclut des variables concernant le mariage, la présence d'enfants et le biais de sélection dû à la participation au marché du travail. Parmi les résultats de l'analyse, il ressort que les attributs linguistiques ont peu d'effet sur le revenu et que les femmes allophones se distinguent des autres quant à l'effet de certains facteurs de détermination du revenu.

*Labour Force Participation, Earnings and Languages in Quebec: The Case of Married Women.* — This paper studies the earnings of married women by language group in Quebec in 1980. In order to account for the particular aspects of the female labour market, the specification of the model includes variables related to marriage, children and selection bias due to labour force participation. Among the results of the analysis, it is found that language attributes do not have an important impact on earnings and that allophone women are different from the others with respect to some of the factors that determine earnings.

---

Il s'est dit beaucoup de choses sur les disparités linguistiques de revenus au Québec. Cependant, la littérature à ce sujet a concerné surtout les hommes. Cet intérêt particulier semble être relié à deux facteurs principaux. Premièrement, la plus grande partie des revenus provenant du travail est gagnée par des hommes, ce qui fait que les différences de bien-être économique entre les communautés linguistiques sont dans une très large mesure le résultat de différences de revenus entre les hommes de ces communautés. Deuxièmement, le marché du travail des femmes a ses particularités propres qui peuvent compliquer la tâche d'un chercheur dont l'intérêt principal est l'étude des disparités linguistiques de revenus. Ainsi, deux études qui ont par ailleurs fait figure de pionnières dans ce domaine, ont jugé préférable de se limiter aux hommes. Dans son étude faite pour le Conseil économique du Canada, Boulet justifie sa décision ainsi :

---

\* Département de science économique

L'auteur remercie Mireille Martin pour son excellent travail d'assistance à la recherche. Cette étude a bénéficié d'une aide financière du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (subvention 410-84-1152).

Dans le contexte d'une analyse centrée d'abord sur les disparités linguistiques de revenus, la variable « féminine » charrie avec elle tout un ensemble de problèmes particuliers, liés à ce marché... (Boulet, 1980, page 4).

De même, Vaillancourt explique l'exclusion des femmes de son étude de la façon suivante :

*... given the information available in the database, it is not as easy to model correctly the process of earnings determination for women as it is for men since the measure of experience used in this study is obtained from calculations using the age and schooling level of individuals. (Vaillancourt, 1980, page 39).*

Ces problèmes n'ont cependant pas empêché ces auteurs, de même que d'autres, d'inclure les femmes dans des études ultérieures. Dans deux rapports successifs pour le Conseil de la langue française, Lacroix et Vaillancourt (1980 et 1981) considèrent les femmes au même titre que les hommes dans leurs analyses, c'est-à-dire qu'ils estiment les mêmes modèles de régression pour les deux sexes. Boulet et Lavallée (1983) font des comparaisons de revenus moyens entre groupes linguistiques qui incluent à la fois les hommes et les femmes. Grenier (1985) étudie aussi les hommes, les femmes, mais met en garde le lecteur de certains problèmes dans l'interprétation des résultats pour les femmes. Shapiro et Stelcner (1981, 1982, 1987) analysent conjointement les disparités de revenus par groupe linguistique et par sexe. Il existe aussi plusieurs études dont le but est de comparer les revenus des hommes et des femmes en dehors du cadre spécifique des attributs linguistiques<sup>1</sup>.

Même si ces études peuvent être affectées par certaines difficultés concernant l'analyse du marché du travail des femmes, il semble quand même ressortir que les écarts de revenus selon les attributs linguistiques sont moins importants pour les femmes que pour les hommes et que les problèmes de disparités entre hommes et femmes sont plus importants que les problèmes de disparités entre groupes linguistiques.

Le but de la présente étude est d'analyser certains aspects du marché du travail des femmes au Québec en 1980 dans le contexte d'une étude des différences de revenus par groupes linguistiques. La modélisation du phénomène étudié se fera en tenant compte des particularités de ce marché du travail. Seules des femmes sont incluses dans cette étude. La raison de ce choix est que ce marché est suffisamment important pour justifier une étude en soi, ce qui peut compenser jusqu'à un certain point pour le fait que des études antérieures n'ont considéré que des hommes. De plus, seules des femmes mariées seront incluses, ici encore parce que les comportements de ces femmes sont différents de ceux des autres femmes.

Cet article est organisé comme suit. La prochaine section discute de quelques problèmes reliés à l'analyse du marché du travail des femmes. On fait par la suite une présentation des données et des variables utilisées pour l'étude.

1. Voir par exemple Gunderson (1979), Robb (1978) pour les revenus de 1970 et Miller (1987) pour les revenus de 1980. Gunderson et Miller incluent comme variables de contrôle des variables sur les attributs linguistiques mais n'en discutent pas de façon spécifique dans leurs analyses. L'étude de Robb se rapportant à l'Ontario, l'inclusion de variables linguistiques est moins importante.

Les résultats d'analyses de régressions sont ensuite présentés et discutés. La dernière section présente une brève conclusion de l'étude.

### *Aspects particuliers du marché du travail des femmes*

Lorsque l'on étudie le comportement des femmes sur le marché du travail ou que l'on veut estimer des fonctions de détermination du revenu pour les femmes, il peut être dangereux d'utiliser les mêmes modèles que pour les hommes. Les facteurs qui influencent les comportements et les revenus des femmes sont en effet fort différents de ceux qui influencent ces mêmes variables pour les hommes. Ces facteurs ont été étudiés par plusieurs auteurs. Il est utile pour les fins de la présente analyse de les regrouper en quatre catégories.

