DISTRIBUTIONS DE SALAIRE
ET PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL

Rapport de recherche présenté en vue
de l'obtention d'une Maitrîse en Sciences Économiques

Août 1996

©Olivier Deschênes

Département de Sciences Économiques

Université de Montréal

REMERCIEMENTS

Je tiens d'abord sincèrement a remercier mes co-directeurs Nicole Fortin et Thomas Lemieux pour leurs nombreux encouragement et leur direction éclairée. Je tiens particulièrement à remercier Thomas Lemieux pour avoir su stimuler mon intérêt en économie du travail. Je remercie aussi mes parents Camille et Daniel pour leur appui financier et leurs encouragements. Je remercie aussi Thomas Lemieux et le Fond FCAR pour leurs appuis financiers. Enfin, je veux souligner l'apport de David Margolis de par ses excellents commentaires.

Contents

1 Résumé

Dans cette étude, nous utilisons et étendons l'approche de Fortin et Lemieux (1996) afin d'estimer les fonctions de rendement des qualifications. Nous employons un modèle de détermination des salaires basé sur le rang dans la distribution des salaires. Nous corrigeons le biais de sélection dans l'estimation de modèles ordonnés en traitant le salaire des non-participants comme des données manquantes, suivant l'idée de l'algorithme EM. Un modèle de probit ordonné est estimé en pondérant pour les probabilités conditionnelles de participation. Les densités de salaires sont obtenues à l'aide de méthode de lissage par noyaux.

Nous utilisons des données canadiennes du SWH de 1981 et du LMAS de 1988. Nos résultats indiquent que l'augmentation des rendements de l'éducation entre 1988-81 est sur-estimée par le biais de sélection, bien qu'il y ait néanmoins eu une augmentation nette de biais de sélection. Nos résultats indiquent aussi que le salaire minimum introduit une source importante de non-linéarité dans la fonction de rendement des qualifications, et que ce résultat n'est pas causé par un problème de sélection échantillonale. Nous montrons aussi que les femmes qui ne participent pas au marché du travail ne sont pas sous-qualifiées en comparaison des femmes qui travaillent, alors que les hommes qui ne travaillent pas sont nettement sous-qualifiés en comparaison des hommes qui travaillent. Enfin, nos résultats indiquent que le salaire minimum n'affecte pas significativement la probabilité conditionnelle de non-emploi.

1 Introduction

L'apparition d'une nouvelle réalité économique via la globalisation, l'intensification du commerce international et les nombreux changements technologiques ont forcé l'économie canadienne à s'ajuster. Cet ajustement a eu un impact important sur le marché du travail en faisant augmenter la demande pour les travailleurs plus qualifiés et en faisant diminuer la demande pour les travailleurs peu qualifiés. Ce phénomène, commun au Canada aux États-Unis et à la plupart des pays industrialisés a engend'e une forte augmentation de l'inégalité des salaires aux États-Unis et une augmentation plus faible au Canada. Conséquemment, plus explications ont été proposées pour expliquer la hausse de l'inégalité. Le changement technologique biaisé (envers les individus plus qualifiés) a été proposé par Mincer (1992) et par Bound et Johnson (1992). Le déclin des institutions économiques (notamment les syndicats et le salaire minimum) durant la dernière décennie a eu un impact considérable sur la hausse de l'inégalité des salaires (DiNardo, Fortin et Lemieux 1996). Au Canada, Morissette, Myles et Picot (1993) ont montré que la variation des heures travaillées et la hausse du rendement de l'expérience expliquaient une bonne partie de la hausse de l'inégalité des salaires. Bref, la hausse du rendement des qualifications observées et non-observées constitue l'explication "fourre-tout" par excellence de la hausse de l'inégalité des salaires [1]

L'autre fait marquant de la décennie des années 80, surtout aux États-Unis est la diminution de l'écart de salaire homme-femme. Ce résultat combiné à la hausse de l'inégalité des salaires nous permet d'avancer certaines idées. Si l'écart de salaire homme-femme est causé par une différence au

[1] Pour les États-Unis, entre 1964 et 1989, Juhn, Murphy and Pierce (1993) montrent que les 2/3 de la hausse de l'inégalité des salaires s'expliquent par la hausse du rendement des qualifications non-observées. Deschênes (1996) montre que pour le Canada, entre 1980 et 1990, la hausse de l'inégalité des salaires s'explique surtout par des changements dans la distribution des qualifications et, dans une moindre mesure, par la hausse du rendement des qualifications.

niveau des qualifications sur le marché du travail (et non de la discrimination "pure"), alors l'augmentation de l'inégalité des salaires (via la hausse du rendement des qualifications) devrait faire augmenter l'écart de salaire homme-femme. Fortin et Lemieux (1996) ont développé une méthode graphique semi-paramétrique basée sur l'estimation de probits ordonnés afin d'étudier le lien entre la hausse de l'inégalité des salaires et la diminution de l'écart de salaire homme-femme. Leurs conclusions quant aux changements dans la distribution globale des salaires (hommes et femmes à la fois) entre 1979 et 1991 se résument en 3 points: (1) un changement dans la position relative des femmes pour une distribution de salaire fixée, (2) le changement du salaire minimum et (3) un changement non-linéaire dans le rendement des qualifications.

L'étude Fortin et Lemieux (1996) cherche entre autres à estimer le modèle de transformation qu'il faut appliquer à la distribution des qualifications afin d'engendrer la distribution des salaires que nous observons. Heckman et Polachek (1974), dans un étude des modèles de transformation paramétriques (Box-Cox) montrent que le logarithme naturel est la meilleure spécification.

Cette étude se base sur l'approche de Fortin et Lemieux (1996). Nous avons étendu leurs résultats d'un échantillon de travailleurs à un échantillon de la population totale, en développant une procédure de pondération qui permet de corriger le biais de sélection échantillonale du probit ordonné. En effet, l'approche graphique de Fortin et Lemieux étudie la fonction de rendement des qualifications pour un échantillon de travailleurs seulement. Notre innovation est d'étudier cette fonction, à la fois pour les travailleurs et les non-travailleurs (qui possèdent de qualifications de marché du travail au même titre que les non-travailleurs).

Nos résultats, pour des données canadiennes [2] montrent que l'augmentation non-linéaire du rendement des qualifications est aussi observé au Canada, et

[2]Notons que les résultats de Fortin et Lemieux proviennent de données du CPS des États-Unis.

que ce phénomène n'est pas causé par un biais de sélection (bien qu'il soit sur-estimé si l'on ne corrige pas pour le biais de sélection). Nous montrons aussi que les femmes qui ne participent pas au marché du travail ne sont pas très différentes des femmes qui travaillent (en terme de qualifications sur le marché du travail), alors que les hommes non-participants sont beaucoup moins qualifiés que les hommes qui travaillent. Ce résultat est basé sur l'estimation de densités de salaire prédites à l'aide de lissage pondéré par noyaux. Nous avons de l'évidence à l'effet que les salaire minimums ne font augmenter que trés faiblement les probabilités conditionnelles de non-emploi. Notre approche basée sur le probit ordonné nous permet aussi de conclure que la probabilité d'emploi dans une catégorie de salaire inférieure au salaire minimum a diminué de façon importante entre 1981 et 1988, chez les hommes et les femmes. De plus, notre approche nous permet de conclure que la probababilité hypothétique d'emploi sous-minimum[3] a diminué de façon encore plus importante que les travailleurs.

La section 2 présente certains faits stylisés tirés de Riddell (1995) sur l'évolution du marché du travail au Canada durant la dernière décennie.

La section 3 présente le modèle de détermination des salaires développé par Fortin et Lemieux (1996). Nous y définissons une indice de qualification basé sur la position dans la distribution des salaires. Nous interprétons l'indice de qualification comme une variable latente définie à partir d'un vecteur de qualifications observées et non-obervées.

La section 4 présente les méthodes d'estimation utilisées dans cette étude. Nous y présentons la méthode d'estimation pour l'échantillon de travailleurs (tirée de Fortin et Lemieux), ainsi qu'une méthodologie développée afin d'estimer le probit ordonné[4] (où la variable dépendante est la catégorie de salaire) pour un échantillon de la population totale, ce qui équivaut à une correction

[3]La probabilité d'appartenir à une classe de salaire sous le salaire minimum pour les non-travailleurs s'ils travaillaient.

[4]et les fonctions de rendement des qualifications

pour le biais de sélection. L'idée principale de cette méthode est de traiter le salaire des non-participants comme une variable manquante, et de la remplacer par un ensemble de probabilités.

La section 5 présente les approches que nous utiliserons pour estimer les densités de salaire. Nous utilisons une méthode de lissage à l'aide de noyaux Gaussiens. Nos densités de salaire prédites sont obtenues en pondérant nos probabilités prédites par un système de poids construits à partir de méthode noyaux.

La section 6 présente les nombreux résultats empiriques. La section 7 propose les conclusion et extensions possibles à l'aide de l'approche développée dans cette étude. La section 8 est composée des annexes A à H.

2 Les Données

Les résultats empiriques contenus dans cet article sont basés sur les fichiers individuels du Survey of Work History (SWH) de 1981 et sur le Labor Market Activity Survey (LMAS) de 1988. Nous avons choisit ces années car elles des années comparables au plan macroéconomique puisqu'elles sont toutes deux des années qui précédent une récession.

Le LMAS recueille de l'information retrospective sur 5 emplois qu'un individu peut avoir détenu durant l'année de référence, alors que le SWH recueille de l'information retrospective sur 4 emplois qu'un individu peut avoir détenu durant l'année de référence. Nous utilisons ces données car elles proviennent des seules enquêtes qui posent des questions précises sur le salaire horaire des individus au Canada. Nous définissons comme travailleur un individu qui a détenu au moins un emploi pour au moins une semaine en 1988 (un mois en 1981). Pour les individus qui ont eu plus d'un emploi, nous prenons comme salaire horaire la moyenne des salaires horaires sur ces emplois. Les non-travailleurs sont définis comme étant les individus n'ayant pas détenu d'emploi dans le mois de décembre durant l'année de référence.[5] Ces définitions quoique "ad hoc" ont été utilisées afin de simplifier au maximum le traitement des données. Des expériences ont été effectués avec des échantillons de travailleurs et de non-travailleurs pour les mois de décembre des années de références et cela ne changeait en rien les conclusions de cette étude. L'analyse statistique présentée dans cette étude est effectuée séparément sur des échantillons d'hommes et de femmes. Cette distinction est importante car les distributions de salaire spécifiques au sexe ont démontré beaucoup plus de mouvement aux États-Unis durant les années 80 que les distributions de salaire des hommes et des femmes confondus (Fortin et Lemieux 1996). Un des avantages lié à l'utilisation de données canadiennes est que nous pouvons faire l'analyse pour chacune des provinces canadiennes. Comme le salaire minimum est fixé au niveau provincial, une analyse basée sur la province va nous permettre de mettre en évidence de façon plus précise les effets du salaire minimum sur la distribution des salaires des hommes et des femmes. Nous avons exclus les individus provenant de l'Ile du Prince Édouard étant donné leur nombre trop faible dans le SWH et le LMAS. Pour chaque année, l'analyse sera donc effectuée sur 9 échantillons d'hommes et de femmes. Une autre avantage lié à l'utilisation de données provinciales est que nous n'avons pas besoin de pondérer les données de façon à corriger le sur-échantillonnage dans les petites provinces.

Mais nos données ont certaines limitations aussi: l'information sur l'âge et le niveau d'éducation des individus n'est disponible que sous forme de catégories. Nous avons 5 catégories de niveau d'éducation: éducation primaire, secondaire (complétée ou non), post-secondaire (12 années), collégiale (13 années) et universitaire pour le SWH de 1981 ; 6 catégories de niveau d'éducation pour le LMAS de 1988: primaire, secondaire incomplet, secondaire complet, post-secondaire (12 années), collégiale (13 années) et uni-

[5]Cela peut introduire un problème car un individu peut être à la fois un travailleur et un non-travailleur dans nos échantillons. Heureusement ceci est négligeable car le problè n'est présent que pour 0.4% de l'échantillon en 1981 et 1% en 1988.

versitaire et 6 catégories d'âge: 17-19, 20-24, 25-34, 35-44, 45-54 et 55-64. En utilisant ces cellules d'âge et d'éducation, nous obtenons 30 cellules d'-expérience potentielle pour le SWH de 1981 et 36 cellules pour le LMAS 1988. [6] Les échantillons de travailleurs ont été établis à partir d'individus gagnant plus que 1 dollar l'heure. Les échantillons (par sexe/province) de travailleurs utilisés dans cet article contiennent entre 1500 et 5500 observations, et entre 500 à 3000 observations pour les non-travailleurs.

2.1 Faits stylisés pour le Canada

Avant de commencer la description de nos échantillons, étudions certains faits stylisés sur le marché du travail canadien durant les années 80 (tirés de Riddell 1995 et basés sur l'Enquête sur la population active).

• Le taux de participation des travailleurs avec un niveau d'éducation élémentaire a diminué, alors que ce taux est demeuré à peu près constant pour les autres groupes d'éducation.

• L'emploi a diminué de 57% pour les travailleurs avec moins de 12 années d'éducation, tandis que l'emploi a augmenté de 77% pour les diplômés universitaires.

• L'augmentation de l'offre de travailleurs relativement plus éduqués en réponse à l'importante augmentation de la demande pour ce type de travailleurs a modéré la croissance de l'écart de salaire entre individus de différents groupes d'éducation car la croissance de l'offre a dominé la croissance de la demande. [7]

• Les changements dans la demande de travailleurs par niveau d'éducation ont résulté en variation dans l'emploi et le taux de participation pour le niveau d'éducation, au lieu de variation dans les salaires relatifs par groupe

[6] Nous avons utilisé le point médian de chacun des intervalles afin de calculer l'expérience potentielle: âge-éducation-6.

[7] Ce phénomène explique en partie la différence entre les États-Unis et le Canada quant aux écarts de salaire entre groupes d'éducation

d'éducation.

• L'augmentation de la demande de travailleurs plus expérimentés a résulté en variations dans les salaires relatifs, plutôt qu'en changement dans l'emploi.

3 Modèle de détermination des salaires

Cette section est basée sur le modèle de détermination des salaires proposé dans Fortin et Lemieux (1996). La distribution cumulative n'est définie que pour les individus qui travaillent. La distribution empirique des salaires, ω, est par définition

$$F(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} f(x)dx \tag{1}$$

où f(·) dénote la fonction de densité des salaires. De façon à modeliser la distribution des salaires en fonction d'une distribution d'indice de qualification, nous définissons le niveau de qualification (lié au marché du travail) en termes de la position d'un travailleur dans la distribution des salaires. Donc la position d'un individu dans la distribution des salaires est la même que sa position dans la distribution des qualifications. Soit ω_i le log salaire de l'individu i et r_i^* l'indice de qualification de l'individu i

HYPOTHÈSE 1

$$\mathsf{Rang}(\omega_i) = \mathsf{Rang}(r_i^*) \tag{2}$$

ou d'une autre façon

$$\mathsf{F}(\omega_i) = \mathsf{R}(r_i^*) \tag{3}$$

où $R(r_i^*)$ représente la distribution cumulative de l'indice de qualification r_i^*. L'hypothèse d'équivalence entre la position dans la distribution des salaires et la position dans la distribution des qualifications a aussi été considérée par Topel (1993). L'indice de qualification r_i^* peut être interprété comme une variable latente qui détermine la position de l'individu i dans la distribution des salaires. On peut définir r_i^* comme étant la somme d'une fonction d'un vecteur de qualifications observables X_i (expérience, éducation, etc.) [8] et une composante de qualifications non-observables ε_i (chance sur le marché du travail, habilité, etc.).

$$r_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \tag{4}$$

où l'on suppose que les ε_i suivent une distribution N(0,1) .

Étant donné que le rang est une fonction monotone, nous pouvons écrire l'équation (3) comme un modèle de transformation, [9]

$$r_i^* = R^{-1}(F(\omega_i)) \tag{5}$$

nous définissons alors

$$\Lambda(\omega_i) \equiv R^{-1}(F(\omega_i)) \tag{6}$$

et on obtient en utilisant l'équation

$$\Lambda(\omega_i) = X_i\beta + \varepsilon_i \tag{7}$$

[8]Le vecteur de qualifications utilisé au long de cet article contient une mesure de l'-expérience sur le marché du travail, l'expérience au carré et un ensemble de 5 variables dichotomiques sur le niveau d'éducation

[9]On se rapellera que pour un modèle non-linéaire général y_t=f($X_t\beta$) + u_t, si l'on peut calculer la moyenne de y_t conditionnelle à l'ensemble d'information I_t, alors on peut calculer sa moyenne conditionnelle pour toute transformation monotone $\Lambda(y_t)$.

où $\Lambda(\omega_i)$ est une fonction monotone croissante inconnue que nous estimerons en utilisant une technique semi-parametrique. Un modèle de transformation paramétrique comme la transformation de Box-Cox pourrait être trop restrictive pour capturer les non-linéarités potentielles dans l'équation (7).[10] En utilisant un modèle de transformation de Box-Cox, Heckman et Sedlacek (1985) rejettent l'hypothèse que le salaire du marché est expliqué par un indice uni-dimensionnel de qualification. La fonction inverse $\Lambda^{-1}(r_i^*)$ est la fonction de rendement des qualifications qui indique comment le marché du travail rémunère l'indice de qualification r_i^*. La fonction de rendement des qualifications associe une mesure uni-dimensionnelle des qualifications à un salaire.

$$\omega_i = \Lambda^{-1}(r_i^*) \tag{8}$$

Nous devons noter que les fonctions de rendement des qualification indiquent comment les qualifications (tant observables que non-observables) sont évaluées par le marché du travail. Un problème sérieux survient lorsque nous voulons estimer les fonctions de rendement des qualifications sur un échantillon de la population totale (qui contient des travailleurs et des non- travailleurs): quel salaire devons imputer aux non-travailleurs. La littérature reliée à cette question ne propose pas de réponse faisant l'unanimité. En fait, les solutions au problème d'imputation des salaires non-observés nécessitent différentes hypothèses quant au salaire que les non-travailleurs auraient gagné (Heckman 1993). La section (4.2.3) proposera une stratégie d'imputation de salaire qui évalue les probabilités d'obtenir un salaire donné.

[10] Pour des applications des modèles de transformation voir entre autres Heckman et Polachek (1974), MacKinnon et Magee (1990)

4 Estimation

L'estimation de modèles de transformation comme celui de l'équation (7) est un sujet de recherche encore bien actuel. Par exemple, Horowitz (1996) propose un estimateur de modèle de transformation semi-paramétrique qui ne fait aucune hypothèse paramétrique sur la fonction monotone $\Lambda(\cdot)$, et sur la distribution des résidus. Han (1987) propose un estimateur non-paramétrique des transformations basé sur la corrélation de rang de Kendall. Les transformations de Box-Cox (Box et Cox 1964) et le modèle de hasard proportionnel de Cox (1972) sont aussi des modèles de transformation fréquemment utilisés.

Nous commencons notre analyse en estimant le modèle de transformation pour un échantillon composé de travailleurs seulement. Nous utilisons une procédure qui prend avantage de la grande taille de nos échantillons. Premièrement nous divisons la distribution des salaires en intervalles (entre 150 et 180 approximativement) pour chacuns des échantillons de travailleurs que nous voulons considérer. Le nombre d'intervalles est choisit de telle sorte qu'il ne soit pas trop petit, ce qui aurait pout conséquence que les distributions de salaire prédites ne convergeraient pas vers les distributions actuelles, et de telle sorte qu'il ne soit pas trop grand, ce qui rendrait l'estimation du probit ordonné moins fiable (certains paramètres estimés pourraient être non-significatifs) étant donné la perte de degré de liberté. La distribution des salaires est divisée en intervalles de façon à ce que le nombre d'observations dans chaque intervalle représente approximativement le même pourcentage de l'échantillon[11]. Cette méthode de discrétisation nous permet donc de créer de petits[12] intervalles correspondant aux points de masse de la distribution. D'autres méthode de discrétisation, comme la division de la distribution en intervalles de même distance, ne nous aurait pas permis de refléter la présence

[11]Par exemple, pour l'échantillon d'hommes travailleurs de 1988 en Ontario, le pourcentage de l'échantillon contenu dans chaque intervalle varie entre 17% et 19%.