Premièrement, le facteur « expérience sur le marché du travail » est beaucoup plus difficile à mesurer pour les femmes que pour les hommes. On peut obtenir une bonne approximation de l'expérience des hommes en utilisant l'identité de Mincer (1974) « âge — éducation — 6 (ou 5) ». Étant donné que plusieurs femmes ont eu des périodes d'interruption d'activité sur le marché du travail, cette approximation n'est pas acceptable pour elles. S'il y a des données rétrospectives sur la longueur des périodes d'activité et d'inactivité, on peut mesurer l'effet de l'expérience sur le revenu de même que l'effet de la « dépréciation » du capital humain pendant les périodes d'inactivité (voir Mincer et Polachek, 1974). Cependant, la plupart des bases de données disponibles ne permettent pas de faire cela. Étant donné que les interruptions d'activité sont reliées habituellement à la présence d'enfants, une alternative est d'inclure dans le modèle des variables sur le nombre et l'âge des enfants (voir Long, 1980). Ces variables ne mesurent pas exactement la perte d'expérience potentielle car la longueur de l'interruption d'activité suite à la naissance d'un enfant peut varier beaucoup d'une femme à l'autre. Elles permettent cependant de voir jusqu'à quel point la présence d'enfants diminue le revenu des femmes.

Deuxièmement, le mariage a un effet différent sur le marché du travail pour les hommes et pour les femmes. Ainsi, les études ont montré que, toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être marié a un effet positif sur le revenu des hommes et un effet négatif sur le revenu des femmes. Pour les hommes, on peut attribuer ce résultat aux responsabilités accrues des hommes mariés, qui les incitent à faire plus d'efforts pour accroître leurs revenus, de même qu'à l'autosélection dans le mariage, les hommes qui ont de la difficulté à se marier étant aussi ceux qui ont de la difficulté à générer des revenus élevés. Pour les femmes, on peut expliquer ce phénomène par le fait que le mariage amène un déplacement vers les activités de nature domestique au détriment des activités sur le marché. Dans la mesure où les décisions familiales sont prises en fonction de cette « division du travail », le revenu de la femme est considéré principalement comme étant un revenu d'appoint à celui du mari. Pour certains, tels Block et Walker (1985), ceci serait le facteur le plus important pour expliquer que les femmes ont des revenus plus faibles que les hommes. Notons que l'effet du mariage peut être relié à l'effet de la présence d'enfants discuté plus haut, mais qu'il n'est pas uniquement dû à celui-ci.

Un troisième facteur à considérer lorsqu'on étudie les revenus des femmes est la présence potentielle d'un biais de sélection dû au fait que l'échantillon retenu ne comprend habituellement que des personnes qui ont gagné un revenu pendant la période pour laquelle on a des données. Étant donné que, contrairement aux hommes, les femmes sont souvent absentes du marché du travail pendant un certain nombre d'années, la proportion de femmes qui n'ont pas travaillé pendant une période donnée peut être assez grande. Il est maintenant habituel dans ce genre d'étude d'estimer simultanément, avec la méthode de Heckman (1979), une équation de détermination du revenu et une équation probit déterminant la participation au marché du travail.

Enfin, un quatrième aspect important du marché du travail des femmes a été soulevé récemment par Nakamura et Nakamura (1985). Selon ces auteurs, il y aurait une certaine « inertie » dans le comportement des femmes sur le marché du travail d'une année à l'autre. À partir de données de coupes instantanées, il semble y avoir beaucoup de variabilité dans la participation au marché du travail et le nombre d'heures travaillées des femmes mariées. Cette variabilité peut être reliée à des facteurs tels le revenu du mari et la présence d'enfants. Cependant, si on utilise des données longitudinales et si on contrôle pour le comportement passé, les facteurs qui expliquaient la variabilité sont beaucoup moins importants. Par exemple, si une femme mariée est déjà fortement attachée au marché du travail, le fait d'avoir un enfant ne changera pas beaucoup son comportement. La relation négative observée dans les coupes instantanées entre le nombre d'enfants et la participation au marché du travail peut être due au fait que les femmes plus attachées au marché du travail ont tendance à avoir moins d'enfants que celles qui le sont moins. Nakamura et Nakamura concluent qu'il peut être trompeur d'utiliser les résultats de recherches faites à partir de coupes instantanées pour prédire le comportement des femmes sur le marché du travail.

### *Modèle et données*

Dans le modèle estimé dans cette étude, on essaie de tenir compte le mieux possible de ces particularités du marché du travail des femmes. Des variables reliées à la présence d'enfants, à l'état matrimonial et au biais de sélection sont donc incluses. Malheureusement, comme la base de données utilisée n'est pas longitudinale, il ne sera pas possible d'inclure des variables sur le comportement passé à la façon de Nakamura et Nakamura<sup>2</sup>. Une conséquence de l'omission de ces variables est que les coefficients de régression estimés doivent être interprétés comme indiquant un comportement à long terme, alors que ceux de Nakamura et Nakamura sont plus utiles pour analyser les changements à court terme, d'année en année.

---

2. En fait, les résultats de Nakamura et Nakamura suggèrent que la connaissance de la situation sur le marché du travail une année auparavant résume de façon satisfaisante l'ensemble des comportements passés. Cependant, les données pour cette étude ne contiennent pas cette information.

Le cadre théorique de l'étude peut être dérivé de la façon suivante. On suppose qu'une personne participe au marché du travail si le salaire offert sur le marché est plus élevé que son salaire de réserve :

$$WO > WR$$

où  $WO$  est le salaire offert et  $WR$  est le salaire de réserve. Le salaire de réserve est exprimé par la fonction  $f$  :

$$WR = f(\text{préférences, revenu exogène})$$

alors que le salaire offert est exprimé par la fonction  $g$  :

$$WO = g(\text{capital humain})$$

On ne peut évidemment pas estimer ces fonctions étant donné que le salaire de réserve n'est pas observable et que le salaire offert n'est observable que pour celles qui travaillent. La probabilité qu'une femme travaille peut toutefois être estimée par le modèle probit. Les variables à l'intérieur des fonctions ne sont pas non plus observables directement mais peuvent être reliées à des variables observables. Le modèle suivant est estimable empiriquement :

$$Z = a_0 + Aa_1 + Sa_2 + Ma_3 + Ea_4 + Ia_5 + La_6 + Ta_7 + u_1 \quad (1)$$

où

$Z$  = transformation probit telle que  $\text{Prob}(WO - WR > 0) = F(Z)$ , où  $F$  est la fonction de répartition normale standardisée

$A$  = vecteur de variables reliées à l'âge

$S$  = vecteur de variables reliées à scolarité

$M$  = vecteur de variables concernant le mari

$E$  = vecteur de variables reliées aux enfants

$I$  = vecteur de variables reliées à l'immigration

$L$  = vecteur de variables reliées à la langue

$T$  = vecteur reliée au marché du travail local

$u_1$  = terme d'erreur de moyenne zéro et distribué normalement.

Les paramètres de cette équation peuvent être reliés à l'effet qu'ils ont sur  $WR$  ou  $WO$ <sup>3</sup>. Ainsi, les variables  $A$ , dans la mesure où les préférences peuvent varier selon l'âge, affectent  $WR$ . Dans la mesure aussi où  $A$  approxime l'expérience potentielle, il peut affecter positivement  $WO$ . Afin de tenir compte de l'effet indéterminé de  $A$ , le carré de la variable âge a été inclus. Le rôle principal des variables  $S$  est d'accroître  $WO$ ; dans une certaine mesure, elles peuvent influencer  $WR$  via les préférences, mais cette effet est probablement moins important que le précédent. On s'attend donc à un effet positif de  $S$  sur  $Z$ . Les variables  $M$  incluent ou approximent le revenu du mari, ce qui devrait augmenter  $WR$  si le loisir est un bien normal; dans une certaine mesure, elles sont aussi reliées à la

3. Nakamura et Nakamura incluent dans la liste de variables le salaire et le nombre d'heures travaillées l'année précédente afin de refléter des facteurs institutionnels non observables qui font qu'une personne qui a travaillé longtemps l'année précédente et avait un salaire élevé est plus susceptible d'avoir un salaire élevé durant l'année considérée (voir Nakamura et Nakamura, 1985, chapitre 2).

perte d'expérience potentielle si elles ont influencé la quantité de travail passé, ce qui devrait diminuer  $WO$ . L'effet combiné de ces deux facteurs est de diminuer  $Z$ . Les variables  $E$  augmentent  $WR$  étant donné que la présence d'enfants accroît le coût d'option du travail à l'extérieur du foyer par rapport au travail domestique et aussi diminue  $WO$  dû à la perte d'expérience potentielle. L'effet combiné sur  $Z$  est négatif ici aussi. Le fait d'être immigrante (variables  $I$ ) diminue  $WO$  via le capital humain ; par contre, les immigrantes peuvent aussi avoir  $WR$  plus petit. On ne peut donc pas prédire a priori l'effet de  $I$ . Les variables  $L$  influencent principalement  $WO$ , la connaissance de la langue la plus utilisée sur le marché du travail apportant un avantage monétaire ; elles peuvent aussi influencer  $WR$  dans la mesure où la langue maternelle est liée à la culture d'une personne. On ne peut pas dire a priori l'effet de ces variables. Enfin, la variable  $T$  influence  $Z$  principalement via  $WO$ .

Pour celles qui travaillent, on estime l'équation suivante pour le salaire offert :

$$\begin{aligned} \ln WO = & b_0 + Xb_1 + Sb_2 + Mb_3 + Eb_4 + Ib_5 \\ & + Lb_6 + Tb_7 + Nb_8 + b_9 \lambda + u_2 \end{aligned} \quad (2)$$

où

$X$  = vecteur de variables reliées à l'expérience

$N$  = variable reliée au nombre de semaines travaillées

$\lambda$  = variable de biais de sélection

$u_2$  = terme d'erreur de moyenne zéro et distribué normalement

Pour les variables qui apparaissent dans l'équation précédente, les signes attendus sont ceux reliés à la variable  $WO$  déjà discutés. On s'attend à ce que l'expérience et le nombre de semaines travaillées aient un effet positif sur le salaire offert. L'introduction de la variable de biais de sélection permet une covariance non nulle entre les termes d'erreur des deux équations. Les facteurs non observables qui affectent positivement le salaire offert devraient affecter aussi positivement la probabilité de travailler étant donné qu'une personne choisit de participer au marché du travail si le salaire offert est plus élevé que le salaire de réserve. On s'attend donc à ce que le coefficient de la variable de biais de sélection soit positif. Mais il est possible aussi que ces mêmes facteurs affectent la productivité des activités hors marché, c'est-à-dire le salaire de réserve, ce qui pourrait amener une corrélation négative entre les deux termes d'erreur. Il existe donc une certaine incertitude sur le signe attendu de ce coefficient.

Les données pour cette étude proviennent du fichier des individus de la bande échantillon à grande diffusion du recensement de 1981. Les femmes mariées habitant au Québec<sup>4</sup>, âgées de 18 à 64 ans, et pour lesquelles il y a de l'information sur toutes les variables utilisées dans l'analyse, sont incluses dans l'échantillon.

4. Contrairement à Grenier (1987), la résidence au Québec est supposée exogène. En raison de la division du travail habituelle entre les hommes et les femmes, on peut supposer que les décisions migratoires sont prises en considérant principalement le revenu du mari.

Trois groupes linguistiques sont considérés séparément sur la base de la langue maternelle : les francophones, les anglophones et les allophones. La variable salariale est le revenu du travail en 1980, qui comprend les traitements et salaires et les revenus d'emplois autonomes.