[12]en terme de distance sur l'axe de salaires

de points de masse dans la distribution des salaires. Ce détail est très important car nos distribution ont de nombreux points de masse, notamment au salaire minimum et des valeurs exactes de salaire comme à 5$ et à 10$, etc.

4.1 Estimation sur un échantillon de travailleurs

Nous utilisons ensuite un modèle de probit ordonné afin d'approximer la fonction de transformation $\Lambda(\cdot)$ à l'aide d'une fonction à étage, en utilisant pour les étages les seuils estimés du probit ordonné. Cette procédure nous permet aussi de calculer les probabilités prédites d'appartenir à l'intervalle de salaire (ou l'intervalle de qualification) j, (j=1,...,J-1). Ces probabilités prédites seront très utiles pour faire l'estimation des densités de salaire. Afin d'implémenter cette procédure, nous utilisons J-1 seuils c_j, (j=1,...,J-1) afin de diviser la distribution des salaires en J intervalles de qualification. En utilisant les seuils estimés du probit ordonné, nous calculons la probabilité que les travailleurs appartiennent à chaque intervalle de qualifications $[c_{j-1}, c_j)$. On se rappelera (voir la section (3)) que l'indice de qualification r_i^* n'est observé que via les intervalles de salaire. Cela implique que nous devons normaliser le terme résiduel $\varepsilon_i \sim$ N(0,1) dans l'équation (7) puisque nous estimons J-1 seuils. Le travailleur i appartient à la j^{ieme} catégorie de qualification si et seulement si

$$c_{j-1} < r_i^* < c_j \tag{9}$$

Soit Z_{ij} un ensemble de variables dichotomiques ordinales (i=1,...,N, j=1,...,J) définies comme

$$Z_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } r_i^* \text{ appartient à la } \mathrm{j}^{ieme} \text{ catégorie} \\ 0 & \text{autrement} \end{cases}$$

Nous pouvons calculer la probabilité d'observer Z_{ij} en utilisant nos intervalles de salaire. (rappelons nous que nous avons fait l'hypothèse que rang $F(\omega_i)$=rang $R(r_i^*)$).

$$\Pr(Z_{ij} = 1) = \Pr(\omega_i \in c_j) \tag{10}$$

En suivant la notation introduite dans l'équation (6) on peut écrire

$$\begin{aligned} \Pr(c_{j-1} \leq \omega_i < c_j) &= \Pr(\Lambda(c_{j-1}) \leq r_i^* < \Lambda(c_j)) \\ &= \Pr(\lambda_{j-1} \leq \beta' x_i + \varepsilon_i < \lambda_j) \\ &= \Pr(\varepsilon_i < \lambda_j - \beta' x_i) - \Pr(\varepsilon_i \leq \lambda_{j-1} - \beta' x_i) \\ &= \Phi(\lambda_j - \beta' x_i) - \Phi(\lambda_{j-1} - \beta' x_i) \end{aligned} \tag{11}$$

où $c_0=\lambda_0=-\infty$, $c_J=\lambda_J= +\infty$ et Φ est la fonction de distribution cumulative de la normale. Notons que cette méthode d'estimation est restrictive dans le sens qu'elle force les β a être les mêmes pour chacunes des classes. Afin de faciliter la notation définissons $\Phi_{ij} \equiv \Phi(\lambda_j - \beta' x_i)$ et $\Phi_{ij-1} \equiv \Phi(\lambda_{j-1} - \beta' x_i)$. Si nous voulons estimer les β et les λ_j sur un échantillon de travailleurs seulement, la fonction de vraisemblance du modèle est donnée par la fonction de vraisemblance du probit ordonné standard (voir par exemple Maddala 1983).

$$L = \prod_{i \in \mathcal{W}} \prod_{j=1}^{J} [\Phi_{ij} - \Phi_{ij-1}]^{Z_{ij}}$$

(12)

où $\mathcal{W}$ représente l'ensemble des travailleurs. La fonction de log-vraisemblance est donc donnée par

$$L^* = \log L = \sum_{i \in \mathcal{W}} \sum_{j=1}^{J} Z_{ij} \log[\Phi_{ij} - \Phi_{ij-1}] \qquad (13)$$

Les estimés par maximum de vraisemblance $\hat{\lambda}_j$ (les estimés de $\Lambda(c_j)$) peuvent être utilisés pour approximer la fonction de transformation $\Lambda(\cdot)$ par la fonction à étage

$$\hat{\Lambda}(\omega_i) = r_i^* = \sum_{j=0}^{J} I\{c_{j-1} \leq \omega_i < c_j\} \; \hat{\lambda}_j \qquad (14)$$

où $I\{\cdot\}$ est une fonction indicatrice qui égale 1 si $c_{j-1} \leq \omega_i < c_j$. La fonction de rendement des qualifications s'obteint alors en inversant la fonction à étage $\Lambda(\cdot)$

$$\omega = \hat{\Lambda}^{-1}(r^*) = \sum_{j=0}^{J} I\{ \hat{\lambda}_j \leq r^* < \hat{\lambda}_{j+1}\} \qquad (15)$$

Voici maintenant un sommaire de la procédure à suivre pour estimer les fonctions de rendement des qualifications pour échantillon de travailleurs seulement.

<u>Étape 1</u>

Diviser la distribution de salaire en J catégories de salaire, ce qui nous donne les intervalles de qualification via l'hypothèse 1.

<u>Étape 2</u>

Estimer le modèle de probit ordonné pour obtenir les paramètres β et λ qui sont les seuils des catégories de qualifications non-observées (rapellons nous que les qualifcations r_i^* sont définies comme des variables latentes).

<u>Étape 3</u>

Approximer la fonction de rendement des qualifications ($\omega_i = \Lambda^{-1}(r_i^*)$) par une fonction à étage.

Si nous dénotons les estimés des seuils du probit ordonné sur l'échantillon de travailleurs seulement par $\hat{\lambda}_j^w$ et la fonction de rendement des qualifications correspondante par $\hat{\Lambda}_w^{-1}(\mathrm{r}^*)$, nous obtenons une expression pour la fonction de rendement des qualification correspondant à un échantillon de travailleurs seulement.

$$\omega = \hat{\Lambda}_w^{-1}(r^*) = \textstyle\sum_{j=0}^{J} I\{\hat{\lambda}_j^w \leq r^* < \hat{\lambda}_{j+1}^w\} \tag{16}$$

La fonction de rendement des qualifications est en fait un graphique du rendement sur le marché du travail des qualifications (le salaire) et de la distribution cumulative des qualifications. Fortin et Lemieux (1996) ont estimé des fonctions de rendement des qualifications pour des échantillons d'hommes et de femmes du CPS de 1979 et 1991. Leur résultats montrent que les fonctions de rendement des qualification ont un très distinct plateau aux valeurs du salaire près du salaire minimum. Fortin et Lemieux rapportent aussi trois facteurs pour expliquer l'augmentation de l'inégalité des salaires chez les hommes et les femmes entre 1979 et 1991: premièrement le déclin du salaire minimum en termes réels [13], deuxièment l'amélioration de la position relative des femmes pour une distribution de salaire donnée, et finalement une augmentation non-linéaire dans le prix des qualifications.

4.2 Estimation sur un échantillon de la population totale

4.2.1 Participation au marché du travail et biais de sélection

Maintenant que nous avons introduit les fonctions de rendements des qualifications pour les travailleurs, nous voulons maintenant tenir compte des

[13] on retrouve le même résultat dans Dinardo, Fortin and Lemieux (1996)

non-travailleurs et de la probabilité de participation.

L'étude des problèmes de biais de sélection est un sujet de recherche important en économie du travail depuis les vingt dernières années (Gronau 1974, Heckman 1976 et 1979) et c'est encore un sujet de recherche actuel (Newey et al. (1990), Heckman (1992), Angrist (1995)). Dans les applications typiques de modèles d'offre de travail ce problème est résolu en utilisant un terme de correction, le ratio de Mills inverse. Le biais de sélection peut conduire à plusieurs problème d'estimation comme la sous-estimation des écarts de salaire homme-femme et la sur-estimation du rendement de l'éducation (Gronau 1974). Le problème que l'on doit résoudre dans les problèmes liés à la participation au marché du travail est qu'il n'existe pas de stratégie d'imputation de salaire aux non-participants qui fasse l'unanimité. Il existe une relation entre salaire potentiel et participation. Par exemple supposons que la probabilité qu'un individu travaille soit positivement reliée au salaire. Alors, les individus dont le salaire potentiel est faible ont a priori une probabilité plus élevée d'être exclus de l'échantillon.

Dans notre contexte de fonctions de rendement des qualifications, le problème de sélection est que les non-participants ont une probabilité plus élevée d'appartenir à une classe de salaire plus faible dans la distribution des salaires, conditionnellement au fait qu'ils ne travaillent pas. Une approche intuitive pour estimer de telles fonctions de rendement des qualifications pour un échantillon de population totale serait d'utiliser les paramètres estimés sur l'échantillon de travailleur et de les appliquer aux non-travailleurs afin de construire la fonction. Le problème est que les paramètres estimés sur l'échantillon de travailleurs seulement seront biaisés par la sélectivité. Cela implique que les fonctions de rendement de qualifications seront possiblement biaisées à la hausse parce que l'échantillon sélectionné de travailleurs peut être composé d'individu possédant un rendement plus élevé sur leurs qualifications. Pour estimer les fonctions de rendement des qualifications pour les travailleurs et le non-travailleurs, nous devons utiliser des probabilités prédites qui tiennent compte de ce phénomène. L'algorithme EM nous fournit une des méthodes qui va dans ce sens.

Les vingt dernières années de recherche sur l'offre de travail ont laissé les économistes du travail avec une question centrale (Heckman 1992): Quel est le salaire que l'on doit imputer aux individus qui ne travaillent pas? Dans cet article nous traitons les salaires des non-travailleurs comme des variables manquantes et nous développons une méthode de pondération afin de corriger le biais d'auto-sélection.

4.2.2 Problème de données manquantes et algorithme EM

Le problème de biais de sélection échantillonnale survient pour deux raisons majeures. Heckman (1979) définit l'une d'elle comme étant l'auto-sélection des données analysées. Dans le contexte du rendement des qualifications, où l'on sait que le rendement des qualifications des participants ne peut être utilisés pour estimer le rendement des qualifcations des non-participants, on peut penser au problème de sélection échantillonale comme à un problème de données incomplète sur le salaire (ou le rendement des qualifications) des non-participants. L'algorithme EM a été proposé pour solutionner le problème de données incomplète par Hartley (1958) et généralisé par Dempster et al. (1977).

Dans le cas général, le problème de données incomplète implique l'existence de deux espaces échantillonaux $\mathcal{Y}$ et $\mathcal{X}$ et d'une surjection de $\mathcal{X}$ dans $\mathcal{Y}$. Les $\mathbf{x}$ dans $\mathcal{X}$ne sont pas observés directement, mais plutôt de façon indirecte via $\mathbf{y}$. Nous supposons qu'il existe une bijection $\mathbf{x} \rightarrow \mathbf{y}(\mathbf{x})$ de $\mathcal{X}$ dans $\mathcal{Y}$, et que $\mathcal{X}$ $(\mathbf{x})$, le domaine des données complètes $\mathbf{x}$ est déterminé entièrement par l'équation $\mathbf{y}=\mathbf{y}(\mathbf{x})$, où $\mathbf{y}$ représente les données incomplètes (observées). À noter que $\mathbf{x}$ peut aussi contenir des paramètres et pas seulement des observations. La fonction de densité des données incomplètes est donnée par

$$g(\mathbf{y} \mid \phi) = \int_{\mathcal{X}(y)} f(\mathbf{x} \mid \phi) d\mathbf{x} \tag{17}$$

où ϕ est un vecteur de paramètres. L'algorithme EM trouve la valeur de ϕ qui maximise g($\mathbf{y}| \phi$) étant donné les données observés (incomplètes) $\mathbf{y}$ et en utilisant la fonction de densité des données complètes $\mathbf{x}$, f($\mathbf{x}| \phi$).

L'Étape E assigne à la variable qui a des observations manquantes l'espérance conditionnelle de ces observations conditionnelle aux paramètres estimés. L'Étape M correspond à l'estimation des paramètres à partir des variables observées et des observations assignées à l'étape E. En suivant la notation de Wu (1983) nous définissons l'itération EM $\phi_p \rightarrow \phi_{p+1} \in$ M(ϕ_p) comme suit:

Étape E (Espérance):

- Déterminer E{log f($\mathbf{x} \mid \phi$) | $\mathbf{y}, \phi_p$}

Étape M (Maximisation):

- Choisir ϕ_{p+1} comme étant toute valeur de $\phi \in \Omega$
qui maximise E{log f($\mathbf{x} \mid \phi$) | $\mathbf{y}, \phi_p$)}

Fair (1977) a appliqué une procédure similaire pour estimer un modèle Tobit et son estimateur est approximativement six fois plus rapide en temps de calcul que celui obtenu à partir de la méthode standard de Gauss-Newton (les deux méthodes nécessitant le même nombre d'itération avant de converger). [14]

4.2.3 Procédure de pondération

(A) Définition des concepts

Le problème que nous devons surmonter est que les non-travailleurs n'ont pas de salaire que nous pouvons utiliser pour leur assigner un rang dans la

[14] Chow (1983) et Amemiya (1984) présentent des exemples de l'utilisation de l'algorithme EM dans un modèle Tobit.

distribution des qualifications. Cela n'implique pas que les non-travailleurs ne possèdent pas de qualifications sur le marché du travail. Nous voulons traiter le problème de l'absence de salaires pour les non-travailleurs comme un problème de données incomplètes. Par contre, les données manquantes de notre problème ne sont pas générées aléatoirement comme c'est le cas pour les applications classiques de l'algorithme EM. Nous solutionnerons ce problème à l'aide d'une procédure de pondération.

Comme nous l'avons montré dans la section précédente, l'algorithme EM solutionnera le problème de données manquantes en remplacant le rang dans la distribution des salaire pour les non-travailleurs (qui est manquant) par son espérance conditionnelle. De plus, nous allons utiliser toute l'information que nous possèdons sur la distribution des salaires en calculant, pour les non-travailleurs, la probabilité conditionnelle qu'ils appartiennent à chacune des J classes.

L'Étape E remplace les variables manquantes pour les non-travailleurs, soit la variable Z_{ij} par E (Zij | e=0) par une des ses espérances conditionnelles, [15]soit $\Phi(\lambda_j(w) - \beta(w)'x_i) - \Phi(\lambda_{j-1}(w) - \beta(w)'x_i)$[16].

Cette méthode induit par contre le problème de biais de sélection échantillonale, étant donné que les Z_{ij} manquants des non-travailleurs sont remplacés par une espérance conditionnelle qui dépend explicitement d'une règle de sélection échantillonale basée sur le salaire, soit e=1[17]. En fait, il n'y a aucune raison pour les coefficients estimés sur l'échantillon sélectionné soit les mêmes que pour la population totale (Heckman 1979). Cet article introduit une procédure de pondération qui corrige ce problème. Les coefficients estimés sur la population totale sont donc la "vraie" valeur des paramètres qui lient

[15] En fait pour les non-travailleurs la probabilité d'appartenir à la catégorie de qualification j, $\Pr(\lambda_{j-1} \leq r_i^* \leq \lambda_j)$, peut être n'importe quelle valeur entre 0 et 1 car on ne peut a priori calculer ces probabilités pour les non-travailleurs.

[16] La notation (w) signifiant que les β et les λ_j's sont estimés sur échantillon composé de travailleurs seulement.

[17] Cela revient à ce que nous avons mentionné précédemment à l'effet que les données manquantes ne sont pas générées aléatoirement.

les qualifications sur le marché du travail et les salaires. La procédure de pondération est décrite avec plus de détails dans l'annexe H.

L'aspect essentiel de cette procédure est de construire un ensemble de probabilités que les non-travailleurs appartiennent à chacune des catégories de salaire, $E(Z_{ij} \mid e{=}0)$ de telle sorte que nous puissions estimer le probit ordonné pour toute la population. Ainsi, en procédant de façon itérative, nous obtiendrons des λ et β qui ne sont pas sujets à une règle de sélection échantillonale. La question reste de savoir comment calculer ces probabilités. Nous définissons

$$E(Z_{ij} \mid e = 0) = \Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0) \tag{18}$$

En utilisant la loi de Bayes on peut écrire cette probabilité comme

$$E(Z_{ij} \mid e = 0) = \frac{\Pr(e = 0 \mid Z_{ij} = 1) \times \Pr(Z_{ij} = 1)}{\sum_{k=1}^{J} \Pr(e = 0 \mid Z_{ik} = 1) \times \Pr(Z_{ik} = 1)} \tag{19}$$

Nous définissons maintenant, un autre paramètre de notre modèle (au même titre que les β et les λ_j), soit la probabilité de participation conditionelle à la catégorie de qualification, γ_j. La dérivation complète est présentée à l'annexe H, plus spécifiquement nous définissons

$$\begin{array}{lcc}
\gamma_j & \equiv & \Pr(e = 1 \mid Z_{ij} = 1) \\
1 - \gamma_j & \equiv & \Pr(e = 0 \mid Z_{ij} = 1) \\
N_j^w & \equiv & \sum_{i \in \mathcal{W}} I(\omega_i \in c_j) \\
N_j^{pop} & \equiv & \sum_{i \in \mathcal{W}} I(\omega_i \in c_j) + \Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0)
\end{array}$$

où I(·)est une fonction indicatrice, $\mathcal{W}$ est l'ensemble de travailleurs et $\mathcal{POP}$ est le population totale. En utilisant cette notation le paramètre γ_j

peut être écrit comme

$$\gamma_j = \frac{N_j^w}{N_j^{pop}} \tag{20}$$

de telle sorte que la probabilité de non-participation conditionnelle à la classe de qualification est

$$1 - \gamma_j = \frac{N_j^{pop} - N_j^w}{N_j^{pop}} \tag{21}$$

On voit que $\gamma_j \longrightarrow 0$ lorsque $N_j^w \longrightarrow 0$ et que 1-$\gamma_j \longrightarrow 1$ quand $N_j^w \longrightarrow +\infty$. Les coefficients γ_j seront estimés à partir des paramètres estimés de notre modèle de façon itérative[18]

Cela implique que les probabilités de participation conditionnelles à la classe qui sont dérivées à partir de paramètres λ et β non-biaisés (après que la convergence soit atteinte), et donc non-biaisées elles-mêmes.

En utilisant cette notation on peut estimer les variables manquantes pour les non-travailleurs

$$E(Z_{ij} \mid e = 0) = \frac{(1 - \gamma_j) \times \Pr(Z_{ij} = 1)}{\sum_{k=1}^{J}[(1 - \gamma_k) \times \Pr(Z_{ik} = 1)]} \tag{22}$$

Nous pouvons voir à partir de cette équation que les observations des non-travailleurs sont pondérées pour chaque intervalle de salaire par une probabilité qui ne dépend pas d'une règle de sélection échantillonale basée

[18]Notons que nous pourrions les estimer de manière simultanée aux β et aux λ_j.

sur le salaire.[19].

(B) Aspect empirique de l'estimation sur la population totale.

Lorsque nous avons introduit la fonction de vraisemblance du modèle ordonné à la section (4.1) nous avons définit une variable dichotomique Z_{ij} qui prend une valeur de 1 si le travailleur appartient à la classe de salaire j. Nous pouvons penser aux Z_{ij} comme étant des facteurs de pondérations mettant un poids de 1 sur les observations appartenant à la classe de salaire j et un poids de 0 sur les autres. Par contre, pour les non-travailleurs nous ne pouvons pas définir un tel ensemble de variable dichotomiques puisque nous n'observons pas directement la classe de salaire c_j. Par analogie nous voulons définir pour les non-travailleurs un vecteur de pondération W_i qui n'est pas un ensemble de variables dichotomiques, mais plutôt un vecteur de dimension $1 \times J$ de probabilités non-conditionnelles données par $\Pr(\omega_i \in c_j \mid e = 0)=E(Z_{ij} \mid e=0)$. Soit W_i un vecteur $1 \times J$ (i=1,...,N, j=1,...,J) étant définit comme

$$W_i = [W_{i1}, ..., W_{iJ}] \tag{23}$$

Par exemple pour l'échantillon de population totale des hommes au Québec en 1981 les W_{ij} sont compris dans l'intervalle [0.00002;0.11], avec une moyenne de 0.005.