Le tableau 1 définit les variables indépendantes des équations (1) et (2) en fonction de l'information disponible dans le recensement. Les variables incluses dans *A* sont évidentes. *S* comprend le nombre d'années de scolarité et, comme le font certaines études récentes, des variables dichotomiques reliées à la détention d'un diplôme. *M* comprend le nombre d'années depuis le premier mariage, la différence entre l'âge du mari et celui de l'épouse, l'éducation du mari de même que les autres revenus du ménage<sup>5</sup>. En plus de la variable revenu comme telle, les autres variables permettent de tenir compte de l'influence du mari sur le comportement passé de la femme sur le marché du travail. Les variables *E* comprennent le nombre d'enfants mis au monde ainsi que des variables dichotomiques indiquant la présence d'enfants de différents âges à la maison. Dans *I*, on a une série de variables dichotomiques reliées à l'immigration à différentes périodes. Les variables *L* comprennent des variables dichotomiques indiquant les différentes combinaisons de langues maternelles et de connaissance des deux langues officielles du Canada. *T* comprend qu'une seule variable, soit le lieu de résidence dans la région de Montréal ou ailleurs au Québec. Enfin les variables incluses dans *X* et *N* sont évidentes.

### *Résultats empiriques*

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de l'analyse<sup>6</sup>. Examinons en premier lieu les résultats de la régression de détermination du revenu présentés dans le tableau 2. On constate d'abord que la valeur moyenne du log du revenu est à peu près identique pour les allophones et pour les anglophones, alors qu'elle est légèrement inférieure pour les francophones. Ce qui peut paraître surprenant, c'est que les allophones se classent premières. Notons que Boulet et Lavallée ont aussi observé que les femmes allophones se classaient premières au Québec à l'exclusion de la région de Montréal (1983, tableau 9) et au Canada à l'exclusion du Québec (1983, tableau 13). Pour l'ensemble du Québec cependant, elles se

5. Notons que dans la bande du recensement, le revenu du ménage est disponible sous forme de catégorie seulement, alors que le revenu individuel est disponible sous forme continue. Pour obtenir la variable « autre revenu », on utilise le point milieu de la catégorie du revenu du ménage, duquel on a soustrait le revenu de l'épouse.

6. Le logiciel LIMDEP a été utilisé pour l'estimation des régressions. Notons de plus que les régressions de ces tableaux ne comprennent pas nécessairement toutes les variables définies au tableau 1. Chaque régression contient un sous-ensemble de ces variables jugé le plus pertinent. Par exemple, la variable linguistique dans le tableau 1 comprend deux dimensions pour les allophones, soit la langue maternelle spécifique (ALLEM, GREC, ITAL, AUTRALLO) et la connaissance des langues officielles (ALBILA, ALBILF, ALBILAF, ALUNI). La première dimension est utilisée dans la régression de participation au marché du travail parce que des facteurs culturels reliés à des groupes ethniques particuliers peuvent avoir une influence sur la décision de participer au marché du travail. La deuxième dimension est utilisée dans la régression de revenu parce que c'est la connaissance linguistique plutôt que l'origine ethnique qui est censée affecter le revenu.

TABLEAU 1

## DÉFINITIONS DES VARIABLES

---



---

<i>A: AGE</i>	: Âge
<i>AGE2</i>	: Âge au carré
<i>S: EDUC</i>	: Nombre d'années de scolarité
<i>NONUNDIP</i>	: = 1 si détient un diplôme postsecondaire non-universitaire, = 0 autrement
<i>UNIVDIP</i>	: = 1 si détient un diplôme universitaire, = 0 autrement
<i>M: ANNMAR</i>	: Nombre d'années depuis le premier mariage
<i>ANNMAR2</i>	: Nombre d'années depuis le premier mariage au carré
<i>AGEDIF</i>	: Âge du mari moins âge de la femme
<i>MARINUN</i>	: = 1 si mari détient diplôme postsecondaire non-universitaire, = 0 autrement
<i>MARIUNIV</i>	: = 1 si mari détient diplôme universitaire, = 0 autrement
<i>AUTREREV</i>	: Revenus du ménage moins revenu de travail de la femme
<i>E: BEBES</i>	: Nombres d'enfants mis au monde
<i>ENF0-5</i>	: = 1 s'il y a dans la famille au moins un enfant âgé entre 0 et 5 ans, = 0 autrement
<i>ENF6-14</i>	: = 1 s'il y a dans la famille au moins un enfant âgé entre 6 et 14 ans, = 0 autrement
<i>ENF15+;</i>	: = 1 s'il y a dans la famille au moins un enfant âgé de 15 ans ou plus, = 0 autrement
<i>I: IMM7681</i>	: = 1 si a immigré entre 1976 et 1981, = 0 autrement
<i>IMM7175</i>	: = 1 si a immigré entre 1971 et 1975, = 0 autrement
<i>IMM6670</i>	: = 1 si a immigré entre 1966 et 1970, = 0 autrement
<i>IMMAV65</i>	: = 1 si a immigré avant 1965, = 0 autrement
<i>L: FRBIL</i>	: = 1 si langue maternelle est français et peut tenir une conversation en anglais, = 0 autrement
<i>ANUNI</i>	: = 1 si langue maternelle est anglais et ne peut pas tenir une conversation en français, = 0 autrement
<i>ANBIL</i>	: = 1 si langue maternelle est anglais et peut tenir une conver- sation en français, = 0 autrement
<i>ALBILA</i>	: = 1 si langue maternelle est autre que français ou anglais et peut tenir une conversation en anglais mais pas en fran- çais, = 0 autrement
<i>ALBILF</i>	: = 1 si langue maternelle est autre que français ou anglais et peut tenir une conversation en français mais pas en an- glais, = 0 autrement
<i>ALBILAF</i>	: = 1 si langue maternelle est autre que français ou anglais et peut tenir une conversation en anglais et en français, = 0 autrement