La procédure d'estimation sur un échantillon de population totale pondère chaque observation selon le groupe auquel l'observation appartient: les travailleurs et les non-travailleurs. Les observations appartenant au groupe des

[19] Si nous pensons que les travailleurs ont un rendement plus élevé sur leurs qualifications en comparaison des non-travailleurs, alors le fait que les probabilités pour les non-travailleurs ne dépendent pas de la règle de sélection basée sur le salaire implique les probabilités sont corrigées pour ce problème.

travailleurs sont pondérées en utilisant les Z_{ij} (en fait les observations du groupe des travailleurs ne sont pas modifiées) et les observations du groupe des non-travailleurs sont pondérées en utilisant le vecteur W_i. Étant donné que le vecteur W_i est dérivé au départ des coefficients estimés à partir d'un échantillon de travailleurs, et que l'on s'attend à ce que les coefficients estimés soient croissants dans l'expérience et dans léducation, ses éléments (les probabilités) auront tendance à mettre plus de poids sur les catégories de salaire (ou de qualifications) du bas de la distribution étant donné que les non-travailleurs sont en moyenne moins qualifiés que les travailleurs en terme d'éducation et d'expérience.

Notons qu'avant de calculer les vecteurs W_i, nous devons estimer notre modèle ordonné sur un échantillon de travailleurs puisque nous utilisons ces paramètres estimés comme valeurs de départ pour les $\hat{W}_{ij}$. Soit L(0) la fonction de vraisemblance initiale estimée sur l'échantillon de travailleurs. [20] La première itération de l'estimation correspond à la maximisation de la fonction de vraisemblance introduite à l'équation (16) pour l'échantillon de travailleurs.

Laissons $\hat{W}_i(0)$ être déterminé à partir des coefficients estimés par la maximisation de $L^*(0)$. Ceci correspond à l'étape E de l'algorithme EM où les données incomplètes sont remplacées par leurs valeurs espérées[21]. Soient $\beta(0)$, $\lambda_j(0)$ et $\gamma_j(0)$, (j=1, ... ,J) les coefficients estimés par MV de $L^*(0)$. Alors, nous calculons pour tous les non-travailleurs le vecteur de pondération $W_i(0)=E(Z_{ij} \mid e=0)=f(\beta(0), \lambda_j(0), \gamma_j(0), X_i)$. Afin d'alléger la notation définissons pour l'itération s

$$\Phi_{ij}(s) \equiv \Phi(\lambda_j(s) - \beta'(s)x_i)$$
$$\Phi_{ij-1}(s) \equiv \Phi(\lambda_{j-1}(s) - \beta'(s)x_i)$$

[20] la fonction de vraisemblance pour la population totale dépend de l'itération car les probabilités ($\hat{W}_{ij}$) calculées pour les non-travailleurs dépendent de l'itération.

[21] Tant que nous n'avons pas atteint une convergence, ces valeurs espérées seront biaisées.

Comme dans le cas général $\Pr(Z_{ij} = 1)$ est donné par $\Phi(\lambda_j - \beta' x_i) - \Phi(\lambda_{j-1} - \beta' x_i)$, nous avons l'équivalent empirique de $E(Z_{ij} \mid e=0)$ dont le ij^{ieme} él'ement est

$$\hat{W}_{ij}(0) = \frac{(1-\gamma_j(0)) \times (\Phi_{ij}(0) - \Phi_{ij-1}(0))}{\sum_{k=1}^{J}[(1-\gamma_k(0)) \times (\Phi_{ik}(0) - \Phi_{ik-1}(0))]} \tag{24}$$

À noter que nous mettons un chapeau aux probabilités puisqu'elles sont dérivées à partir de paramètres estimés de notre modéle: les β, les λ_j et les γ_j, ainsi que du vecteur de qualifications observées X_i. La probabilité de participation conditionnelle à la catégorie de salaire pour la population totale après la première itération est

$$\gamma_j(0) = \frac{N_j^w}{N_j^{pop}(0)} \tag{25}$$

Notons que le numérateur N_j^w est invariant à l'itération, mais que N_j^{pop} l'est puisque $N_j^{pop}(0) = \sum_{i \in \mathcal{POP}} \Pr(Z_{ij} = 1) = N_j^w + \sum_{i \in \mathcal{NW}} \Phi_{ij}(0) - \Phi_{ij-1}(0)$.

Nous passons maintenant au processus itératif en tant que tel. Pour ce faire définissons une variable qui nous permet d'identifier les non-travailleurs et les travailleurs dans notre fonction de vraisemblance de la population totale. Cette variable servira à pondérer les observations des travailleurs de la même façon que le Z_{ij} et les observations des non-travailleurs à l'aide des $\hat{W}_{ij}$. Donc pour les travailleurs nous utiliserons les Z_{ij} actuels, alors que pour les non-travailleurs nous utiliserons $E(Z_{ij} \mid e=0)$. Dénotons aussi par $\mathcal{W}$ l'ensemble des travailleurs, par $\mathcal{NW}$ l'ensemble des non-travailleurs et par $\mathcal{POP}$ la population totale. De façon générale, pour l'itération q (q=0,...,Q=convergence) nous définissons[22]

[22]Par exemple, pour un travailleur, le vecteur $T_{ij}(q)$ sera (0,...,0,1,0,...0), tandis que

$$T_{ij}(q) = \begin{cases} 1 & \text{si i} \in \mathcal{W} \text{ et } \omega_i \in c_j \\ \hat{W}_{ij}(\text{q}) & \text{si i} \in \mathcal{NW} \\ 0 & \text{si i} \in \mathcal{W} \text{ et } \omega_i \ni c_j \end{cases}$$

Les estimés de la s^{ieme} itération (la s^{ieme} itération où la maximisation inclut à la fois les travailleurs et les non-travailleurs) sont obtenus en maximisant la fonction de vraisemblance suivante

$$L(s) = \prod_{i \in \mathcal{POP}} \prod_{j=1}^{J} [\Phi_{ij} - \Phi_{ij-1}]^{T_{ij}(s-1)} \tag{26}$$

$$L^*(s) = \sum_{i \in \mathcal{POP}} \sum_{j=1}^{J} T_{ij}(s-1) \log[\Phi_{ij} - \Phi_{ij-1}] \tag{27}$$

On remarque qu'il s'agit bien d'un processus itératif puisque l'estimation dépend explicitement de la variable T_{ij}(s-1) dérivée à partir des paramètres β(s-1), λ_j(s-1), γ_j(s-1) et $\hat{W}_{ij}$(s-1) estimés à l'itération précédente où

$$N_j^{pop}(s-1) = N_j^w + \sum_{i \in \mathcal{NW}} \Pr \Phi_{ij}(s-1) - \Phi_{ij-1}(s-1)$$

(28)

$$\gamma_j(s-1) = \frac{N_j^w}{N_j^{pop}(s-1)} \tag{29}$$

---

pour un non-travailleurs ce sera ($\hat{W}_{i1}$(q),...,$\hat{W}_{iJ}$(q)).

$$\hat{W}_{ij}(s-1) = \frac{(1-\gamma_j(s-1)) \times (\Phi_{ij}(s-1) - \Phi_{ij-1}(s-1))}{\sum_{k=1}^{J}[(1-\gamma_k(s-1)) \times (\Phi_{ik}(s-1) - \Phi_{ik-1}(s-1))]} \tag{30}$$

Nous pouvons maintenant résumer notre méthode d'estimation.

Itération 0

Étape E: Les données manquantes (l'ensemble de probabilités pour les non-travailleurs) sont remplacées par une espérance conditionnelle de 0 (nous estimons le modèle ordonné sur un échantillon de travailleurs seulement).

Étape M: nous maximisons L*(0) pour obtenir les estimateurs MV de $\beta(0)$ et $\lambda(0)$.

Itération s, s$\gg$0

Étape E: Les données manquantes sont remplacées par un ensemble de probabilités d'érivée à partir des paramètres estimés à l'itération précédente, $\hat{W}_{ij}$(s-1).

Étape M: Nous maximisons L*(s)=f(X, T_{ij}(s-1)) pour obtenir les estimateurs MV de $\beta(s)$, $\lambda_j(s)$, γ_j(s) et $\hat{W}_{ij}$(s), et ainsi de suite jusqu'à convergence, notre niveau de tolérance étant 0.001[23].

En utilisant les coefficients estimés du probit ordonné, nous obtenons la fonction de rendement des qualifications pour la population totale, selon la même définition que pour le groupe de travailleurs (équation (16)).

$$\omega = \hat{\Lambda}_{pop}^{-1}(r^*) = \sum_{j=0}^{J} I\{\hat{\lambda}_j^{pop} \leq r^* < \hat{\lambda}_{j+1}^{pop}\} \tag{31}$$

où $\hat{\lambda}_j^{pop}$ dénote les estimés des seuils du probit ordonné sur l'échantillon de la population totale et où $\hat{\Lambda}_{pop}^{-1}$(r*) dénote la fonction de rendement des qual-

[23]Toutes nos estimateurs ont convergé en dessous du niveau de tolérance en 10 itérations ou moins.

ifications de la population totale. La section (6.2) présente les résultats du probit ordonné pour les échantillons de travailleurs et de la population totale, ainsi que les fonction de rendements des qualification correspondantes.

5 Estimation de densité

Cette section se base sur le traitement de Härdle(1991). La fonction de densité décrit les caractéristiques de base d'une variable aléatoire. L'estimation de la fonction de densité nous permet de mieux comprendre et représenter le comportement d'une variable aléatoire. Dans le cas général nous ne connaissons pas a priori la fonction de densité f de la variable aléatoire que nous considérons. Nous observons un échantillon de N observations $\{X_i\}_{i=1}^{N}$. Si nous supposons que ces observations sont des réalisations de variables aléatoires iid, avec une fonction de densité inconnue f, alors nous pouvons estimer cette fonction de densité. Il y a deux méthodes typiques pour estimer une fonction de densité inconnue. L'approche paramétrique consiste à représenter la densité avec un ensemble fini de paramètres. L'approche non-paramétrique consiste à estimer totalement la courbe de densité, sans restreindre la fonction de densité à appartenir à des familles de densités paramètriques comme la Normale, la Gamma, etc.

L'idée d'estimateur de densité par méthode de noyaux est dûe à Rosenblatt (1956). Cette technique est en fait similaire à celle de l'histogramme. L'estimation d'une densité par histogramme se fait en prenant la moyenne des observations qui tombent dans une certaine bande prédéterminée. La méthode par noyaux estime la densité en mettant des poids de noyaux sur chaque observations dans l'échantillon. Le degré de "lissage"[24] des poids de noyaux est déterminé par le paramètre de "lissage" la largeur de fenêtre h. Si nous définissons pour un noyau général K

[24] bandwidth

$$K_h = \frac{1}{h}K(\frac{x}{h}) \tag{32}$$

et que nous prenons la moyenne de ces fonctions de noyaux pour toutes les observations, nous obtenons l'estimateur de densité par méthode de noyaux

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh}\sum_{i=1}^{N} K(\frac{x - X_i}{h}) \tag{33}$$

où K(·) dénotera pour le reste de l'article le noyau gaussien.

$$K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{1}{2}u^2) \tag{34}$$

En particulier, le noyaux gaussien possède les propriétés suivantes

• Les fonctions de noyaux sont symétriques autour de 0 et intègrent à 1.

• Les noyaux sont tous positifs, ce qui assure que notre estimateur de densité est bel et bien une densité.

5.1 Sélection de la largeur de la fenêtre

La sélection de largeur optimale de fenêtre est un aspect critique de l'estimation de la densité par méthode de noyaux, et c'est un important créneau de recherche pour les statisticiens appliqués. Les articles de Park et Turlach (1992) et Seather (1992) constituent d'excellentes revues des nouvelles méthodes de sélection de fenêtre. La méthode utilisée dans cette étude est une m éthode classique qui cherche à minimiser l'erreur intégrée quadratique moyenne[25]. Notre objectif est de minimiser MISE(h) par rapport à h.

[25] Mean Integrated Squared Error.

$$MISE(h) = \int_x \{E(\hat{f}_h(x)) - f(x)\}^2 dx + \int_x V(\hat{f}_h(x))dx \tag{35}$$

où $f(x)$ est supposée être normale et $\hat{f}_h(x))$ est l'estimateur de la densité basé sur la sélecteur de largeur de fenêtre du "rule of thumb" (décrite dans Härdle (1991)). Par contre, tout autre famille de fonction de densité pourrait être utiliée pour calculer le MISE.

5.2 Approximation des estimateurs par noyaux à l'aide du WARPing

Le concept de WARPing[26] a été développé par Härdle afin de diminuer le temps de calcul étant donné que cette méthode nécessite moins d'itérations que les méthodes standard de noyaux. L'estimateur de densité par noyaux met un poids pour chaque observations, ce qui signifie que pour chaque observation dans l'échantillon nous calculons $K_h(x - X_i)$. Dans le cas de l'estimation par histogramme l'estimation de densité via le WARPing s'effectue en trois étapes:

(1) Discrétisation des données: créer une série d'intervalles et compter le nombre d'observations dans chacun de ces intervalles.

(2) Définir les poids : créer une fonction de pondération symétrique (autoru du centre de l'intervalle) et positive.

(3) Pondérer chacun des intervalles : dans chaque intervalle non-vide l'estimateur de densité est augmenté par le produit du nombre d'observations dans l'intervalle calculé à l'étape (1) et les poids calculé à l'étape (2).

Pour chaque intervalle, le poids correspondant définit une fonction à étage centrée pour chaque intervalle et où la hauteur de la fonction à étage approxime la hauteur de la fonction de noyaux correspondante. La principale différence entre le WARPing et l'estimation traditionnelle par noyaux est que

[26]Weighted Averaging of Rounded Points

la fonction à étage est évaluée pour le centre de l'intervalle, alors que dans l'estimation par méthode de noyaux, la fonction à noyaux est évaluée pour chaque observation X_i. En fait la densité estimée par WARPing converge vers la densité estimé par noyaux lorsque la largeur des intervalles tend vers 0. Comme on peut le constater, l'estimation de densité via le WARPing est étroitement liée au choix de la fonction de pondération. La prochaine section montre comment créer une fonction de poids de façon à obtenir des densités prédites.

5.3 Densités de salaire prédites

Le modèle de probit ordonné introduit à la section 4.1 combiné avec la procédure de pondération que nous avons développée à la section 4.2 nous permet de calculer les probabilités non-biaisées que chacune des observations (travailleurs et non-travailleurs) appartiennent à chacune des classes de salaire (qualification). Les densités de salaire prédites (pour les échantillons de non-travailleurs et population totale) vont nous permettre de considérer des densités de salaires hypothétiques qui résulteraient si toute la population travaillait. Soit $\hat{\pi}^g$ la probabilité moyenne d'appartenir à la catégorie de salaire j pour le groupe g, calculée à partir des seuils du probit ordonné du groupe g $\hat{\lambda}_j^g$ et des coefficients des qualifications observées pour le groupe g $\hat{\beta}^g$

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_j^g &= \pi_j^g(\hat{\Lambda}^g, \hat{\beta}^g, X^g) \\ &= \frac{1}{\mathsf{N}_g}\{(\textstyle\sum_{i\in g} \Phi(\hat{\lambda}_j^g - X_i^g\beta^g) - \Phi(\hat{\lambda}_{j-1}^g - X_i^g\beta^g))\} \\ &= \frac{1}{\mathsf{N}_g}\{\textstyle\sum_{i\in g}(\hat{\Phi}_{ij}^g - \hat{\Phi}_{ij-1}^g)\} \end{aligned} \tag{36}$$

où Φ dénote la distribution cumulative de la Normale standardisée, X_i^g est le vecteur de caractéristiques individuelles pour l'individu i du groupe g et g est le groupe g. Les groupes considérés seront des groupes d'hommes et de femmes, travailleurs, non-travailleurs et population totale pour chacune de 9 provinces. Rappelons nous des trois étapes du WARPing. La première consiste en discrétiser la distribution des salaires en intervalles. Ceci a été effectué à la section (3) quand nous avons créer un ensemble de J catégories de qualifications en utilisant la distribution des salaires. La seconde consiste en définir une fonction de pondération. Dans cet article, nous utilisons nos probabilités moyennes comme fonction de pondération. Donc pour les intervalles de salaire où la probabilité est élevée qu'un certain groupe appartienne, par exemple, les non-travailleurs ont une probabilité élevée d'appartenir à une intervalle de salaire près du salaire minimum que près de la médiane de la distribution, alors, notre densité prédite montrera un point de masse. Mis d'une autre façon, les densités prédites auront un point de masse pour les intervalles où la probabilité moyenne $\hat{\pi}_j$ est élevée en mettant plus de poids sur le noyaux correspondant via $\hat{\pi}_j$. Donc, les probabilités estimées nous servirons de fonction à étage qui seront centrées pour chaque intervalle de façon à estimer la densité. Soit $\bar{\omega}_j$ le log-salaire moyen dans l'intervalle j. En utilisant l'idée du WARPing, nous obtenons un estimateur de densité $f(\omega)$

$$\hat{f}(\omega) = \sum_{j=0}^{J} \frac{\hat{\pi}_j}{h^*} K(\frac{\omega - \bar{\omega}_j}{h^*}) \tag{37}$$

où h* est le paramètre de lissage qui minimise le critère de MISE. Définissons maintenant les probabilités moyennes pour les trois groupes d'individus que nous voulons considérer. Soient N_w le nombre de travailleurs, N_{nw} le nombre de nombre de non-travailleurs et N_{pop} le nombre d'individus dans la population totale. Dénotons aussi par $\mathcal{W}$ l'ensemble des travailleurs, par $\mathcal{NW}$ l'ensemble des non-travailleurs et par $\mathcal{POP}$ la population totale. Supposons que les paramètres obtenus par la maximation de la fonction de vraissemblance de la population totale selon la méthode itérative que nous avons introduite aux équations (27-29) aient convergé, et laissons tomber l'indice d'itération. Nous pouvons définir nos probabilités moyennes comme

$$\hat{\pi}_j(\mathsf{w}) = \frac{1}{\mathsf{N_w}} \sum_{i \in \mathcal{W}} (\Phi(\lambda_j^{\mathsf{pop}} - X^{\mathsf{w}} \beta^{\mathsf{pop}}) - \Phi(\lambda_{j-1}^{\mathsf{pop}} - X^{\mathsf{w}} \beta^{\mathsf{pop}}))$$

(38)

$$\hat{\pi}_j(\mathsf{nw}) = \frac{1}{\mathsf{N_{nw}}} \sum_{i \in \mathcal{NW}} (\Phi(\lambda_j^{\mathsf{pop}} - X^{\mathsf{nw}} \beta^{\mathsf{pop}}) - \Phi(\lambda_{j-1}^{\mathsf{pop}} - X^{\mathsf{nw}} \beta^{\mathsf{pop}}))$$

(39)

$$\hat{\pi}_j(\mathsf{pop}) = \frac{1}{\mathsf{N_{pop}}} \sum_{i \in \mathcal{POP}} (\Phi(\lambda_j^{\mathsf{pop}} - X^{\mathsf{pop}} \beta^{\mathsf{pop}}) - \Phi(\lambda_{j-1}^{\mathsf{pop}} - X^{\mathsf{pop} \beta^{\mathsf{pop}}}))$$

(40)

où les exposants w, nw et pop signifient que nous considérons les X de l'échantillon de travailleurs, non-travailleurs et population totale. Notons que les trois ensembles de probabilités moyennes sont construits à partir des paramètres λ_j^{pop} et β^{pop} estimés pour la population totale et non-biaisés par la sélection.

$$\hat{f}_{\mathsf{w}}(\omega) = \sum_{j=0}^{J} \frac{\hat{\pi}_j(\mathsf{w})}{h_w^*} K(\frac{\omega - \bar{\omega}_j}{h_w^*}) \tag{41}$$

$$\hat{f}_{\mathsf{nw}}(\omega) = \sum_{j=0}^{J} \frac{\hat{\pi}_j(\mathsf{nw})}{h_{nw}^*} K(\frac{\omega - \bar{\omega}_j}{h_{nw}^*}) \tag{42}$$

$$\hat{f}_{\mathsf{pop}}(\omega) = \sum_{j=0}^{J} \frac{\hat{\pi}_j(\mathsf{pop})}{h_{pop}^*} K(\frac{\omega - \bar{\omega}_j}{h_{pop}^*}) \tag{43}$$

où h_g^* représente le paramètre de lissage optimal pour le groupe g. Cette méthodologie n'est correcte que si l'on fait l'hypothèse que la distribution des salaires de la population totale et des non-travailleurs est un "calque" de la distribution des salaire des travailleurs. En effet, les distribution prédites pour la population totale et les non-travailleurs doivent nécessairement avoir le même domaine.

Les densités de salaire seront présentées à la section (6.5). La méthodologie des densités prédites nous permet d'obtenir un densité hypothétique qui surviendrait si la force de travail était composée uniquement de non-travailleurs. Cela nous permettra aussi de voir si le salaire minimum à un impact différent sur la décision de participation des hommes et femmes non-travailleurs.

6 Résultats

6.1 Statistiques descriptives

Le tableau 1.1 présente les statistiques descriptives pour tous nos échantillons sur le Québec. Il y a deux traits importants à souligner dans ce tableau. Premièrement, nous notons que la fraction des travailleurs gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum a diminué de façon importante entre

1981 en 1988: une baisse de 30% pour les femmes et une baisse de 35% pour les hommes. Cela est dû en partie à l'importante baisse du salaire minimum en termes réels (voir Benjamin 1995) entre 1981 et 1988. Une autre explication possible est la diminution de l'emploi pour les travailleurs avec éducation élémentaire, étant donné que ces travailleurs sont souvent rémunérés au salaire minimum. Deuxièment, on remarque que les non-travailleurs sont moins qualifiés que les travailleurs en termes d'éducation, alors que les non-travailleurs ont un niveau d'expérience moyenne plus élevé que celui des travailleurs. Entre 1981 et 1988, la proportion de la force de travail avec un diplôme universitaire est demeurée relativement constante, alors que la fraction de la force de travail avec un niveau d'étude collégial (13 ans) a significativement augmenté. Tel que documenté dans Riddell (1995), nous remarquons aussi que la proportion des travailleurs avec une éducation primaire a diminué. Ces trois faits, combinés avec l'augmentation de la demande pour les travailleurs plus scolarisés illustrent pourquoi les écarts de salaire sur base d'éducation n'ont pas augmenté beaucoup durant les années 80 au Québec et dans l'ensemble du Canada.

TABLEAU 1.1: Moyennes Échantillonales.
Hommes Québec: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.147	0.336	0.224	0.374
Secondaire incomplet	0.324	0.345	0.491*	0.497*
Secondaire complété	0.177	0.120	-	-
Post-Secondaire (12)	0.099	0.082	0.075	0.049
Collégiale (13)	0.144	0.077	0.117	0.061
Universitaire	0.109	0.039	0.093	0.020
Expérience	17.98	22.93	18.15	19.71
Log salaire nominal	2.407	-	2.035	-
Salaire minimum(t)	0.059	-	0.091	-
Observations	4307	1294	4528	1376

Femmes Québec: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.087	0.280	0.136	0.474
Secondaire incomplet	0.273	0.344	0.528*	0.509*
Secondaire complété	0.203	0.155	-	-
Post-Secondaire (12)	0.114	0.073	0.085	0.053
Collégial (13)	0.226	0.114	0.167	0.073
Universitaire	0.097	0.034	0.083	0.024
Expérience	16.46	24.18	15.25	21.09
Log salaire nominal	2.138	-	1.765	-
Salaire Minimum(t)	0.133	-	0.193	-
Observations	3525	2355	2991	3076

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

Les statistiques descriptives pour le reste des provinces canadiennes sont présentées aux tableaux 1.2 à 1.9 de l'annexe B. En voici les faits saillants sous forme de sommaire.

(1) La fraction de la force de travail gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum a diminué de façon importante entre 1981 et 1988.

(2) En 1981, la proportion de travailleurs gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum est très importante, soit environ 20%, alors qu'en 1988 cette proportion est d'environ 5%.

(3) Pour toutes les années et les provinces, la proportion de femmes gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum est toujours supérieur à celle des hommes.

(4) Les non-travailleurs sont en général plus qualifiés en terme d'expérience que les travailleurs, alors que les travailleurs sont plus qualifiés en terme d'éducation que les non-travailleurs.

(5) Entre 1981 et 1988, la fraction de la force de travail avec des études élémentaires a beaucoup diminué, alors que la fraction de travailleurs avec des études collégiale (13 années) et universitaires a significativement augmenté.

(6) Entre 1981 et 1988, le niveau d'expérience moyen des travailleurs est demeuré sensiblement le même.

6.2 Résultats du probit ordonné

Les tableaux 2.1 et 2.2 présentent les résultats des probits ordonnés pour les hommes et les femmes du Québec pour les années 1981 et 1988. Les résultats pour le reste des provinces du Canada sont présentés à l'annexe C aux tableaux 2.3 à 2.18 . Ces coefficients sont obtenus en maximisant la fonction de vraisemblance de l'équation (12) pour les travailleurs et à l'équation (28) pour l'échantillon de la population totale. Les variables explicatives utilisées pour tous les modèles sont l'expérience, l'expérience au carré, 5 variables dichotomiques pour l'éducation: [27] secondaire incomplet, secondaire complété, études post-secondaire (12 années), études collégiales (13 années) et études universitaires.

L'interprétation des paramètres estimés dans un probit ordonné doit se faire avec attention. En aucun cas ces paramètres ne peuvent s'interpréter comme des coefficients de régression. La seule interprétation que nous pouvons faire en un coup d'oeil est uniquement de nature ordinale: un coefficient positif pour une caractéristique donnée indique qu'un individu possédant plus de cette caractéristique a une probabilité plus élevée d'appartenir à un groupe supérieur des variables catégoriques qu'un individu possédant moins de cette caractéristique, ceateris paribus. Pour le Québec, les résultats pour les échantillons de travailleurs indiquent que les rendements relatifs à l'éducation[28] ont tous augmenté entre 1981 et 1988 (de 20 à 28 % pour les hommes et de 17 à 32 % pour les femmes). On remarque aussi que l'augmentation est plus marquée pour le niveau d'éducation universitaire et plus faible pour les autres. Le rendement de l'expérience a aussi augmenté entre 1981 et 1988, mais dans un ordre d'environ 3% pour les hommes les et femmes. Par contre si l'on regarde ces résultats pour les échantillons de population totale (ce qui équivaut à une correction pour le biais de sélection échantillonale), on peut remarquer que les rendements relatifs de l'éducation ont augmenté mais dans un ordre beaucoup moindre (de 6 à 14 % pour les hommes et de 19 à 28 % pour les femmes). Donc nous remarquons que les rendements de l'éducation sont biaisés à la hausse[29] lorsque nous utilisons un échantillon de travailleurs seulement. Pour ce qui des rendements de l'expérience, nous

[27] Pour les données de 1981 nous avons seulement 4 variables dichotomiques pour l'éducation: la variable secondaire incomplet n'étant pas disponible, et la variable secondaire complété contenant à la fois les individus ayant complété ou non leur études secondaires.

[28] Nous n'avons pas calculer le niveau d'augmentation pour les catégories d'éducation secondaire incomplet et secondaire complété car les définitions ne concordent pas pour les données de 1981 et 1988.

[29] Nous pouvons aussi le remarquer en comparant les colonnes (1) vs. (2) et (3) vs. (4) des tableaux 1.1 et 1.2

remarquons que ceux-ci sont aussi biaisés à la hausse par le biais de sélection. Par contre l'augmentation des rendements de l'expérience entre 1981 et 1988 est sensiblement la même pour les échantillons de travailleurs et de population totale, ce qui n'est pas le cas pour les variables d'éducation. Par contre, il faut mettre un bémol sur nos conclusions puisque le nombre de paramètres estimés a changé entre 1981 et 1988 pour une province et un sexe donné.

TABLEAU 2.1

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Québec

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.2914	0.2330	-	-	-	-
	(0.054)	(0.044)	-	-		
Secondaire completé	0.5569	0.4479	0.3194	0.3252	-	-
	(0.060)	(0.051)	(0.044)	(0.037)		
Post-secondaire	0.6472	0.5278	0.4381	0.4186	0.2091	0.1092
(12 années)	(0.071)	(0.061)	(0.069)	(0.059)		
Collégiale	1.0007	0.8176	0.7545	0.6825	0.2462	0.1351
(13 années)	(0.065)	(0.056)	(0.060)	(0.053)		
Universitaire	1.6748	1.4033	1.3992	1.3412	0.2756	0.0621
	(0.070)	(0.061)	(0.064)	(0.059)		
Expérience	0.1282	0.1006	0.0998	0.0762	0.0284	0.0244
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)		
Expérience^2	-0.0019	-0.0016	-0.0016	-0.0013	-0.0003	-0.0003
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	167	167	177	177		
-2 Log vraisemblance	40942	52561	43910	59092		
critère de Schwartz	42481	54832	45442	61375		
No. d'observations	4307	5601	4528	6094		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.2

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Québec

	1988 Travailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Travailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Travailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.3808	0.1801	-	-	-	-
	(0.071)	(0.045)	-	-		
Secondaire complet	0.8822	0.4992	0.5247	0.2241	-	-
	(0.076)	(0.050)	(0.065)	(0.038)		
Post-secondaire	1.0052	0.5882	0.7834	0.3826	0.2218	0.2056
(12 années)	(0.085)	(0.061)	(0.089)	(0.061)		
Collégiale	1.4762	0.9416	1.3063	0.7559	0.1699	0.1857
(13 années)	(0.077)	(0.053)	(0.077)	(0.052)		
Universitaire	2.2566	1.5818	1.9343	1.3105	0.3223	0.2713
	(0.090)	(0.066)	(0.093)	(0.068)		
Expérience	0.0990	0.0580	0.0662	0.0317	0.0328	0.0263
	(0.005)	(0.003)	(0.005)	(0.003)		
Expérience^2	-0.0016	-0.0010	-0.0010	-0.0005	-0.0006	-0.0005
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimé	167	167	179	179		
-2 Log vraisemblance	32803	52803	28902	59256		
critère de Schwartz	34225	55045	30375	61687		
No. d'observations	3525	5880	2991	6067		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

Pour le reste des provinces (quoique les conclusions s'appliquent aussi aux résultats pour le Québec), nous allons tenter de souligner les traits caractéristiques importants dans l'ensemble au lieu de procéder à une description détaillée province par province. Notons qu'il s'agit d'une généralisation et qu'il peut exister des exceptions aux conclusions tirées. Les résultats complets sont présentés à l'annexe C.

(1) Les coefficients estimés du probit ordonné sont biaisés à la hausse par un biais de sélection échantillonale.

(2) La procédure de correction pour la sélection échantillonale du modèle de probit ordonné augmente la qualité du modèle en termes de vraisemblance et de critère de Schwartz[30].

(3) L'augmentation des rendements relatifs de l'éducation entre 1981 et 1988 est intimememt liée au niveau d'éducation: augmentation importante pour les diplômés universitaire, augmentation plus modérée pour les groupes d'éducation intermédiares (12 et 13 années d'éducation) et faible augmentation (ou même diminution) pour les individus faiblement scolarisés (11 années et moins).

(4) L'augmentation des rendements de l'éducation entre 1988-81 est surestimée par le biais de sélection (en comparant les deux dernières colonnes des tableaux), néanmoins notons qu'en général il y a eu une augmentation des rendements de l'éducation nette de biais de sélection.

(5) Contrairement aux rendements de l'éducation, l'augmentation du rendement de l'expérience entre 1981 et 1981 n'est pas sur-estimée par le biais de sélection échantillonale.

[30] Ces critères sont plus élevés pour les estimations sur les échantillons de la population totale. Le critère de Schwartz est définit comme suit: $-2\,L(\theta) + (J+K) \times \log(N)$, J=nombre de classes, K=nombre de régresseurs et N=nombre d'observations. Donc ce critère tient compte du nombre d'observations et donc notre résultat n'est pas simplement causé par l'augmentation du nombre d'observations en passant de l'échantillon de travailleurs à celui de la population totale.

6.3 Fonctions de rendements des qualifications

Les figures 1.1 à 1.18 présentent les fonctions de rendement des qualifications. Les fonctions de rendements des qualifications sont obtenues en faisant le graphique des salaires moyens dans chacune des catégorie contre les seuils du probit ordonné (les $\hat{\lambda}_j$), et telles que décrits dans Fortin et Lemieux (1996). Chaque figure présente 6 panels: les panels (A) et (D) présentent les fonctions de rendement des qualifications en écart à la moyenne (i.e. nous avons normalisé les indices de qualification $r^* = X\beta + \epsilon$ pour qu'ils aient une moyenne de 1 pour chancun des échantillons) pour les échantillons de travailleurs seulement pour les années 1988 et 1981. Ces fonctions correspondent à l'équation (16). Les panels (B) et (E) présentent les fonctions de rendement des qualifications en déviation par rapport à la moyenne pour les échantillons de population totale pour les années 1988 et 1981. Ces fonctions correspondent à l'équation (29). Les panels (C) et (F) présentent les fonctions inverses de rendement des qualifications[31] pour les années 1988 et 1981.

Erratum: La légende est incorrecte pour les panels (C) et (F): La fonction de rendement des qualifications pour l'échantillon de travailleurs seulement est en trait gras, tandis que la fonction de rendement des qualifications pour l'échantillon de la population totale est en trait mince.

Ces fonctions inverses nous permettent de voir quelle distance sépare les fonctions de rendement des qualifications estimées avec un échantillon de travailleurs seulement et un échantillon de travailleurs et de non-travailleurs. Ainsi nous pourrons détecter si certains éléments des fonctions de rendement des qualifications estimées avec un échantillon de travailleurs sont causés par un biais de sélection échantillonale. Notons enfin que les fonctions aux panels (A), (B), (D) et (E) indiquent le niveau du salaire minimum[32] à l'aide d'une

[31] Cela correspond au graphe des $\hat{\lambda}_j$ contre le salaire moyen dans chacune des catégories de salaire c_j

[32] les salaires minimums pour chacunes des provinces pour les années 1981 et 1988 sont présentés en annexe au tableau 0

barre verticale.

Les fonctions de rendement des qualifications pour les échantillons du Québec sont présentées aux figures 1.1 et 1.2. Le premier élément qu'il faut remarquer est la section horizontale (le plateau) [33] au niveau du salaire minimum en 1988. Cet effet de plateau est inexistant pour les données de 1981. De plus l'effet de plateau pour les données de 1988 n'est pas causé par un biais de sélection car les fonctions de rendement des qualifications pour les échantillons de travailleurs et de population totale sont de forme similaires. La magnitude de l'effet de plateau se mesure par le degré d'horizontalité (plus le plateau est horizontal, plus le point de masse est important dans la distribution au salaire minimum) et par la largeur du plateau. Notons que ce résultat était attendu car l'échantillon de travailleur est inclut dans l'échantillon de la population total. On conclut que le salaire minimum est la source la plus importante de non-linéairité dans les fonctions de rendement des qualifications. Pour les données de 1981, on remarque la présence de source de non-linéarité pour des salaires de l'ordre de 5$ à 7$, qui correspondent à de grands points de masse dans la distribution des salaires. Les fonctions de rendement des qualification pour les données de 1988 sur le Québec peuvent se représenter par 3 segments distincts: une partie à pente très forte sous le salaire minimum, un plateau correspondant au salaire minimum et une partie à pente plus faible (et constante) au dessus du salaire minimum. Pour ce qui est de la fonction de rendement des qualifications de 1981, elle peut se représenter à l'aide de 2 segments distincts: une partie à pente forte sous le salaire minimum, un point d'inflexion au salaire minimum et une partie linéaire au dessus du salaire minimum. Finalement, on remarque que les fonctions de rendement des qualification sont sur-estimées

[33] Cette caractéristique des fonctions de rendement des qualifications souligne l'importance d'une modèle de transformation très flexible basé sur une fonction à étage. Un modèle de transformation plus restrictif comme les transformations de Box-Cox pourrait exclure la possibilité de plateau autour du salaire minimum et nous conduire à des conclusions erronnées.

lorsqu'estimées à l'aide d'un échantillon de travailleurs seulement.

Figure 1.1: Fonctions de Rendement des Qualifications.

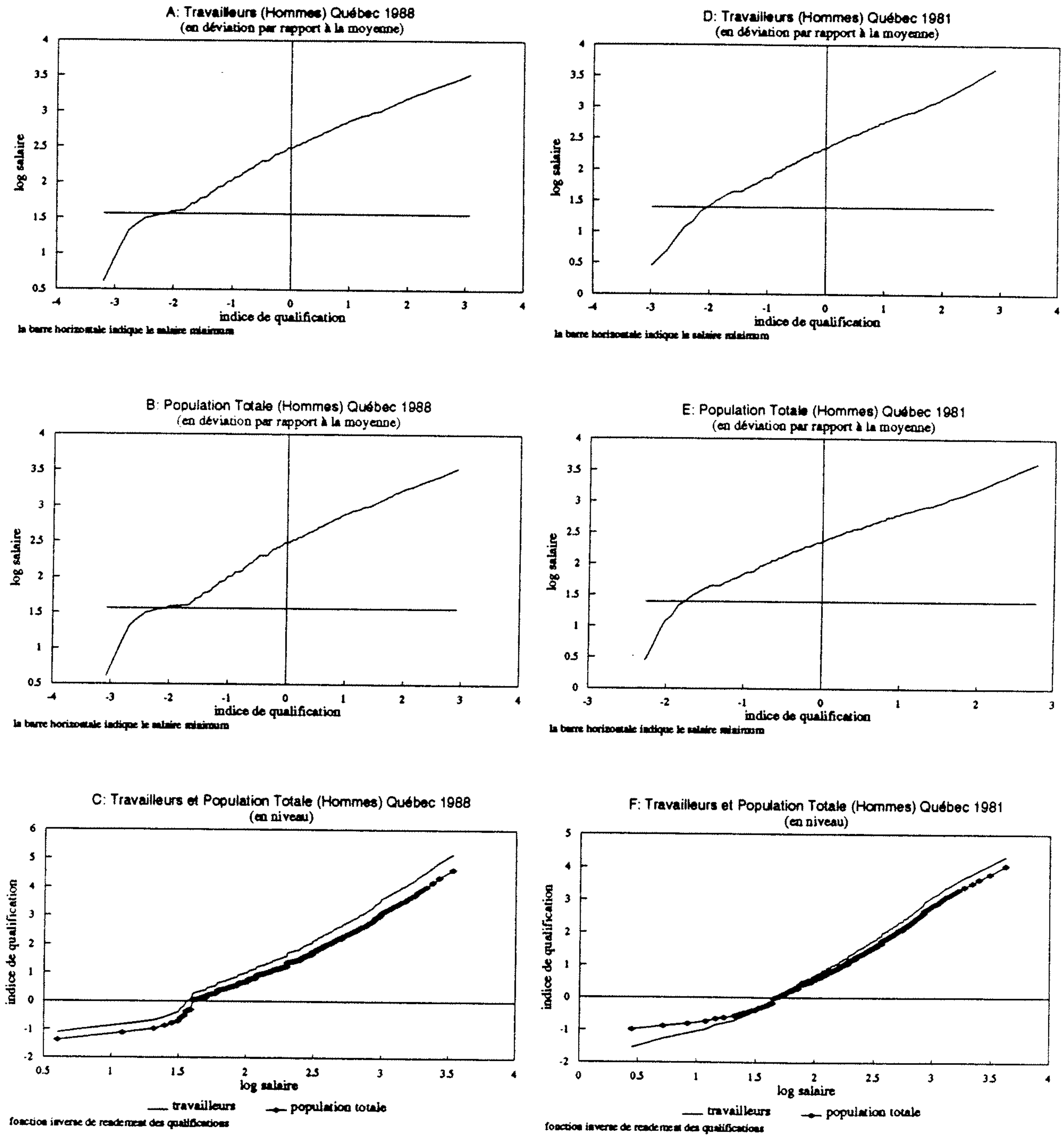
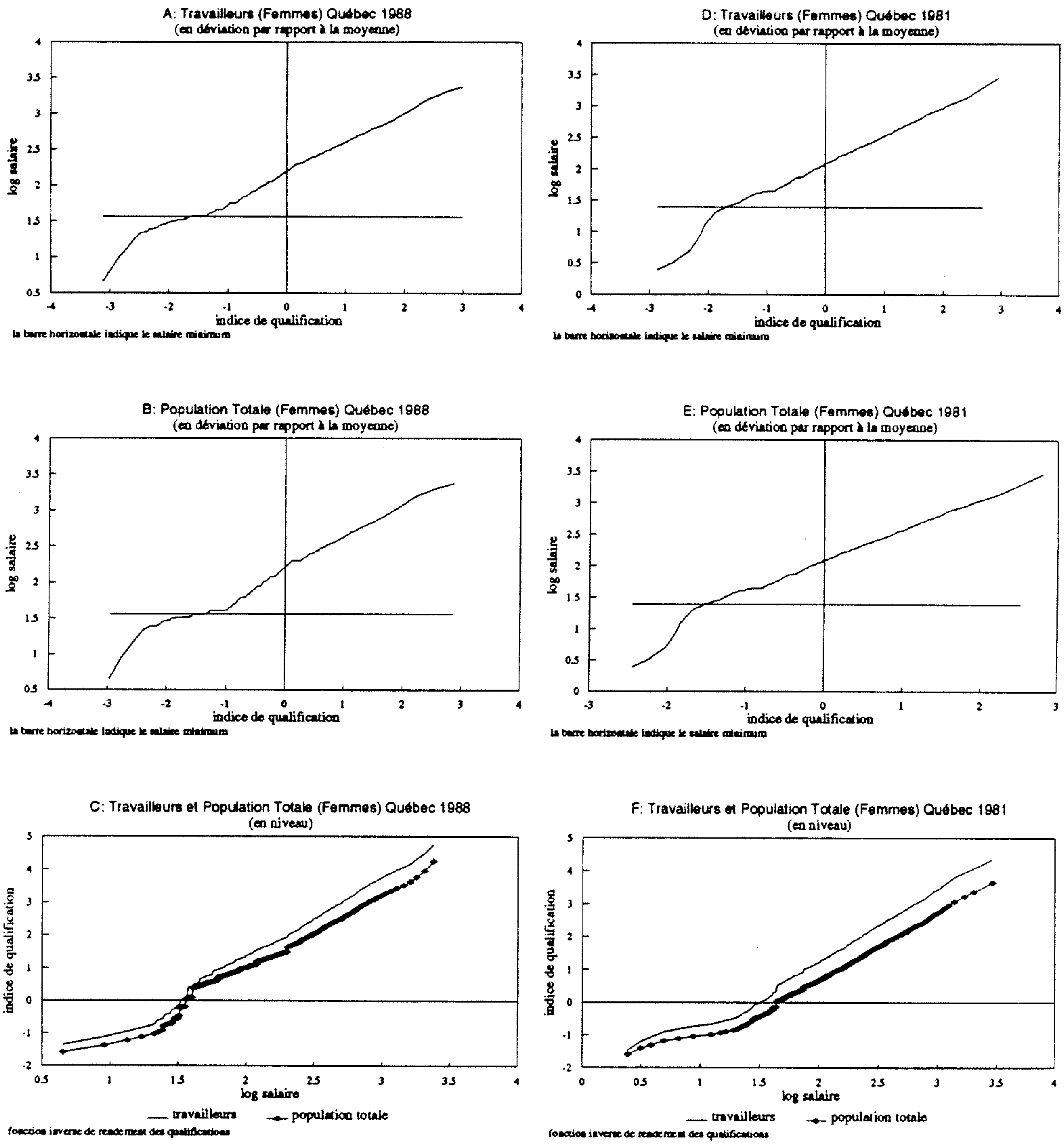