---

TABLEAU 1 (suite)  
 DÉFINITIONS DES VARIABLES

---



---

<i>L</i> : <i>ALUNI</i>	: = 1 si langue maternelle est autre que français ou anglais et ne peut tenir une conversation ni en anglais ni en français, = 0 autrement
<i>ALLEM</i>	: = 1 si langue maternelle allemande, = 0 autrement
<i>GREC</i>	: = 1 si langue maternelle grecque, = 0 autrement
<i>ITAL</i>	: = 1 si langue maternelle italienne, = 0 autrement
<i>AUTRALLO</i>	: = 1 si autre langue maternelle, = 0 autrement
<i>T</i> : <i>MTL</i>	: = 1 si réside dans la région de Montréal, = 0 autrement
<i>X</i> : <i>EXPER</i>	: Âge moins éducation moins 6
<i>EXPER2</i>	: <i>EXPER</i> au carré
<i>N</i> : <i>LNSEM</i>	: Log du nombre de semaines travaillées en 1980
<i>LAMBDA</i>	: Variable de biais de sélection

---

classaient troisième (1983, tableau 10), mais Boulet et Lavallée considèrent toutes les femmes alors que la présente étude ne considère que les femmes mariées. En fait, les résultats de Boulet et Lavallée montrent que le classement relatif des trois groupes varie beaucoup selon la région géographique considérée (par exemple, pour l'ensemble du Canada, les francophones se classaient premières). Ceci peut être interprété, jusqu'à un certain point, comme une indication que la dimension linguistique des écarts de revenus chez les femmes est peu importante.

Même si les écarts de revenus sont faibles, les facteurs qui déterminent les revenus peuvent varier. Les résultats des régressions montrent que l'éducation et l'expérience potentielle (âge — éducation — 6) affectent significativement le revenu chez les francophones et les allophones. Mais chez les allophones, ces variables ont peu d'importance, à l'exception de la détention d'un diplôme universitaire. Il semble que les femmes allophones rentabilisent moins bien leurs attributs de capital humain, peut-être parce que plusieurs d'entre elles sont nées à l'extérieur du Canada et ont dû s'adapter à un nouveau milieu de travail.

Tel qu'attendu, le nombre d'années de mariage a un effet négatif sur le revenu, mais la différence d'âge entre les époux semble avoir peu d'impact quoique le signe de la variable soit négatif dans trois cas sur quatre. Ici encore, les allophones se distinguent des autres dans le sens qu'aucune des variables concernant le mariage n'est significative.

Le nombre d'enfants mis au monde et la présence d'enfants à la maison ont aussi un effet négatif sur le revenu, et cette fois les femmes allophones sont semblables aux autres. Ce qui peut paraître surprenant cependant, c'est que pour tous les groupes sauf les allophones, la variable indiquant la présence d'enfants de moins de cinq ans n'est pas significative. Ceci peut être relié au fait que les

TABLEAU 2

RÉGRESSION DE REVENU, FEMMES MARIÉES QUI ONT TRAVAILLÉ EN 1980, QUÉBEC, PAR LANGUE MATERNELLE  
Variable dépendante : logarithme du revenu du travail en 1980

Variable	Total		Francophones		Anglophones		Allophones	
	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient
Moyenne variable dépendante	8,791		8,763		8,902		8,913	
Constante	1	4,45 (0,082)	1	4,45 (0,101)	1	4,08 (0,248)	1	4,72 (0,241)
<i>EXPER</i>	19,17	0,035 (0,0037)	18,58	0,034 (0,0042)	20,55	0,060 (0,011)	22,93	0,021* (0,011)
<i>EXPER2</i>	509,7	-0,00062 (0,00009)	483,3	-0,00055 (0,00011)	580,0	-0,0013 (0,00023)	670,4	-0,00062 (0,00025)
<i>EDUC</i>	11,52	0,047 (0,0040)	11,53	0,052 (0,0049)	12,40	0,041 (0,013)	10,41	0,018* (0,011)
<i>NONUNDIP</i>	0,24	0,161 (0,022)	0,25	0,161 (0,025)	0,21	0,154 (0,065)	0,16	0,076* (0,075)
<i>UNIVDIP</i>	0,12	0,360 (0,032)	0,10	0,342 (0,037)	0,20	0,379 (0,087)	0,14	0,495 (0,108)
<i>ANNMAR</i>	13,57	-0,015 (0,0040)	13,09	-0,015 (0,0045)	15,34	-0,028 (0,011)	15,91	0,012* (0,014)

TABLEAU 2 (suite)

RÉGRESSION DE REVENU, FEMMES MARIÉES QUI ONT TRAVAILLÉ EN 1980, QUÉBEC, PAR LANGUE MATERNELLE

Variable dépendante : logarithme du revenu du travail en 1980

Variable	Total		Francophones		Anglophones		Allophones	
	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient
<i>ANNMAR2</i>	289,3	0,00040 (0,00011)	272,0	0,00041 (0,00013)	366,1	0,00067 (0,00028)	355,9	-0,00007* (0,0003)
<i>AGEDIF</i>	2,68	-0,0014* (0,0017)	2,49	-0,0011* (0,0019)	3,09	0,0010* (0,0050)	3,94	-0,0099* (0,0058)
<i>BEBES</i>	1,89	-0,043 (0,0068)	1,89	-0,037 (0,0077)	1,81	-0,060 (0,022)	1,99	-0,108 (0,026)
<i>ENF0-5</i>	0,28	-0,059* (0,040)	0,29	-0,026* (0,049)	0,22	-0,306 (0,103)	0,25	-0,078 * (0,123)
<i>ENF6-14</i>	0,25	-0,133 (0,030)	0,24	-0,090 (0,034)	0,21	-0,372 (0,091)	0,31	-0,221 (0,084)
<i>ENF15+</i>	0,17	-0,078 (0,025)	0,17	-0,084 (0,029)	0,17	-0,149 * (0,078)	0,22	-0,051 * (0,078)
<i>IMM7681</i>	0,0082	-0,218 (0,085)	0,0029	-0,055 * (0,141)	0,015	-0,047 (0,189)	0,050	-0,39 (0,16)
<i>IMM7175</i>	0,022	-0,208 (0,048)	0,0066	-0,291 (0,097)	0,046	-0,131 * (0,105)	0,13	-0,074 * (0,090)
<i>IMM6670</i>	(a)	—	(a)	—	(a)	—	0,19	0,109* (0,093)
<i>IMMAV65</i>	(a)	—	(a)	—	(a)	—	0,50	0,090* (0,073)
<i>FRBIL</i>	0,28	0,055 (0,019)	0,35	0,034* (0,021)	(a)	—	(a)	—
<i>ANUNI</i>	0,041	-0,017* (0,035)	(a)	—	(a)	—	(a)	—

PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL...

TABLEAU 2 (suite)

RÉGRESSION DE REVENU, FEMMES MARIÉES QUI ONT TRAVAILLÉ EN 1980, QUÉBEC, PAR LANGUE MATERNELLE  
Variable dépendante : logarithme du revenu du travail en 1980

Variable	Total		Francophones		Anglophones		Allophones	
	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient	Moyenne	Coefficient
<i>ANBIL</i>	0,065	-0,015 * (0,030)	(a)	—	0,61	0,042* (0,049)	(a)	—
<i>ALBILA</i>	0,023	0,074* (0,049)	(a)	—	(a)	—	0,268	-0,202 (0,093)
<i>ALBILF</i>	0,018	0,114 (0,056)	(a)	—	(a)	—	0,213	-0,167 * (0,093)
<i>ALBILAF</i>	0,038	0,102 (0,039)	(a)	—	(a)	—	0,445	-0,130 * (0,096)
<i>ALUNI</i>	0,0063	0,330 (0,087)	(a)	—	(a)	—	(a)	—
<i>MTL</i>	0,47	0,029* (0,015)	0,38	0,025* (0,016)	0,76	-0,012 * (0,053)	0,91	0,199 (0,088)
<i>LNSEM</i>	3,52	1,01 (0,009)	3,50	1,00 (0,010)	3,58	1,10 (0,031)	3,61	0,999 (0,038)
<i>LAMBDA</i>	0,68	0,0066* (0,083)	0,69	-0,084 * (0,105)	0,63	0,390 (0,175)	0,62	0,554 (0,272)
R <sup>2</sup>		0,54		0,55		0,53		0,49
N	12 022		9 704		1 291		1 027	

\* Le coefficient n'est pas significatif au niveau de 5 %. Le chiffre en parenthèses est l'erreur type du coefficient.

(a) Variable pas incluse dans la régression.

femmes qui ont des jeunes enfants sont de générations plus récentes que celles qui ont des enfants plus âgés et que la présence d'enfants n'a pas affecté autant leur comportement sur le marché du travail que leurs aînées.

Les variables reliées à l'immigration ont un effet négatif sur le revenu, mais il est intéressant de noter que seule l'immigration récente, c'est-à-dire entre 1976 et 1981, a un impact vraiment significatif.

Il est aussi intéressant de constater que les variables linguistiques n'ont pas d'impact significatif sur le revenu. La connaissance de l'anglais pour les francophones et la connaissance du français pour les anglophones ont un effet positif, mais celui-ci n'est pas significativement différent de zéro. Ceci est différent du cas des hommes où il a été observé que le bilinguisme apportait des avantages pécuniaires en 1981 pour les francophones et pour les anglophones (voir Grenier 1987). La situation apparaît encore plus surprenante pour les allophones où on constate que la connaissance de l'anglais et du français (par rapport au groupe de référence des allophones unilingues) ont un impact négatif significatif sur le revenu. Ce résultat peut être expliqué par un phénomène d'auto-sélection dans le choix d'apprendre une langue seconde. Même si la connaissance du français et de l'anglais est avantageuse, ce qui semble être le cas étant donné que la majorité apprennent l'une ou l'autre de ces langues, il peut y avoir un petit nombre de personnes qui n'ont pas intérêt à le faire parce qu'elles ont un emploi qui ne l'exige pas. Notons que le groupe des allophones unilingues comprend très peu de personnes (environ 7 % des allophones)<sup>7</sup>.

La résidence dans la région de Montréal, sauf pour les allophones, n'a pas d'effet significatif sur le revenu. Ceci est encore différent du cas des hommes où on a observé généralement un impact positif.

Enfin, on note que le coefficient de la variable de biais de sélection est positif et significatif pour les anglophones et les allophones, alors qu'il est négatif et non significatif pour les francophones et positif et non significatif pour l'ensemble des groupes. Tel que mentionné, même si on s'attend à ce qu'il soit positif, le signe de ce coefficient ne peut être prédit a priori et il n'y a donc pas lieu de se surprendre de ce résultat<sup>8</sup>.

Le tableau 3 présente les résultats de la régression de la participation au marché du travail. On note que ce sont les allophones qui ont le taux de participation le plus élevé, suivies des anglophones et des allophones.

Pour tous les groupes, l'âge est relié de façon non linéaire à la participation, ayant d'abord un effet positif mais avec un taux d'augmentation décroissant.

---

7. Un phénomène semblable a été observé pour les francophones unilingues vivant dans la région d'Ottawa-Hull (voir Grenier et Lacroix, 1986).

8. Il y a beaucoup de variation entre les études dans les coefficients des variables de biais de sélection. Ceux-ci semblent être sensibles aux spécifications et aux formes fonctionnelles adoptées. Par exemple, Miller (1987) obtient des coefficients positifs alors que Nakamura et Nakamura (1985) obtiennent des coefficients négatifs dans la plupart des régressions concernant les femmes. Cette anomalie est notée par Polachek (1987).