Figure 1.2: Fonctions de Rendement des Qualifications.



Les fonctions de rendement des qualifications pour les autres provinces sont présentées en annexe aux figures 1.3 à 1.18. Nous résumerons les faits saillants de ces fonctions en essayant de souligner les généralités.

(1) Les fonctions de rendement des qualifications présentent une section horizontale, l'effet de plateau au salaire minimum de façon très distincte en 1988, et de façon moins claire en 1981. De plus il apparaît que le salaire minimum est la source de non-linéarité la plus imporante (parfois même l'unique) dans les fonctions de rendement des qualifications.

(2) Les effets de plateau ne sont pas plus marqués pour les hommes ou les femmes, ou entre les échantillons de travailleurs et de population totale.

(3) Les effets de plateau du salaire minimum sont plus importants dans les provinces dites "avec de marchés du travail moins actifs": Terre-Neuve, Nouveau-Brunswick, Manitoba et Saskatchewan versus les provinces ayant des marchés du travail plus performants: Québec, Ontario, Alberta et Colombie-Britanique.

(4) Les fonctions de rendement des qualifications estimées à l'aide d'échantillons de travailleurs sont de forme similaire à celles estimées à l'aide d'échantillon de la population totale (les fonctions de rendement des qualifications nettes de biais de sélection).

(5) Les fonctions de rendement des qualifications estimées à l'aide d'échantillons de travailleurs sont biaisés à la hausse en comparaison des fonctions estimées sur des échantillons de la population totale (voir les panels (C) et (F)).

(6) Les sources de non-linéarité autres que le salaire minimum sont les grands points de masse de la distribution des salaires, comme par exemple à 5$ et à 10$.

(7) Les fonctions de rendement des qualifications de 1988 peuvent se représenter à l'aide de 3 segments: un plateau au salaire minimum et deux sections linéaires au dessous et au dessus du salaire minimum. La section sous-

minimum est à pente plus forte que celle au dessus du salaire minimum. Enfin chacune de ces sections linéaires est de pente constante.

(8) Les fonctions de rendement des qualifications de 1981 peuvent se représenter à l'aide de 2 segments: une partie sous le salaire minimum, un point d'inflexion (un coin) dans le voisinage du salaire minimum, et une section linéaire par la suite.

6.4 Probabilités conditionnelles de non-emploi

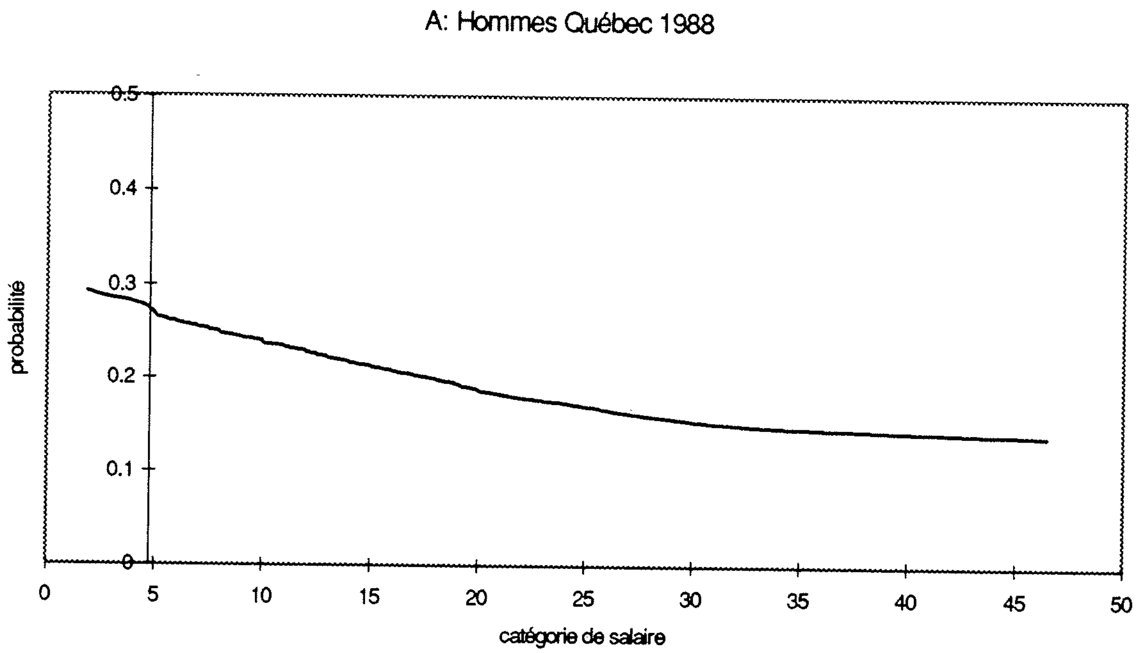
Les probabilités conditionnelles de non-emploi pour les individus du Québec sont présentées aux figures 3.1 et 3.2. Ces probabilités correspondent au paramètre du modèle $1\text{-}\gamma_j \equiv \Pr(e = 0 \mid \omega_i \in c_j)$ défini pour la population totale. [34] Les graphiques présentés aux figures 3.1 et 3.2 (ainsi que ceux des figures 3.3 à 3.18 en annexe E) sont un graphe des probabilités conditionnelles de non-participation sur le salaire moyen (et non le log-salaire moyen) par catégorie de salaire. La barre verticale indique le niveau du salaire minimum pour chacune des provinces. L'échelle utilisée sur l'axe des x est en dollas nominaux. Ceci nous permet aussi de visualiser rapidement où se trouve le salaire minimum dans la distribution des salaires. Notons enfin que ces probabilités sont calculées à partir de paramètres estimés avec correction pour le biais de sélection.

On remarque d'abord que, partant de l'extrême droite de la distribution la probabilité conditionnelle de non-emploi augmente de façon approximativement linéaire lorsque l'on se déplace vers le bas de la distribution. En refaisant le même exercice, on voit que le salaire minimum introduit un léger saut dans les probabilités. Cela implique que le salaire minimum fait augmenter la probabilité conditionnelle de non-emploi. Néanmoins, on voit que cet effet du salaire minimum est minime, quoique le salaire minimum introduit la principale source de non-linéarité dans ces probabilités. L'allure "con-

[34] Rappelons que l'expression "population totale" signifie que pour une province et un sexe donné nous considérons un échantillon composé de travailleurs et de non-travailleurs.

vexe à l'origine" de ces graphes est dûe à l'échelle utilisée: si l'on graphe les probabilités conditionnelles sur le log-salaire moyen par catégorie de salaire, les graphes sont concaves à l'origine, avec un léger saut au salaire minimum. Enfin, notons que pour une année donnée, les probabilités conditionnelles de non-participation sont toujours plus élevées chez les femmes reflétant leur taux de participation plus faible.

Figure 3.1: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



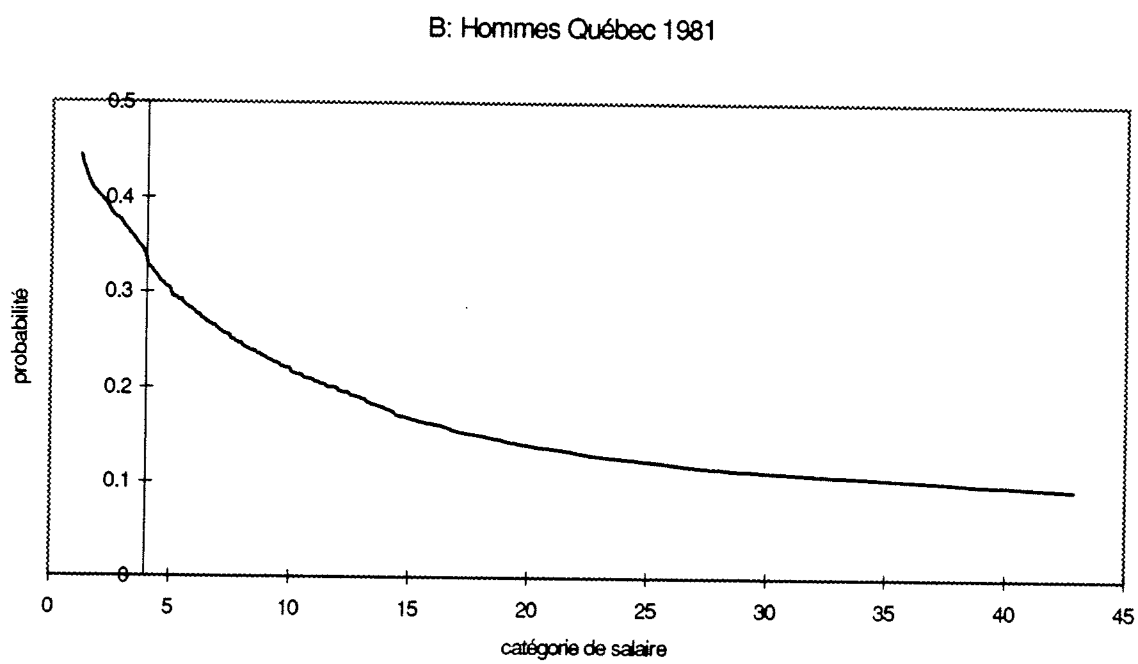
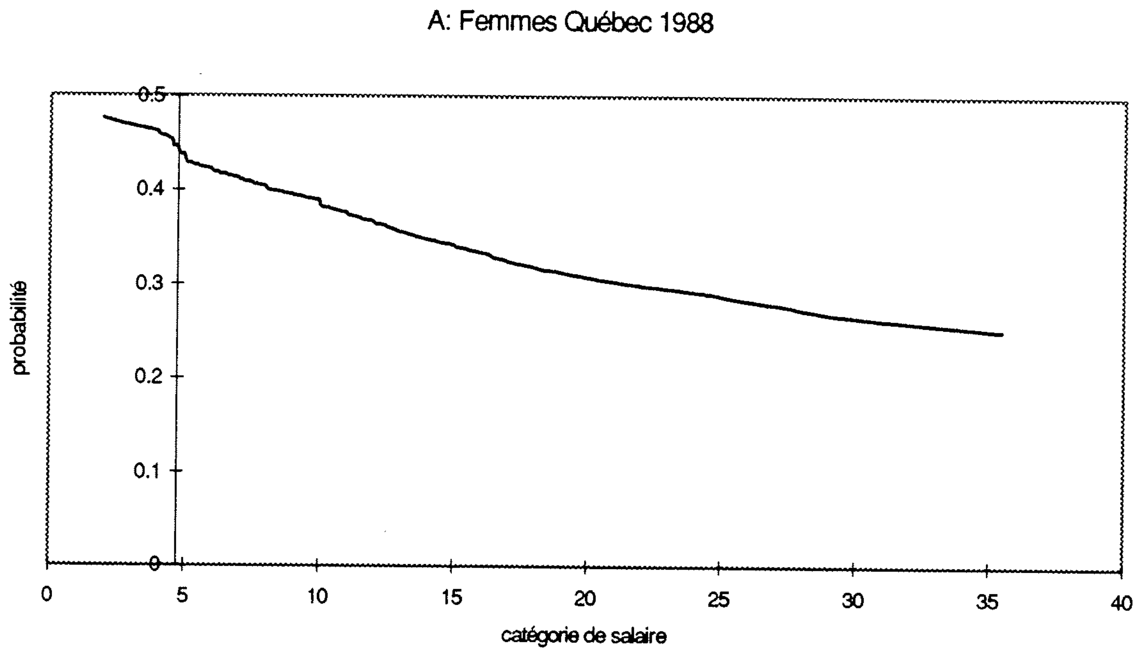
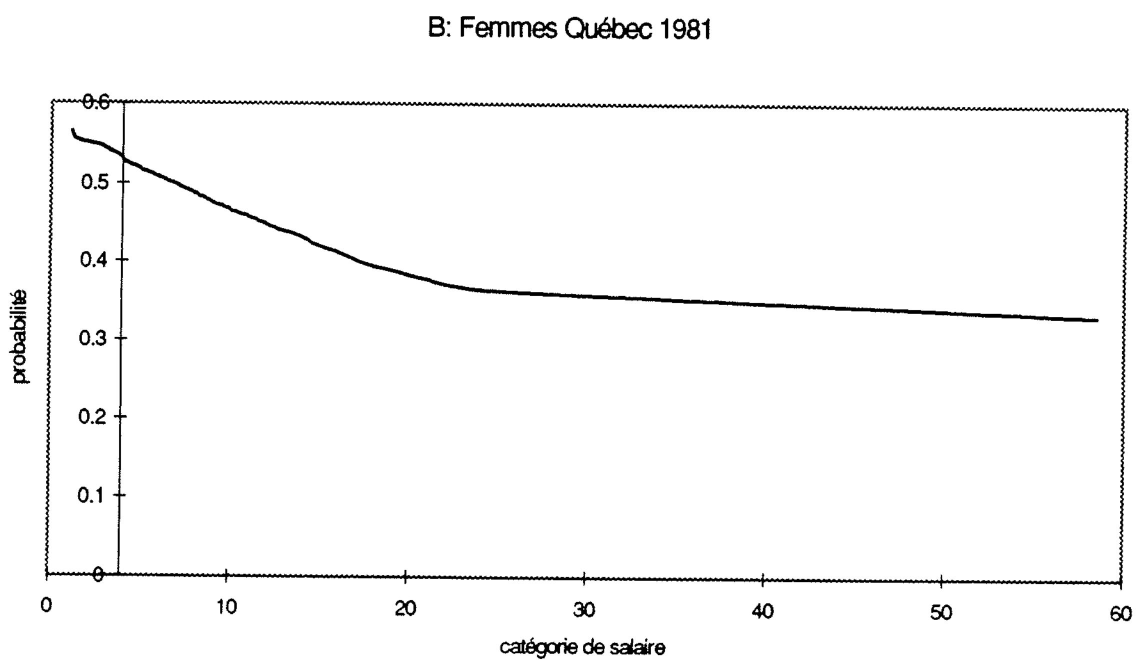


Figure 3.2: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**





Les graphiques des probabilités conditionnelles de non-emploi pour les autres provinces sont présentés en annexe E aux figure 3.3 à 3.18 aux pages. Voici maintenant les principales caractéristiques de ces figures.

(1) Les probabilités conditionnelles de non-participation sont linéaires et décroissantes dans les catégories de salaire.

(2) Les salaire minimums font augmenter trés faiblement les probabilités conditionnelles de non-emploi[35] (voir le saut dans les graphiques) et introduisent la principale source de non-linéarité (en général assez minime).

(3) Pour une province et une année donnée, on remarque que les probabilités conditionnelles de non-participation sont supérieures chez les femmes que chez les hommes.

(4) Enfin, comme nous l'avons expliqué pour le Québec, l'allure convexe à l'origine des graphiques est dûe à l'échelle utilisée (le salaire moyen au lieu du log-salaire moyen).

6.5 Densités de salaire prédites

Les densités de salaire prédites (via le WARPing modifié) sont dérivées à partir de l'équation (34). Elles sont similaires à un lissage des probabilités prédites d'appartenir à chacune des catégories de la distribution des qualifications ($\hat{\pi}_j$) pour chacun des groupes d'individus considérés (travailleurs, population totale et non-travailleurs) pondérées par un ensemble de noyaux Gaussiens. Cette technique est en fait similaire au lissage d'un histogramme par méthode de noyaux. Pour chacuns des graphiques de densités de salaire prédites, nous avons représenter trois distributions: la distribution des salaire prédites pour les travailleurs (qui est pratiquement identique à la distribution

[35] Ce résultat va dans le sens de ceux de Card et Krueger (1995) qui soutiennent à l'aide plusieurs études que le salaire minimum n'a pas un impact négatif sur la probabilité d'emploi.

actuelle des salaires[36]), la densité de salaire prédite de la population totale (la densité de salaire que l'on observerait si toute la population faisait partie de la force de travail), et la densité de salaire prédite pour les non-travailleurs. Cet exercice nous permettra de voir graphiquement quelles sont les différences principales entre ces 3 groupes d'individus en terme de qualification sur le marché du travail. Afin de faciliter la visualisation des différences entre les groupes d'individus considérés, nous avons assigné le même poids à chaque densité, de telle sorte que chaque densité prédite intègre à 1. Cela implique que si l'on additionne les densités prédites pour les non-travailleurs et pour les travailleurs, nous n'obtennons pas la densité prédite pour la population totale. Enfin notons que pour chaque graphique, l'axe des y (la densité) croise l'axe des x (les log-salaires) au niveau du salaire minimum.

Les densités de salaire prédites pour le Québec sont présentées aux figures 2.1 et 2.2. On remarque premièrement l'important point de masse au salaire minimum pour les femmes et les hommes en 1988. On remarque aussi une différence importante entre les hommes et les femmes en termes de qualification sur le marché du travail. Les femmes qui ne participent pas au marché du travail ne sont pas différentes des femmes qui participent en termes de qualifications sur le marché du travail. En effet, les densités de salaire prédites pour la population totale et les groupes de femmes participantes et non-participantes sont pratiquement superposées les une sur les autres. Cela signifie que si sur le marché du travail, les femmes qui travaillent seraient remplacées par celles qui ne travaillent pas, alors la forme générale de la distribution des salaires ne changerait pas.[37] Par contre, pour les hommes du Québec, la situation est différente. On voit que la densité prédite pour

[36]À noter que les densités de salaire prédites sont dérivées à partir des paramètres estimés par le probit ordonné qui corrige pour le biais de sélection échantillonale. Elles ne sont donc pas biaisées en théorie.

[37]Si les femmes participantes et non-participantes étaient des groupes de travailleurs différents (toujours en termes de qualifications), alors les densités prédites des deux groupes n'auraient aucune raison d'être de forme similaire.

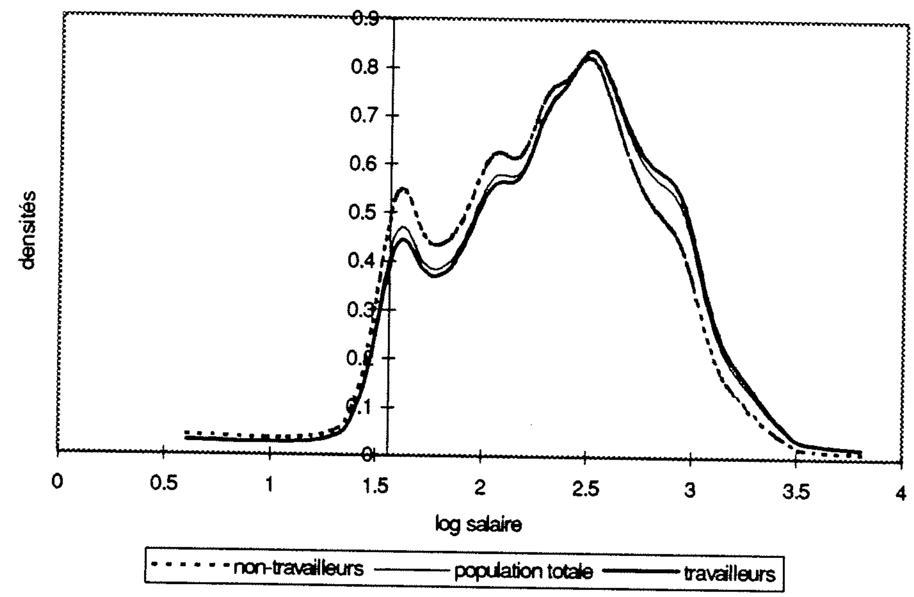
les non-travailleurs a beaucoup plus de masse dans le bas de la distribution que celle prédite pour les travailleurs. Cela implique que les hommes non-participants au Québec sont moins qualifiés en terme de qualifications sur le marché du travail que les hommes qui participent.[38] Cela implique que si les hommes participants étaient remplacés par les non-participants, la distribution des salaires que l'on observerait serait significativement différente de celle que l'on observe pour les travailleurs, ayant beaucoup plus de poids dans le bas de la distribution notamment au salaire minimum.

Pour les autres provinces les densités de salaire prédites sont présentées en annexe aux figures 2.3 à 2.18 à l'annexe F. Les conclusions que l'on peut tirer de ces graphiques sont similaires à celles pour le Québec et se résument ainsi.

[38] Cette affirmation est sous-jacente à l'hypothèse 1: rang dans la distribution des salaire=rang dans la distribution des qualifications.

Figure 2.1: **Densités de Salaire Prédites via le WARPing.**

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Québec 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Québec 1981

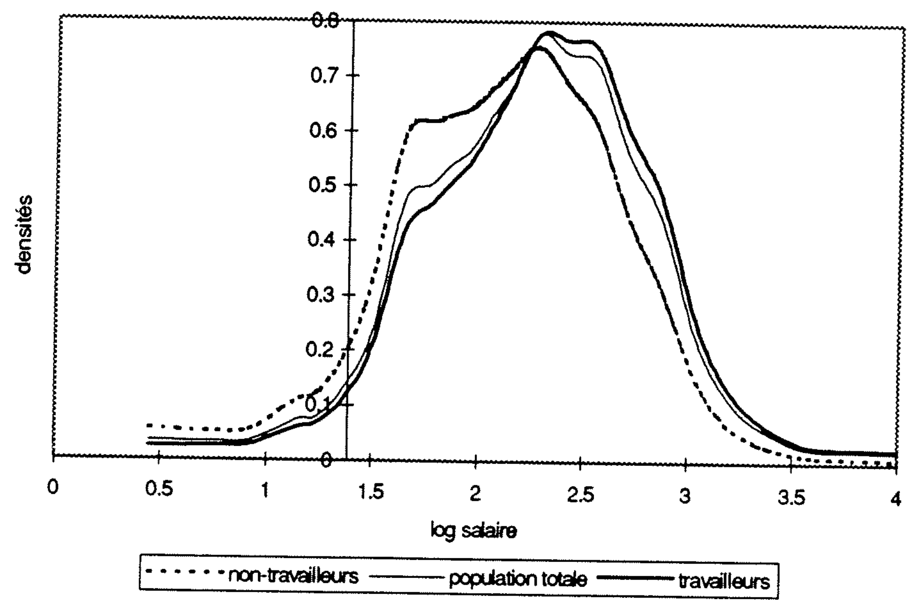
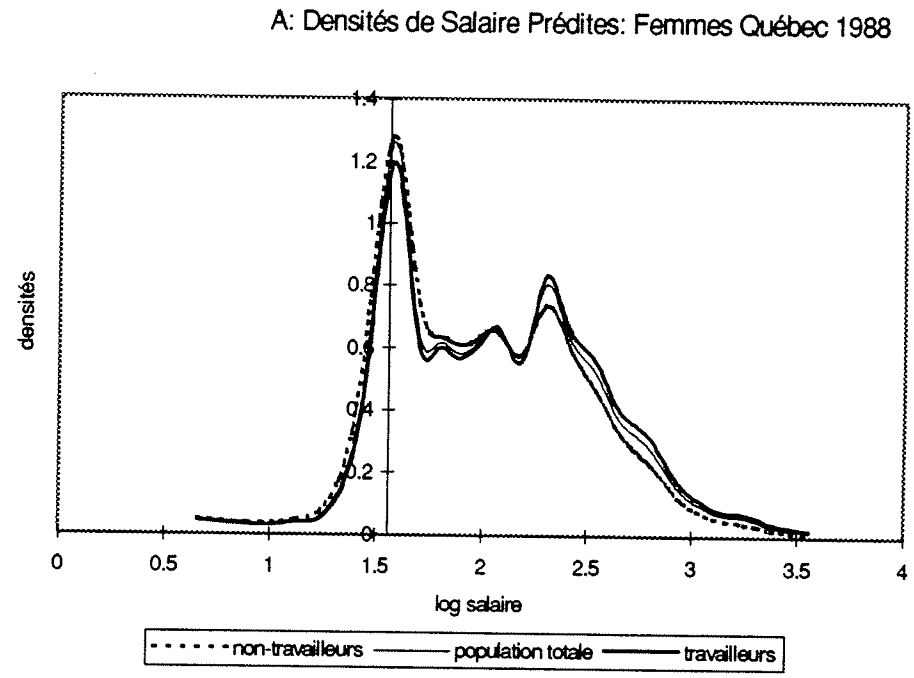
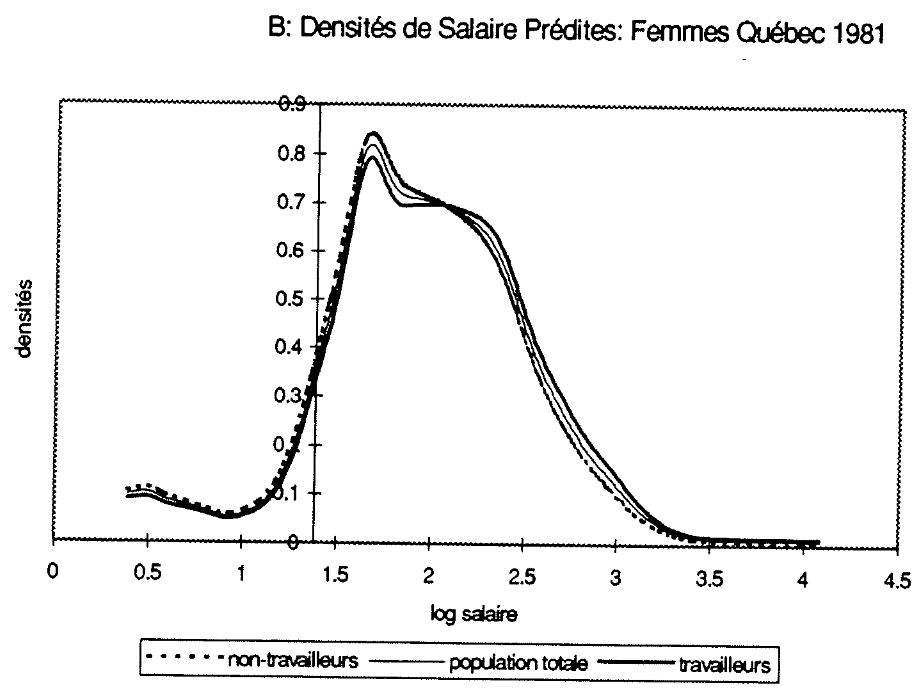


Figure 2.2: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.





(1) Les hommes non-participants sont moins qualifiés sur le marché du travail que les hommes qui travaillent. Leurs densités de salaire prédites ont en général beaucoup plus de poids dans le bas de la distribution et au salaire minimum.

(2) Les femmes qui ne participent pas ne sont pas différentes des femmes qui travaillent en terme de qualifications sur le marché du travail.

(3) Cette différence importante entre les non-participants selon leur sexe est présente pour toutes les provinces et les deux années que nous considérons.

(4) Pour les travailleurs (hommes et femmes) on remarque la présence de points de masse importants au salaire minimum en 1988, et aussi en 1981, mais à un plus faible niveau.

(5) Pour les données de 1988, on remarque la présence de plusieurs points de masse (à 5$, 10$, etc) dans les distribution, tant chez les hommes que chez les femmes.

(6) Le mode de la distribution chez les femmes est près du salaire minimum, alors que ce n'est pas le cas chez les hommes.

6.6 Probabilités d'emploi sous-minimum[39]

Les probabilités d'emploi sous-minimum pour le Québec sont présentées en annexe aux tableaux 3.1 et 3.2. Ces probabilités sont obtenus en sommant les $\hat{\pi}_j$ où j est inférieur ou égal au salaire minimum pour chacun des échantillons que nous considérons. Ces probabilités correspondent donc à la probabilité d'appartenir à une classe de salaire (ou de qualification) inférieur ou égale au salaire minimum. À prime abord, il est surprenant de constater qu'il existe des emploi rémunérés sous le salaire minimum qui constitue un prix plancher. Il est possible que certains employeurs ne respectent pas la loi du salaire minimum. Ashenfelter et Smith (1979) ont montré qu'aux États-Unis à cette

[39]La notation signifie les catégories de salaire inférieures ou égales au salaire minimum.

époque, 40% des individus qui auraient du être payés au salaire minimum ne l'étaient pas. Benjamin (1995) montre que pour les donnés du LMAS, cela n'est pas un facteur important pour explique ce phénomène. Par contre, un coup d'oeil à la composition des emplois strictement inférieurs au salaire minimum peut nous aider à élucider ce mystère. Par exemple, au Québec en 1981, 44% des hommes et 49% des femmes ayant un emploi strictement inférieur au salaire minimum étaient regroupés dans des industries oú le salaire minimum ne s'applique pas:restauration, vente de détail et agriculture. En 1988 ces pourcentages sont respectivement de l'ordre de 41% et 49%. Cela explique assez bien pourquoi il y a une fraction importante de la force de travail qui gagne un salaire inférieur ou égal au salaire minimum. En utilisant la notation déjà introduite on obtient trois ensembles de probabilités sous-minimum.

$$\Pr_{\mathsf{w}}(\mathsf{sous-minimum}) = \sum_{k \leq s-min} \hat{\pi}_k(\mathsf{w}) \tag{44}$$

$$\Pr_{\mathsf{nw}}(\mathsf{sous-minimum}) = \sum_{k \leq s-min} \hat{\pi}_k(\mathsf{nw}) \tag{45}$$

$$\Pr_{\mathsf{pop}}(\mathsf{sous-minimum}) = \sum_{k \leq s-min} \hat{\pi}_k(\mathsf{pop}) \tag{46}$$

Pour le Québec, on remarque d'abord que cette probabilité est toujours plus élevé pour les non-travailleurs que pour les travailleurs, ce qui signifie que ceux-ci sont en moyenne moins qualifiés sur le marché du travail que les travailleurs, tant chez les hommes que chez les femmes. On constate aussi que ces probabilités pour les trois groupes d'individus que nous considérons (travailleurs, population totale et non-travailleurs) sont toujours plus élevées chez les hommes que chez les femmes, ce qui concorde avec les résultats présentés dans la section des statistiques descriptives. Remarquons aussi que les probabilités d'emploi sous-minimum ont diminué entre 1981 et 1988 pour tous les groupes d'individus considérés au Québec. Enfin, on note qu'en comparaison de la fraction des travailleurs gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum, cette probabilité semble sur-estimée chez les hommes et les femmes tant en 1988 qu'en 1981 (7% (de probabilité d'emploi sous-minimum) vs 6% (fraction de la population gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum) et 12% vs 9%; 16% vs 13% et 29% vs 19%).

Les probabilités sous-minimum pour les autres provinces sont aussi présentées aux tableaux 3.1 et 3.2. En voici les faits principaux.

(1) Les probabilités sous-minimum sont toujours plus élevées pour les groupes de non-travailleurs que pour les groupes de travailleurs, impliquant que les non-travailleurs sont moins qualifiés sur le marché du travail que les travailleurs.

(2) Pour un groupe d'individus donné et pour une province donnée, les probabilités d'emploi sous-minimum sont toujours plus élevées chez les femmes que chez les hommes.

(3) Pour les groupes de travailleurs, les probabilité sous-minimum telles que définies à l'équation (42) sont légérement sur-estimées en comparaison de leur statistique descriptive équivalente, la fraction de la force de travail gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum.

(4) Pour les femmes, les probabilités sous-minimum ont diminué entre 1981 et 1988 dans chacunes des provinces, alors que chez les hommes[40], les probabilités sous-minimum ont augmenté en Nouvelle-Écosse, au Nouveau-Brunswick et en Alberta.

[40]Ce résultat n'est pas lié au ratio du salaire minimum au salaire moyen de chaque province parce que ces ratios ont diminué pour chacune des provinces, tant chez les hommes que chez les femmes, entre 1981 et 1988. Ces ratios sont présentés en annexe au tableau 0 (B).

7 Relations entre les résultats empiriques

Cette section vise à mettre en relief les interactions entre les résultats empiriques obtenus et les résultats empiriques de certains articles.

On remarque que la fraction de la force de travail gagnant un salaire inférieur au salaire minimum a diminué entre 1981 et 1988. Cette évidence concorde avec celle de Benjamin (1995) qui illustre bien le fait que le salaire minimum ré a diminué de façon importante entre 1981 et 1988. Autre fait à noter, une fraction importante de la force de travail gagne un salaire sous le salaire minimum. Cette évidence empirique, quoique surprenante,[41] est aussi notée par Benjamin (1995) et par Card et Krueger (1995) pour les États-Unis. Notons aussi que les travailleurs au salaire minimum sont significativement plus de sexe féminin que de sexe masculin, comme dans Benjamin (1995) et DiNardo, Fortin et Lemieux (1996). Une des premières surprises dans les relations empiriques est la relation entre la fraction de la population gagnant un salaire inférieur au salaire minimum (qui a diminué entre 1981 et 1988) et les densités de salaire prédites (qui ont plus de poids au salaire minimum en 1988 qu'en 1981). Cette évidence constitue un autre exemple où "la loi d'un seul prix" (décrite entre autres dans Card et Krueger (1995)) n'est pas respectée. On pourrait expliquer ce paradoxe par le fait que la fraction de la force de travail gagnant exactement le salaire minimum pourrait avoir augmenté entre 1981 et 1988, alors que la fraction de la force de travail gagnant un salaire strictement inférieur au salaire minimum pourrait avoir diminué. Ce n'est pas le cas car les deux fractions ont diminué entre 1981 et 1988 dans des proportions similaires.

Rapellons que la fonction de rendement des qualifications nous indique quelle

[41] En effet, le salaire minimum constitue un prix plancher (sauf dans certaines industries), et donc on ne devrait pas observer autant d'individus sous le salaire minimum. Ashenfelter et Smith (1979) notent que pour les États-Unis, seulement 60% des travailleurs qui devaient être payés au salaire minimum l'étaient effectivement. Benjamin (1995) soutient que pour le LMAS de 1990, le non-respect du salaire minimum n'était pas une explication suffisante.

transformation nous devons appliquer à la distribution des qualifications afin de générer la distribution des salaire observée. On a souligné l'évidence empirique de l'effet de plateau du salaire minimum sur la fonction de rendement des qualifications. Notons trois observations principales sur l'effet de plateau.

L'effet de plateau du salaire minimum n'est pas correlé avec la fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum[42]

L'effet de plateau du salaire minimum n'est pas corrélé au niveau du salaire minimum. [43]

L'effet de plateau du salaire minimum est par contre corrélé avec le ratio salaire minimum/salaire moyen. Effectivement, les quatre provinces où l'effet de plateau est le plus marqué en 1988, soient Terre-Neuve, le Nouveau-Brunswick, le Manitoba et la Saskatchewan, correspondent aux quatre provinces où le ratio du salaire minimum au salaire moyen est le plus élevé, tant chez les hommes que chez les femmes.

Finalement on observe une assez bonne correspondance entre les effets de plateau et les points de masses au salaire minimum dans les densités de salaire. On remarque qu'il existe une relation entre la magnitude[44] de l'effet de plateau et le pic dans la distribution des salaires. Par exemple, on a vu qu'en général les distributions ont plus de masse au salaire minimum en 1988 qu'en 1981. Cela se voit aussi dans les fonctions de rendement des qualifications car les effets de plateau sont plus marqués en 1988 qu'en 1981. Il faut aussi noter que la correspondance entre les effets de plateau et les pics de la distribution s'applique aussi pour les fonctions de rendement des

[42]Par exemple ces fractions sont similaire pour les données de 1988 au Nouveau-Brunswick et en Alberta, mais l'effet de plateau du salaire minimum est nettement plus marqué pour la fonction de rendement des qualifications du Nouveau-Brunswick.

[43]En 1988 le salaire minimum est plus élevé au Québec qu'à Terre-Neuve, mais l'effet de plateau est beaucoup important à Terre-Neuve.

[44]La magnitude se mesure par le degré d'horizontalité (plus le plateau est horizontal, plus le point de masse est important dans la distribution au salaire minimum) et par la largeur du plateau.

qualifications de la population totale et les densités de salaire prédites pour la population totale. Ceci est une implication de l'effet de "calque" décrit précédemment.

En utilisant des données du CPS de 1979 et 1991, Fortin et Lemieux (1996) trouvent aussi que le salaire minimum introduit un plateau dans la fonction de rendement des qualifications, quoique les effets de plateau qu'ils trouvent semblent plus faible que ceux trouvés au Canada. Ils montrent aussi que les effets de plateau prédits dans la fonction de rendement des qualifications de 1991, si le salaire minimum était resté au niveau de 1979 seraient beaucoup plus forts.

L'étude de l'élasticité de l'emploi par rapport au salaire minimum est un sujet qui attire l'attention de nombreux économistes. L'approche dite traditionnelle pour mesurer ce genre d'élasticité est d'utiliser un série chronologique pour expliquer les variations dans l'emploi par les variations du salaire minimum. L'article classique de Brown, Gilroy et Kohen (1982) montre que les élasticités de l'emploi face au salaire minimum sont de l'ordre de -0.1 à -0.3. L'approche dite de l'expérimentation naturelle pour mesurer l'effet du salaire minimum sur l'emploi a soulevé (et soulève encore) beaucoup de controverse. Les travaux de Card et Krueger (1995) et de Katz et Krueger (1992) soutiennent que le salaire minimum peut avoir un impact positif (ou nul) sur l'emploi des jeunes. Pour ce qui est du Canada, l'étude de Baker, Benjamin et Stranger (1995), qui est basée sur l'approche traditionnelle, montre que l'élasticité de l'emploi par rapport au salaire minimum pour les jeunes adultes est de -0.082, ce qui est plus faible que les résultats de Brown et al. (1982). Les probabilités conditionnelles de non-emploi que nous avons dérivées vont dans ce sens. On remarque la présence d'un léger saut dans le graphe au salaire minimum: le salaire minimum fait donc augmenter la probabilité conditionnelle de non-emploi dans la population totale, ce qui concorde avec Baker et al. (1995).