TABLEAU 3

RÉGRESSION DE PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL, FEMMES MARIÉES, QUÉBEC, 1980, PAR LANGUE MATERNELLE

Variable dépendante : = 1 si a travaillé en 1980, = 0 autrement

Variable	Total		Francophones		Anglophones		Allophones	
	Moyenne	Coefficient (b)	Moyenne	Coefficient (b)	Moyenne	Coefficient (b)	Moyenne	Coefficient (b)
Moyenne variable dépendante	0,497		0,487		0,531		0,566	
<i>AGE</i>	39,64	0,035	39,35	0,035	41,20	0,039	40,80	0,036
<i>AGE2</i>	1710,0	-0,0006	1685,8	-0,0006	1846,3	-0,001	1792,7	-0,0006
<i>EDUC</i>	10,58	0,032	10,50	0,034	11,70	0,034	9,95	0,012
<i>NONUNDIP</i>	0,18	0,097	0,19	0,094	0,18	0,076	0,14	0,070*
<i>UNIVDIP</i>	0,08	0,122	0,06	0,128	0,15	0,072*	0,11	0,158
<i>ANNMAR</i>	16,44	-0,007	16,21	-0,007	17,72	-0,007*	17,30	0,0007*
<i>ANNMAR2</i>	397,5	0,0002	388,8	0,0003	455,3	0,0002*	415,2	0,0001*
<i>AGEDIF</i>	2,79	-0,0038	2,62	-0,0033	3,17	-0,0038*	4,12	-0,0077*
<i>MARINUN</i>	0,27	-0,010*	0,27	-0,012*	0,22	-0,013*	0,21	0,0015*
<i>MARIUNIV</i>	0,18	-0,062	0,16	-0,066	0,33	-0,042*	0,24	-0,040*
<i>AUTREREV(000)</i>	23,6	-0,0021	23,1	-0,0017	27,5	-0,0047	23,5	-0,0011*
<i>BEBES</i>	2,40	-0,022	2,44	-0,020	2,21	-0,033	2,22	-0,037 *
<i>ENF0-5</i>	0,29	-0,332	0,29	-0,332	0,25	-0,35	0,27	-0,28
<i>ENF6-14</i>	0,25	-0,166	0,25	-0,163	0,22	-0,20	0,29	-0,09*
<i>ENF15+</i>	(a)	—	0,20	0,014*	0,19	-0,018*	0,23	-0,0043*

TABLEAU 3 (suite)

RÉGRESSION DE PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL, FEMMES MARIÉES, QUÉBEC, 1980, PAR LANGUE MATERNELLE  
 Variable dépendante : = 1 si a travaillé en 1980, = 0 autrement

Variable	Total		Francophones		Anglophones		Allophones	
	Moyenne	Coefficient (b)	Moyenne	Coefficient (b)	Moyenne	Coefficient (b)	Moyenne	Coefficient (b)
<i>IMM7681</i>	0,011	-0,297	0,003	-0,219	0,02	-0,271	0,08	-0,284
<i>IMM7175</i>	0,016	0,084	0,004	0,285	0,04	0,021*	0,12	0,065*
<i>IMM6670</i>	(a)	—	(a)	—	(a)	—	0,16	0,115
<i>IMMAV65</i>	(a)	—	(a)	—	(a)	—	0,52	-0,015*
<i>FRBIL</i>	0,23	0,098	0,28	0,096	(a)	—	(a)	—
<i>ANUNI</i>	0,045	0,000*	(a)	—	(a)	—	(a)	—
<i>ANBIL</i>	0,055	0,082	(a)	—	0,54	0,094	(a)	—
<i>ALLEM</i>	0,005	0,031	(a)	—	(a)	—	0,07	-0,041*
<i>GREC</i>	0,009	0,211	(a)	—	(a)	—	0,11	0,051*
<i>ITAL</i>	0,025	0,210	(a)	—	(a)	—	0,34	0,054*
<i>AUTRALLO</i>	0,036	0,100	(a)	—	(a)	—	(a)	—
<i>MTL</i>	0,43	0,038	0,35	0,030	0,72	0,096	0,90	0,062*
Log L		-14 309		-11 699		-1 437		-1 112
N	24 166		19 919		2 432		1 815	

\* Le coefficient n'est pas significatif au niveau de 5 %.

(a) Variable non incluse dans la régression

(b) Il s'agit du coefficient probit transformé, qui donne l'effet d'un changement unitaire de la variable indépendante sur la probabilité de participation au marché du travail, calculé à la valeur moyenne des variables indépendantes de la régression.

L'éducation affecte positivement le taux de participation, mais on note que l'effet est plus petit chez les allophones que chez les autres groupes.

Le nombre d'années de mariage affecte dans l'ensemble négativement le taux de participation, mais à un taux décroissant comme l'indique le coefficient de cette variable au carré. Cependant, les coefficients ne sont pas significatifs chez les anglophones et les allophones. La différence d'âge entre les époux affecte tel qu'attendu négativement la participation et le coefficient est significatif dans trois cas sur quatre. L'éducation du mari et les autres revenus de la famille ont aussi l'effet attendu quoique les coefficients ne sont pas tous significatifs. En particulier, chez les allophones, ces variables semblent avoir peu d'importance.

Le nombre d'enfants mis au monde et la présence d'enfants à la maison affectent négativement la participation et ceci est vrai pour tous les groupes. Cependant, la présence d'enfants de quinze ans et plus a un effet très petit.

L'immigration récente affecte négativement la participation alors que l'immigration plus ancienne a un effet positif quoique pas toujours significatif.