Les densités de salaire constituent l'outil de prédilection pour évaluer les effets distributionnels du salaire minimum. Dans leur article de 1996, DiNardo, Fortin et Lemieux soutienne que le salaire minimum agit comme un "backstop" dans le bas de la distribution des salaires (surtout chez les femmes). Nos résultats pour les densités de salaire prédites pour les travailleurs concordent aussi avec cette idée (de façon plus importante en 1988). L'innovation principale de notre étude des densités de salaire prédites est au niveau de notre conclusion quant à la différence entre les hommes et les femmes qui ne participent pas. On a montré que les hommes qui ne participent pas sont beaucoup moins qualifiés que les hommes qui participent[45]. Topel (1993) tient aussi ce propos[46]. On a souligné que le salaire minimum constitue un très important point de masse dans la distribution des salaires prédite pour les non-travailleurs chez les hommes. On peut donc affirmer que le salaire minimum "retiendrait" plus d'hommes non-travailleurs (s'ils travaillent) que les autres salaires de la distribution. Donc le salaire minimum capturerait une bonne partie des hommes non-participants s'ils entreraient sur le marché du travail. Par contre pour les femmes, les non-participantes qui entrent sur le marché du travail seraient dispersées dans la distribution des salaires selon la forme actuelle de celle-ci [47].

8 Conclusion

Dans cette étude, nous nous basons sur la méthodologie développée par Fortin et Lemieux pour estimer des modèles de transformation. Nous avons étendu leur méthode pour corriger le biais de sélection échantillonale lorsqu'on estime des modèles de probit ordonné. Notre technique traite les salaires des non-

[45]alors que les femmes qui ne participent ne sont pas différentes des femmes qui travaillent

[46]le propos de Topel ne concerne que les hommes

[47]Néanmoins, une bonne partie des femmes non-participantes se trouveraient massées au salaire minimum puisque les distributions actuellles affichent un point de masse au salaire minimum.

participants comme des variables manquantes et utilise l'algorithme EM afin de dériver un ensemble de probabilités conditionnelles non-biaisées par le biais de sélection.

Nos résultats sont appliqués à 9 des 10 provinces du Canada, et notre analyse est faite séparément pour les hommes et les femmes pour les années 1981 et 1988. Nous avons montré que le salaire minimum introduit un plateau dans les fonctions de rendement des qualifications, et que ce résultat n'est pas causé par un biais de sé lection échantillonale. Cela concorde avec les résultats de Fortin et Lemieux qui concluent eux aussi que le salaire minimum introduit la plus importante source de non-linéarité dans les fonctions de rendement des qualifications. De plus, nous avons montré que les femmes qui ne participent pas au marché du travail ne sont pas différentes des femmes qui travaillent en terme de qualifications sur le marché du travail. Par contre, les hommes qui ne travaillent pas sont beaucoup moins qualifiés que les hommes qui travaillent. De plus, on a vu que le salaire minimum n'a pas un impact important sur la probabilité conditionnelle de non-emploi. Enfin, on a vu que la probabilité d'appartenir à une classe de salaire inférieure au salaire minimum a diminué de façon importante pour les travailleurs entre 1981 et 1988, et de façon encore plus importante pour les non-travailleurs.

Ce dernier résultat nous indique une extension possible pour ce sujet de recherche. Nous avons remarqué que la hausse de l'inégalité des salaires au cours des années 80 a été plus forte aux États-Unis qu'au Canada. Une explication possible pour cette différence est que le taux de participation des individus faiblement scolarisés (et donc gagnant un salaire faible en moyenne) au Canada a diminué beaucoup plus qu'aux États-Unis. Comme l'écart de salaire entre groupe de qualifications a augmenté tant aux États-Unis qu'au Canada, alors l'inégalité a augmenté plus aux États-Unis. Nous pourions donc utiliser nos densités de salaire prédites pour la population totale (ces densités supposent implicitement que le taux de participation reste le même) au Canada et mesurer la variation d'inégalité au Canada et aux États-Unis afin de tester cette hypothèse.

9 Bibliographie

AMEMIYA T. (1984):"Tobit Models: A Survey," *Journal of Econometrics*, 24, 3-61.

ANGRIST, J. D. (1995):"Conditioning on the Probability of Selection to Control for Selection Bias," NBER Technical Working Paper No. 181, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

ASHENFELTER, O. et SMITH, R. (1979): " Compliance with the Minimum Wage Law, " *Journal of Political Economy*, 79, 333-350.

BAKER, M. BENJAMIN, D. et STRANGER S. (1995):"The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time Series-Cross Section Study of the Canadian Law," University of Toronto Working Paper 1514.

BAR-OR, Y. BURBIDGE, J. MAGEE, L. et ROBB, L. (1995):"The Wage Premium to a University Education in Canada, 1971-1991," *Journal of Labor Economics*, 13, 762-793.

BENJAMIN, D. (1995):"Minimum Wages in Canada," Paper prepared for the conference "Labor Market Policy in Canada and Latin America Under Economic Integration", Toronto, December 7-8.

BROWN, C., GILROY, C. et KOHEN, A. (1982):"The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment," *Journal of Economic Litterature*, 20, 487-528.

BOUND, J. et JOHNSON, G. (1992):"Changes in the Structure of Wages in the 1980s:An Evaluation of Alternative Explanations," *American Economics Review*, 82, 371-392.

BOX, G. et COX, D. (1964):"An Analysis of Transformations," *Journal of the Royal Statistical Society B*, 26, 211-252.

CARD, D. et KRUEGER A. (1995): *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage,* Princeton University Press, Princeton NJ.

CHOW, G. (1983): "*Econometrics*, McGraw-Hill, New York.

COX, D. (1972):"Regression Models and Life Tables," *Journal of the Royal Statistical Society B*, 34, 187-202.

DEMPSTER, A. P. LAIRD, N. M. et RUBIN, D. B. (1977): "Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm," (with discussion) *Journal of the Royal Statistical Society* 39, 1-38.

DESCHENES, O.:(1996) "Investigating the Changes in Wage Inequality in Canada Between 1980 and 1990, " Manuscrit non-publié, Université de Montréal.

DiNARDO, J. FORTIN, N. et LEMIEUX T. (1995):" Labor Market Institutions and the Distribution of Wages: A Semiparametric Approach," NBER Working Paper 5093, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA. forthcoming in *Econometrica.*

FAIR, R. C. (1977):"A Note on the Computation of the Tobit Estimator," *Econometrica*, 45, 1723-1727.

FORTIN, N. M. et LEMIEUX T. (1996):"Rank Regressions, Wage Distributions, and the Gender Gap," Working Paper, Département de Sciences Économiques, Université de Montréal.

GRONAU, R. (1973):"The Effect of Children on the Housewife's Value of Time," *Journal of Political Economy*, Supplement, 81, 168-199.

HAN, A. K. (1987):"A Non-parametric Analysis of Transformations," *Journal of Econometrics*, 35, 191-209.

HÄRDLE, W. (1989):*Applied Nonparametric Regression.* Cambridge University Press, New York.

HÄRDLE, W. (1991):*Smoothing Techniques With Implementation in S.* Springer-Verlag, New-York.

HÄRDLE, W. et SCOTT, D. (1992):"Smoothing by Weighted Averaging of

Rounded Points," *Computational Statistics*, 7, 97-128.

HARTLEY, H. O. (1958):"Maximum Likelihood Estimation from Incomplete Data," *Biometrics*, 14, 174-194.

HECKMAN J. J. (1990):"Varieties of Selection Bias," *American Economic Review - AEA Papers and Proceedings*, 80, 313-317.

HECKMAN J. J. (1993):"What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?," *American Economic Review - AEA Papers and Proceedings*, 83, 116-121.

HECKMAN, J. et POLACHEK, S. (1974):"Empirical Evidence on the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship," *Journal of the American Statistical Society,* 69, 350-354.

HECKMAN, J. and SEDLACEK (1990):"Self-Selection and the Distribution of Hourly Wages,"*Journal of Labor Economics,* 8, part 2, S329-S363.

HOROWITZ, J. L. (1996):"Semiparametric Estimation for a Regression Model with an Unknown Transformation of the Dependent Variable," *Econometrica.*

JUHN, C. MURPHY, K. M. et PIERCE, B. (1993):"Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill," *Journal of Political Economy*, 101, 410-442.

KATZ, L. KRUEGER, A. (1992): "The Effect of the New Minimum Wage on the Fast Food Industry," *Industrial and Labor Relations Review,* 43, 254-265.

MINCER, J. (1992): "Human Capital, Technology, and the Wage Structure: What do the Time Series Show? " NBER Working Paper 3581. Cambridge MA: National Bureau of Economic Research.

MORISSETTE, R. MYLES, J. et PICOT, G. (1994):"L'inégalité des gains au Canada: Le point sur la situation," Groupe d'analyse des entreprises et du marché du travail, Direction des études analytiques, Statistiques Canada.

NEWEY, W. K. POWELL, J. L. et WALKER, J. R. (1990):"Semiparametric Estimation of Selection Models: Some Empirical Results," *American Economic Review - AEA Papers and Proceedings*, 80, 324-328.

PARK, B. U. et TURLACH, B. A. (1992):"Pratical Performance of Several Data Driven Bandwidth Selectors," *Computional Statistics*, 7, 251-270.

RIDDELL, C. (1995): "Human Capital Formation in Canada: Recent Developments and Policy Responses," in Beach, C. and Banting, K. (eds): *Labour Market Polarization and Social Policy Reform*, School of Policy Studies, Queen's University, Kingston.

ROSENBLATT, M. (1956): "Remarks on Some Non-Parametric Estimates of a Density Function, " *The Annals of Mathematical Statistics,* 27, 832-837.

RUUD, P. A. (1991):"Extensions of Estimation Methods Using the EM Algorithm," *Journal of Econometrics*, 49, 305-341.

SEATHER, S. (1992):"The Performance of Six Popular Bandwidth Selection Methods on Some Real Data Sets," *Computational Statistics*, 7, 225-250.

TOPEL, R. (1993):"What Have We Learned from Empirical Studies of Unemployment and Turnover?," *American Economic Review - AEA Papers and Proceedings*, 83, 116-121.

WU, C. F. Jeff (1983): "On the Convergence Properties of the EM Algorithm," *The Annals of Statistics* 11, 95-103.

10 Annexes

10.1 Annexe A: Salaires Minimums

TABLE 0

(A): Salaires minimums nominaux au Canada: 1981 et 1988.

	1981	1988
Terre-Neuve	3.45	4.25
Nouvelle-Écosse	3.30	4.00
Nouveau-Brunswick	3.35	4.00
Québec	4.00	4.75
Ontario	3.50	4.75
Manitoba	3.55	4.70
Saskatchewan	4.00	4.50
Alberta	3.80	4.50
Colombie-Britanique	3.65	4.50

TABLE 0

(B): Ratios des salaires minimums aux salaires moyens au Canada: 1981 et 1988.

	Hommes		Femmes	
	1981	1988	1981	1988
Terre-Neuve	0.44	0.41	0.58	0.56
Nouvelle-Écosse	0.43	0.37	0.55	0.49
Nouveau-Brunswick	0.42	0.36	0.55	0.51
Québec	0.46	0.38	0.57	0.49
Ontario	0.41	0.36	0.53	0.48
Manitoba	0.44	0.41	0.56	0.52
Saskatchewan	0.48	0.37	0.58	0.50
Alberta	0.40	0.34	0.53	0.46
Colombie-Britanique	0.36	0.32	0.50	0.47

10.2 Annexe B: Moyennes Échantillonales

TABLEAU 1.2: Moyennes Échantillonales.

Hommes Terre-Neuve: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.229	0.352	0.310	0.212
Secondaire incomplet	0.359	0.404	0.458*	0.593*
Secondaire complété	0.075	0.077	-	-
Post-Secondaire (12)	0.090	0.076	0.070	0.117
Collégiale (13)	0.171	0.077	0.082	0.035
Universitaire	0.077	0.015	0.081	0.042
Expérience	18.55	19.99	18.15	15.67
Log salaire	2.216	-	1.934	-
Salaire minimum(t)	0.067	-	0.090	-
Observations	2002	1028	1687	1073

Femmes Terre-Neuve: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.143	0.290	0.133	0.374
Secondaire incomplet	0.381	0.462	0.487*	0.497*
Secondaire complété	0.072	0.053	-	-
Post-Secondaire (12)	0.104	0.076	0.049	0.117
Collégial (13)	0.233	0.104	0.181	0.061
Universitaire	0.067	0.014	0.085	0.019
Expérience	16.88	21.77	14.03	19.70
Log Salaire	1.907	-	1.615	-
Salaire Minimum(t)	0.166	-	0.194	-
Observations	1563	1451	1009	1376

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

TABLEAU 1.3: Moyennes Échantillonales.
Hommes Nouvelle-Écosse: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.141	0.286	0.211	0.329
Secondaire incomplet	0.357	0.422	0.550*	0.571*
Secondaire complété	0.184	0.109	-	-
Post-Secondaire (12)	0.092	0.093	0.073	0.044
Collégiale (13)	0.114	0.051	0.076	0.035
Universitaire	0.112	0.124	0.090	0.021
Expérience	18.28	22.00	17.58	18.80
Log salaire	2.246	-	1.912	-
Salaire minimum(t)	0.046	-	0.090	-
Observations	2151	643	1915	678

Femmes Nouvelle-Écosse: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.069	0.173	0.095	0.235
Secondaire incomplet	0.290	0.415	0.553*	0.587*
Secondaire complété	0.228	0.184	-	-
Post-Secondaire (12)	0.102	0.077	0.098	0.059
Collégial (13)	0.186	0.098	0.164	0.080
Universitaire	0.124	0.052	0.090	0.039
Expérience	16.74	23.72	15.45	22.24
Log Salaire	1.989	-	1.655	-
Salaire Minimum(t)	0.078	-	0.175	-
Observations	1698	1110	1466	1345

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

TABLEAU 1.4: Moyennes Échantillonales.
Hommes Nouveau-Brunswick: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.177	0.347	0.256	0.389
Secondaire incomplet	0.256	0.301	0.515*	0.511*
Secondaire complété	0.236	0.159	-	-
Post-Secondaire (12)	0.111	0.118	0.068	0.045
Collégiale (13)	0.131	0.048	0.067	0.036
Universitaire	0.089	0.027	0.094	0.019
Expérience	17.92	20.33	18.43	17.83
Log salaire	2.266	-	1.912	-
Salaire minimum(t)	0.062	-	0.090	-
Observations	2406	917	1945	890

Femmes Nouveau-Brunswick: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.088	0.249	0.119	0.308
Secondaire incomplet	0.212	0.317	0.558*	0.540*
Secondaire complété	0.285	0.233	-	-
Post-Secondaire (12)	0.121	0.091	0.099	0.061
Collégial (13)	0.187	0.077	0.136	0.064
Universitaire	0.108	0.033	0.087	0.027
Expérience	16.60	22.48	15.69	21.75
Log Salaire	1.947	-	1.663	-
Salaire Minimum(t)	0.106	-	0.184	-
Observations	1951	1236	1601	1535

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

TABLEAU 1.5: Moyennes Échantillonales.
Hommes Ontario: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.081	0.196	0.145	0.212
Secondaire incomplet	0.240	0.296	0.547*	0.593*
Secondaire complété	0.280	0.210	-	-
Post-Secondaire (12)	0.122	0.142	0.107	0.117
Collégiale (13)	0.143	0.080	0.090	0.035
Universitaire	0.134	0.076	0.111	0.042
Expérience	17.11	20.81	17.28	15.67
Log salaire	2.442	-	2.073	-
Salaire minimum(t)	0.061	-	0.099	-
Observations	5571	1057	5569	1073

Femmes Ontario: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.048	0.169	0.092	0.217
Secondaire incomplet	0.199	0.266	0.578*	0.588*
Secondaire complété	0.297	0.263	-	-
Post-Secondaire (12)	0.138	0.117	0.103	0.075
Collégial (13)	0.186	0.121	0.140	0.080
Universitaire	0.132	0.064	0.087	0.040
Expérience	16.05	24.34	15.81	21.39
Log Salaire	2.158	-	1.750	-
Salaire Minimum(t)	0.096	-	0.193	-
Observations	5183	2053	4551	2515

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

TABLEAU 1.6: Moyennes Échantillonales.
Hommes Manitoba: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.092	0.204	0.169	0.294
Secondaire incomplet	0.348	0.439	0.546*	0.559*
Secondaire complété	0.209	0.131	-	-
Post-Secondaire (12)	0.101	0.125	0.086	0.065
Collégiale (13)	0.123	0.047	0.093	0.050
Universitaire	0.128	0.055	0.106	0.032
Expérience	17.04	19.27	17.44	15.94
Log salaire	2.319	-	1.976	-
Salaire minimum(t)	0.052	-	0.089	-
Observations	1897	383	2125	463

Femmes Manitoba: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.058	0.188	0.106	0.231
Secondaire incomplet	0.261	0.256	0.575*	0.569*
Secondaire complété	0.282	0.204	-	-
Post-Secondaire (12)	0.113	0.118	0.109	0.085
Collégial (13)	0.158	0.089	0.119	0.077
Universitaire	0.129	0.045	0.092	0.039
Expérience	16.58	23.57	16.11	22.52
Log Salaire	2.081	-	1.719	-
Salaire Minimum(t)	0.079	-	0.176	-
Observations	1719	714	1876	1088

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

TABLEAU 1.7: Moyennes Échantillonales.
Hommes Saskatchewan: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.081	0.213	0.150	0.255
Secondaire incomplet	0.266	0.341	0.573*	0.543*
Secondaire complété	0.300	0.200	-	-
Post-Secondaire (12)	0.106	0.114	0.087	0.133
Collégiale (13)	0.121	0.079	0.088	0.035
Universitaire	0.127	0.052	0.104	0.033
Expérience	16.68	20.32	16.24	17.89
Log salaire	2.352	-	2.000	-
Salaire minimum(t)	0.061	-	0.134	-
Observations	2094	534	2007	541

Femmes Saskatchewan: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.035	0.159	0.071	0.220
Secondaire incomplet	0.204	0.343	0.561*	0.581*
Secondaire complété	0.324	0.247	-	-
Post-Secondaire (12)	0.129	0.087	0.112	0.085
Collégial (13)	0.193	0.106	0.185	0.087
Universitaire	0.112	0.057	0.072	0.027
Expérience	16.50	22.37	15.68	22.39
Log Salaire	2.083	-	1.749	-
Salaire Minimum(t)	0.118	-	0.208	-
Observations	2121	997	1821	1289

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

TABLEAU 1.8: Moyennes Échantillonales.
Hommes Alberta: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.048	0.134	0.090	0.194
Secondaire incomplet	0.248	0.366	0.579*	0.600*
Secondaire complété	0.284	0.200	-	-
Post-Secondaire (12)	0.127	0.142	0.099	0.124
Collégiale (13)	0.168	0.100	0.188	0.042
Universitaire	0.124	0.060	0.114	0.040
Expérience	15.65	19.65	14.38	15.19
Log salaire	2.447	-	2.115	-
Salaire minimum(t)	0.043	-	0.074	-
Observations	4145	830	4020	571

Femmes Alberta: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.027	0.110	0.052	0.140
Secondaire incomplet	0.207	0.298	0.591*	0.613*
Secondaire complété	0.311	0.277	-	-
Post-Secondaire (12)	0.147	0.130	0.114	0.088
Collégial (13)	0.182	0.117	0.139	0.094
Universitaire	0.127	0.069	0.104	0.064
Expérience	15.50	21.60	14.04	20.17
Log Salaire	2.168	-	1.849	-
Salaire Minimum(t)	0.078	-	0.099	-
Observations	3616	1438	3240	1516

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

TABLEAU 1.9: Moyennes Échantillonales.
Hommes Colombie-Britanique: LMAS et SWH.