Enfin, il est intéressant de noter que les connaissances linguistiques, contrairement à ce qui a été observé dans la régression de revenu, affectent la participation au marché du travail. Plus précisément, les anglophones et les francophones bilingues sont plus susceptibles d'être sur le marché du travail que leurs homologues unilingues.

### *Résumé et conclusions*

Le but de cette étude a été d'analyser et de comparer les revenus des femmes mariées au Québec selon les groupes linguistiques. La modélisation du phénomène étudié a été faite en fonction des particularités du marché du travail des femmes ; plus précisément, en plus des variables reliées au capital humain et à la langue, des variables pour tenir compte du mariage, de la présence d'enfants, de même que du biais de sélection relié à la décision de participer au marché du travail, ont été incluses dans l'analyse. De façon générale, ces variables prennent en considération les rôles différents du mari et de l'épouse dans la famille. Les principaux résultats qui ressortent de cette analyse sont les suivants :

1. Ce sont les femmes mariées allophones qui ont les revenus les plus élevés, suivies des anglophones et des francophones. Cependant, les écarts semblent être assez faibles.

2. Les variables particulières aux femmes sont dans l'ensemble importantes. Il était donc utile de faire une analyse spéciale pour elles.

3. Il y a une exception importante à ce dernier résultat. Il s'agit des femmes allophones, où certaines de ces variables ne sont pas significatives.

4. Les régressions indiquent que les connaissances linguistiques ont peu d'impact sur le revenu et on observe même un résultat pervers pour les allophones.

Cependant, à cause d'un phénomène possible d'auto-sélection, ceci n'indique pas nécessairement que la connaissance du français ou de l'anglais n'est pas utile.

5. D'autre part, les connaissances linguistiques ont un effet sur la décision de participer au marché du travail.

6. Les coefficients de la variable de biais de sélection sont positifs pour les anglophones et les allophones, mais ne sont pas importants pour les francophones.

### BIBLIOGRAPHIE

- BLOCK, WALTER, et WALKER, MICHAEL, A. (1985), *On Employment Equity: A Critique of the Abella Royal Commission Report*, Vancouver, The Fraser Institute, Focus n° 17, 111 pages.
- BOULET, JAC-ANDRÉ (1980), *La langue et le revenu du travail à Montréal*, Ottawa, Conseil économique du Canada, 135 pages.
- \_\_\_\_\_, et LAVALLÉE, LAVAL (1983), *L'évolution des disparités linguistiques de revenu du travail au Canada de 1970 à 1980*, Ottawa, Conseil économique du Canada, document n° 245, 71 pages.
- GRENIER, GILLES (1985), « Bilinguisme, transferts linguistiques et revenus du travail au Québec : quelques éléments d'interaction », dans Vaillancourt, François, *Revenus et langues*, Québec, Gouvernement du Québec, Dossiers du Conseil de la langue française, n° 20, pp. 243-287.
- \_\_\_\_\_, (1987), « Earnings by Language Group in Quebec in 1980 and Emigration From Quebec Between 1976 and 1981 », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, vol. 20, n° 4, novembre, pp. 774-791.
- \_\_\_\_\_, et LACROIX, GUY (1986), « Les revenus et la langue : le cas de la capitale nationale », *L'Actualité économique*, vol. 62, n° 3, septembre, pp. 365-384.
- GUNDERSON, MORLEY (1979), « Decomposition of the Male/Female Earnings Differential: Canada 1970 », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, vol. 12, n° 3, août, pp. 479-485.
- HECKMAM, JAMES, J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-162.
- LACROIX, ROBERT, et VAILLANCOURT, FRANÇOIS (1980), *Attributs linguistiques et disparités de revenu au sein de la main-d'oeuvre hautement qualifiée au Québec*, Québec, Conseil de la langue française, dossier n° 6, 197 pages.
- \_\_\_\_\_, *Les revenus et la langue au Québec (1970-1978)*, Québec, Conseil de la langue française, dossier n° 8, 176 pages.
- LONG, JAMES, E. (1980), « The Effect of Americanization on Earnings: Some Evidence for Women », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 3, juin, pp. 620-629.

- MILLER, PAUL, W., (1987), « Gender Differences in Observed and Offered Wages in Canada, 1980 », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 20, n° 2, mai, pp. 225-244.
- MINCER, JACOB (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York, National Bureau of Economic Research.
- \_\_\_\_\_, et POLACHEK, SOLOMON, W. (1974), « Family Investment in Human Capital: Earnings of Women », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 3, mars-avril, pp. 76-100.
- NAKAMURA, ALICE, et NAKAMURA, MASAO (1985), *The Second Paycheck: A Socioeconomic Analysis of Earnings*, New York, Academic Press, 509 pages.
- POLACHEK, SOLOMON, W. (1987), « Review of Nakamura and Nakamura (1985) », *Journal of Economic Literature*, vol. 25, n° 1, mars, pp. 162-163.
- ROBB, ROBERTA (1978), « Earnings Differentials Between Males and Females in Ontario », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 11, n° 2, mai, pp. 350-359.
- SHAPIRO, DANIEL, M., et STELCNER, MORTON (1981), « Male-Female Earnings Differentials and the Role of Language in Canada, Ontario and Quebec, 1970 », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 14, n° 2, mai, pp. 341-348.
- \_\_\_\_\_, (1982), « Language Legislation and Male-Female Earnings Differentials in Quebec », *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, vol. 8, n° 1, hiver, pp. 106-113.
- \_\_\_\_\_, (1987), « Earnings Disparities Among Linguistic Groups in Quebec, 1970-1980 », *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, vol. 13, n° 1, mars, pp. 97-104.
- VAILLANCOURT, FRANÇOIS (1980), *Differences in Earnings by Language Groups in Quebec, 1970: An Economic Analysis*, Québec, Centre international de recherche sur le bilinguisme, publication B-90, 232 pages.