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.071	0.163	0.097	0.200
Secondaire incomplet	0.270	0.325	0.594*	0.615*
Secondaire complété	0.304	0.244	-	-
Post-Secondaire (12)	0.138	0.135	0.121	0.111
Collégiale (13)	0.109	0.077	0.085	0.036
Universitaire	0.109	0.057	0.103	0.040
Expérience	17.63	21.44	16.80	18.62
Log salaire	2.490	-	2.087	-
Salaire minimum(t)	0.055	-	0.134	-
Observations	2931	751	3018	685

Femmes Colombie-Britanique: LMAS et SWH

	1988 Travailleurs	1988 Non-Travailleurs	1981 Travailleurs	1981 Non-Travailleurs
Primaire (ou moins)	0.030	0.116	0.053	0.154
Secondaire incomplet	0.210	0.299	0.600*	0.631*
Secondaire complété	0.334	0.310	-	-
Post-Secondaire (12)	0.159	0.106	0.130	0.084
Collégial (13)	0.153	0.105	0.131	0.085
Universitaire	0.115	0.064	0.086	0.046
Expérience	16.84	23.99	15.40	22.17
Log Salaire	2.139	-	1.878	-
Salaire Minimum(t)	0.103	-	0.100	-
Observations	2354	1268	2488	1573

Note: Salaire minimum(t)=fraction de la population active gagnant un salaire inférieur ou égal au salaire minimum en date t. *Cette catégorie correspond aux individus ayant terminé ou non leurs études secondaires pour les données du SWH de 1981.

10.3 Annexe C: Résultats du probit ordonné

TABLEAU 2.3

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Terre-Neuve

	1988 Travailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Travailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Travailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.3518	0.2720	-	-	-	-
	(0.063)	(0.049)	-	-		
Secondaire completé	0.4822	0.3517	0.3076	0.2571	-	-
	(0.106)	(0.084)	(0.060)	(0.048)		
Post-secondaire	0.6250	0.4769	0.5400	0.4227	0.085	0.054
(12 années)	(0.094)	(0.076)	(0.107)	(0.089)		
Collégiale	1.1145	0.8643	0.7764	0.6481	0.338	0.216
(13 années)	(0.078)	(0.064)	(0.100)	(0.085)		
Universitaire	1.8844	1.5609	1.2943	1.2446	0.590	0.316
	(0.102)	(0.090)	(0.103)	(0.095)		
Expérience	0.1009	0.0649	0.0682	0.0463	0.033	0.019
	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)		
Expérience^2	-0.0014	-0.0012	-0.0011	-0.0008	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	160	160	176	176		
-2 Log vraisemblance	19272	28842	16235	25702		
critère de Schwartz	20489	30776	16670	27882		
No. d'observations	2009	3030	1687	2653		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.4

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Terre-Neuve

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.2993	0.1457	-	-	-	-
	(0.081)	(0.051)	-	-		
Secondaire completé	0.4414	0.1876	0.1364	0.1103	-	-
	(0.130)	(0.093)	(0.102)	(0.053)		
Post-secondaire	0.6827	0.3344	0.5356	0.3779	0.147	-0.043
(12 années)	(0.112)	(0.079)	(0.135)	(0.089)		
Collégiale	1.1655	0.7060	0.9507	0.6768	0.215	0.029
(13 années)	(0.093)	(0.065)	(0.122)	(0.077)		
Universitaire	2.6075	1.8920	1.7939	1.2875	0.814	0.605
	(0.135)	(0.105)	(0.151)	(0.108)		
Expérience	0.0748	0.0362	0.0610	0.0222	0.014	0.014
	(0.008)	(0.005)	(0.006)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0011	-0.0006	-0.0011	-0.0004	0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	145	145	156	156		
-2 Log vraisemblance	14080	26181	9227	21851		
critère de Schwartz	15147	28045	10340	23828		
No. d'observations	1563	3014	1009	2385		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.5

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Nouvelle-Écosse

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.4966	0.3304	-	-	-	-
	(0.070)	(0.057)	-	-		
Secondaire completé	0.7814	0.5894	0.3809	0.2876	-	-
	(0.080)	(0.069)	(0.058)	(0.051)		
Post-secondaire	0.9431	0.6655	0.8572	0.6414	0.086	0.024
(12 années)	(0.097)	(0.082)	(0.103)	(0.090)		
Collégiale	1.1786	0.9127	0.8873	0.7162	0.291	0.197
(13 années)	(0.090)	(0.079)	(0.100)	(0.089)		
Universitaire	1.6806	1.3232	1.3158	1.1131	0.365	0.210
	(0.093)	(0.082)	(0.080)	(0.088)		
Expérience	0.1285	0.0963	0.0822	0.0634	0.046	0.033
	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)		
Expérience^2	-0.0019	-0.0017	-0.0011	-0.0011	-0.001	-0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	166	166	165	165		
-2 Log vraisemblance	19996	25685	18560	25028		
critère de Schwartz	21323	27992	19807	26949		
No. d'observations	2151	2794	1915	2593		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.6

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Nouvelle-Écosse

	1988 Travailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Travailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Travailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.0625	0.0392	-	-	-	-
	(0.104)	(0.067)	-	-		
Secondaire completé	0.3853	0.2187	0.2583	0.0912	-	-
	(0.110)	(0.075)	(0.096)	(0.056)		
Post-secondaire	0.6461	0.3730	0.6751	0.3757	-0.029	-0.003
(12 années)	(0.125)	(0.089)	(0.103)	(0.086)		
Collégiale	0.9582	0.6216	0.9402	0.5646	0.018	0.057
(13 années)	(0.113)	(0.079)	(0.111)	(0.074)		
Universitaire	1.7668	1.1855	1.4680	0.9179	0.299	0.268
	(0.125)	(0.090)	(0.129)	(0.092)		
Expérience	0.0480	0.0479	0.0610	0.0220	-0.013	0.026
	(0.078)	(0.005)	(0.007)	(0.005)		
Expérience^2	-0.0014	-0.0008	-0.0009	-0.0004	-0.001	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	157	157	157	157		
-2 Log vraisemblance	16164	26177	13910	26450		
critère de Schwartz	17331	28158	15054	28376		
No. d'observations	1698	2813	1466	2811		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.7

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Nouveau-Brunswick

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.2179	0.2720	-	-	-	-
	(0.069)	(0.049)	-	-		
Secondaire completé	0.6554	0.3517	0.4171	0.3182	-	-
	(0.073)	(0.084)	(0.061)	(0.049)		
Post-secondaire	0.6428	0.4769	0.6834	0.5250	-0.041	-0.048
(12 années)	(0.087)	(0.076)	(0.099)	(0.085)		
Collégiale	1.1306	0.8643	0.8934	0.6565	0.237	0.208
(13 années)	(0.083)	(0.064)	(0.099)	(0.086)		
Universitaire	1.5826	1.5609	1.1569	0.9966	0.426	0.564
	(0.093)	(0.090)	(0.090)	(0.081)		
Expérience	0.1278	0.0649	0.0763	0.0555	0.052	0.009
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0018	-0.0012	-0.0011	-0.0008	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	161	161	171	171		
-2 Log vraisemblance	21882	28842	20960	29596		
critère de Schwartz	23190	30776	22270	31639		
No. d'observations	2406	3030	2131	3021		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.8

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Nouveau-Brunswick

	1988	1988	1981	1981	1988-81	1988-81
	Tra-vailleurs	Pop. Totale	Tra-vailleurs	Pop. Totale	Tra-vailleurs	Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.1804	0.0963	-	-	-	-
	(0.094)	(0.062)	-	-		
Secondaire completé	0.5380	0.3080	0.4692	0.1829	-	-
	(0.095)	(0.065)	(0.087)	(0.052)		
Post-secondaire	0.8482	0.5012	0.8919	0.4529	-0.044	0.048
(12 années)	(0.111)	(0.079)	(0.115)	(0.079)		
Collégiale	1.3158	0.8764	1.2967	0.7414	0.019	0.135
(13 années)	(0.102)	(0.072)	(0.107)	(0.072)		
Universitaire	2.0600	1.4964	1.8524	1.2113	0.208	0.285
	(0.156)	(0.086)	(0.122)	(0.089)		
Expérience	0.0791	0.0465	0.0608	0.0295	0.018	0.017
	(0.063)	(0.005)	(0.006)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0013	-0.0008	-0.0010	-0.0005	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	159	159	158	158		
-2 Log vraisemblance	17695	28742	14854	29393		
critère de Schwartz	18953	30767	16064	31428		
No. d'observations	1951	3187	1601	3136		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.9

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Ontario

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.0924	0.1019	-	-	-	-
	(0.059)	(0.050)	-	-		
Secondaire completé	0.4997	0.3864	0.2798	0.2318	-	-
	(0.059)	(0.051)	(0.043)	(0.039)		
Post-secondaire	0.6076	0.4694	0.3501	0.2729	0.258	0.197
(12 années)	(0.066)	(0.058)	(0.058)	(0.052)		
Collégiale	0.9344	0.7075	0.5835	0.5092	0.351	0.198
(13 années)	(0.065)	(0.057)	(0.060)	(0.056)		
Universitaire	1.3707	1.0939	1.0660	0.9587	0.305	0.135
	(0.067)	(0.059)	(0.058)	(0.054)		
Expérience	0.1347	0.1086	0.1036	0.0878	0.031	0.021
	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)		
Expérience^2	-0.0020	-0.0018	-0.0018	-0.0016	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	178	178	170	170		
-2 Log vraisemblance	52685	63729	52725	63125		
critère de Schwartz	54280	65981	45442	61375		
No. d'observations	5571	6628	5529	6602		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.10

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Ontario

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.1597	0.0005	-	-	-	-
	(0.074)	(0.052)	-	-		
Secondaire completé	0.5593	0.2426	0.3911	0.1870	-	-
	(0.073)	(0.052)	(0.058)	(0.039)		
Post-secondaire	0.6801	0.3742	0.7790	0.4500	-0.099	-0.076
(12 années)	(0.079)	(0.058)	(0.071)	(0.051)		
Collégiale	1.1430	0.6999	0.9557	0.5934	0.187	0.107
(13 années)	(0.077)	(0.056)	(0.067)	(0.051)		
Universitaire	1.8073	1.2509	1.6357	1.1346	0.172	0.116
	(0.081)	(0.061)	(0.076)	(0.059)		
Expérience	0.0982	0.0673	0.0779	0.0466	0.020	0.021
	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)		
Expérience^2	-0.0017	-0.0012	-0.0013	-0.0008	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	167	167	164	164		
-2 Log vraisemblance	48626	69356	42430	66604		
critère de Schwartz	50114	71576	43863	68790		
No. d'observations	5183	7271	4551	7066		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.11

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Manitoba

	1988 Travailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Travailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Travailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.4076	0.3504	-	-	-	-
	(0.092)	(0.078)	-	-		
Secondaire completé	0.7958	0.7086	0.4358	0.3894	-	-
	(0.098)	(0.086)	(0.067)	(0.059)		
Post-secondaire	0.7679	0.6187	0.6094	0.5147	0.159	0.104
(12 années)	(0.113)	(0.099)	(0.096)	(0.087)		
Collégiale	1.1355	1.0001	0.6653	0.5767	0.470	0.423
(13 années)	(0.109)	(0.097)	(0.094)	(0.086)		
Universitaire	1.5976	1.4098	1.0726	0.9835	0.525	0.426
	(0.109)	(0.097)	(0.091)	(0.084)		
Expérience	0.1186	0.0978	0.0881	0.0778	0.031	0.020
	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)		
Expérience^2	-0.0019	-0.0017	-0.0015	-0.0014	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	175	175	170	170		
-2 Log vraisemblance	18068	21571	20482	24964		
critère de Schwartz	19441	23599	21830	26953		
No. d'observations	1897	2280	2125	2588		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.12

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Manitoba

	1988 Travailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Travailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Travailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.2337	0.1306	-	-	-	-
	(0.118)	(0.081)	-	-		
Secondaire completé	0.5312	0.3536	0.2635	0.1033	-	-
	(0.122)	(0.087)	(0.088)	(0.060)		
Post-secondaire (12 années)	0.7008	0.4411	0.7361	0.4267	-0.035	0.014
	(0.134)	(0.098)	(0.111)	(0.082)		
Collégiale (13 années)	1.1581	0.8614	0.9571	0.6141	0.201	0.247
	(0.128)	(0.095)	(0.110)	(0.081)		
Universitaire	1.6633	1.3153	1.4600	1.0146	0.203	0.301
	(0.135)	(0.103)	(0.118)	(0.091)		
Expérience	0.0813	0.0538	0.0619	0.0383	0.019	0.020
	(0.007)	(0.005)	(0.006)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0014	-0.0009	-0.0011	-0.0007	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	163	163	169	169		
-2 Log vraisemblance	16056	22849	17832	28465		
critère de Schwartz	17322	24834	19151	30588		
No. d'observations	1719	2433	1876	2964		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.13

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Saskatchewan

	1988	1988	1981	1981	1988-81	1988-81
	Tra-vailleurs	Pop. Totale	Tra-vailleurs	Pop. Totale	Tra-vailleurs	Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.0070	0.0602	-	-	-	-
	(0.094)	(0.076)	-	-		
Secondaire completé	0.3893	0.3446	0.1702	0.1537	-	-
	(0.096)	(0.079)	(0.072)	(0.062)		
Post-secondaire	0.3187	0.3228	0.4356	0.2862	-0.117	0.037
(12 années)	(0.111)	(0.093)	(0.102)	(0.086)		
Collégiale	0.5491	0.4739	0.5927	0.5018	-0.044	-0.028
(13 années)	(0.107)	(0.091)	(0.101)	(0.092)		
Universitaire	1.2748	1.1306	0.7443	0.6814	0.531	0.449
	(0.108)	(0.093)	(0.097)	(0.088)		
Expérience	0.1336	0.1060	0.0865	0.0748	0.047	0.031
	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0022	-0.0018	-0.0016	-0.0015	-0.001	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	171	171	165	165		
-2 Log vraisemblance	19625	24883	18927	24042		
critère de Schwartz	20986	26920	20220	25923		
No. d'observations	2094	2628	2007	2548		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.14

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Saskatchewan

	1988 Travailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Travailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Travailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.3896	0.2032	-	-	-	-
	(0.126)	(0.079)	-	-		
Secondaire completé	0.7540	0.4215	0.0523	0.0206	-	-
	(0.127)	(0.081)	(0.100)	(0.061)		
Post-secondaire (12 années)	1.0975	0.6943	0.3207	0.1879	0.777	0.506
	(0.136)	(0.092)	(0.121)	(0.082)		
Collégiale (13 années)	1.2425	0.7943	0.7329	0.5143	0.510	0.280
	(0.131)	(0.086)	(0.111)	(0.075)		
Universitaire	2.3086	1.5592	0.9811	0.7367	1.328	0.823
	(0.142)	(0.097)	(0.133)	(0.098)		
Expérience	0.0748	0.0450	0.0529	0.0309	0.022	0.014
	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0012	-0.0008	-0.0016	-0.0015	0.000	0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	163	163	156	156		
-2 Log vraisemblance	19355	28228	16572	28414		
critère de Schwartz	20657	30270	17781	30381		
No. d'observations	2121	3118	1821	3110		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.15

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Alberta

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.2349	0.1695	-	-	-	-
	(0.082)	(0.070)	-	-		
Secondaire completé	0.5269	0.4300	0.1314	0.1308	-	-
	(0.084)	(0.072)	(0.061)	(0.055)		
Post-secondaire (12 années)	0.5319	0.4004	0.3106	0.2793	0.221	0.121
	(0.090)	(0.078)	(0.077)	(0.070)		
Collégiale (13 années)	0.9300	0.7531	0.4909	0.4682	0.439	0.285
	(0.088)	(0.076)	(0.074)	(0.068)		
Universitaire	1.2315	1.0513	0.7404	0.7173	0.491	0.334
	(0.091)	(0.080)	(0.074)	(0.069)		
Expérience	0.1155	0.0970	0.0806	0.0732	0.035	0.024
	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0019	-0.0018	-0.0015	-0.0014	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	180	180	170	170		
-2 Log vraisemblance	40228	47305	38766	44356		
critère de Schwartz	41786	49439	40227	46384		
No. d'observations	4145	4975	4020	4591		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.16

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Alberta

	1988	1988	1981	1981	1988-81	1988-81
	Tra-vailleurs	Pop. Totale	Tra-vailleurs	Pop. Totale	Tra-vailleurs	Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.5125	0.2500	-	-	-	-
	(0.110)	(0.085)	-	-		
Secondaire completé	0.8687	0.5184	0.1771	0.0660	-	-
	(0.109)	(0.085)	(0.087)	(0.060)		
Post-secondaire	0.9053	0.5452	0.4470	0.2654	0.458	0.280
(12 années)	(0.114)	(0.091)	(0.101)	(0.074)		
Collégiale	1.3388	0.9223	0.5942	0.3880	0.745	0.534
(13 années)	(0.113)	(0.090)	(0.098)	(0.071)		
Universitaire	2.0969	1.5329	1.1414	0.7955	0.956	0.737
	(0.118)	(0.094)	(0.103)	(0.076)		
Expérience	0.0813	0.0627	0.0540	0.0347	0.027	0.028
	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0014	-0.0011	-0.0011	-0.0007	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	171	171	164	164		
-2 Log vraisemblance	34332	42537	30571	45166		
critère de Schwartz	35790	44749	31946	47281		
No. d'observations	3616	4446	3240	4756		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.17

Coefficients du Probit Ordonné: Hommes Colombie-Britanique

	1988 Tra-vailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Tra-vailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Tra-vailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.1328	0.0889	-	-	-	-
	(0.083)	(0.068)	-	-		
Secondaire completé	0.3912	0.2392	0.1642	0.1674	-	-
	(0.084)	(0.070)	(0.068)	(0.058)		
Post-secondaire	0.4610	0.2780	0.2057	0.1902	0.255	0.088
(12 années)	(0.092)	(0.077)	(0.084)	(0.073)		
Collégiale	0.7145	0.4955	0.3651	0.3523	0.349	0.143
(13 années)	(0.096)	(0.082)	(0.090)	(0.081)		
Universitaire	0.9293	0.6563	0.6449	0.6152	0.284	0.041
	(0.097)	(0.083)	(0.087)	(0.078)		
Experience	0.1397	0.1037	0.0924	0.0755	0.047	0.028
	(0.005)	(0.004)	(0.005)	(0.004)		
Experience^2	-0.0021	-0.0017	-0.0016	-0.0014	-0.001	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	174	174	173	173		
-2 Log vraisemblance	27718	35458	29113	35881		
critère de Schwartz	29163	37594	30538	37964		
No. d'observations	2931	3682	3018	3703		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

TABLEAU 2.18

Coefficients du Probit Ordonné: Femmes Colombie-Britanique

	1988 Travailleurs	1988 Pop. Totale	1981 Travailleurs	1981 Pop. Totale	1988-81 Travailleurs	1988-81 Pop. Totale
Éducation						
Secondaire incomplet	0.0659	0.0397	-	-	-	-
	(0.131)	(0.079)	-	-		
Secondaire completé	0.4639	0.1871	0.4999	0.1624	-	-
	(0.129)	(0.078)	(0.095)	(0.059)		
Post-secondaire	0.5966	0.2615	0.7297	0.3146	-0.133	-0.053
(12 années)	(0.136)	(0.086)	(0.108)	(0.074)		
Collégiale	1.0081	0.5689	1.0447	0.5512	-0.037	0.018
	(0.135)	(0.086)	(0.107)	(0.074)		
Universitaire	1.6212	1.0200	1.4702	0.8566	0.151	0.163
(13 années)	(0.141)	(0.092)	(0.117)	(0.083)		
Expérience	0.0804	0.0544	0.0658	0.0389	0.015	0.016
	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.004)		
Expérience^2	-0.0013	-0.0009	-0.0011	-0.0007	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		
No. de seuils estimés	164	164	160	160		
-2 Log vraisemblance	21905	34267	23158	38165		
critère de Schwartz	22232	36362	24448	40217		
No. d'observations	2354	3622	2488	4016		

Les écarts-type sont entre parenthèses.
Tous les coefficients sont significatifs à 99% en utilisant un test de Wald.
La catégorie "Secondaire complet" inclut le individus ayant complété ou non-complété leurs études secondaires pour les données du SWH.

10.4 Annexe D: Fonctions de rendement des qualifications

Erratum: La légende est incorrecte pour les panels (C) et (F): La fonction de rendement des qualifications pour l'échantillon de travailleurs seulement est en trait gras, tandis que la fonction de rendement des qualifications pour l'échantillon de la population totale est en trait mince.

Figure 1.3: Fonctions de Rendement des Qualifications.

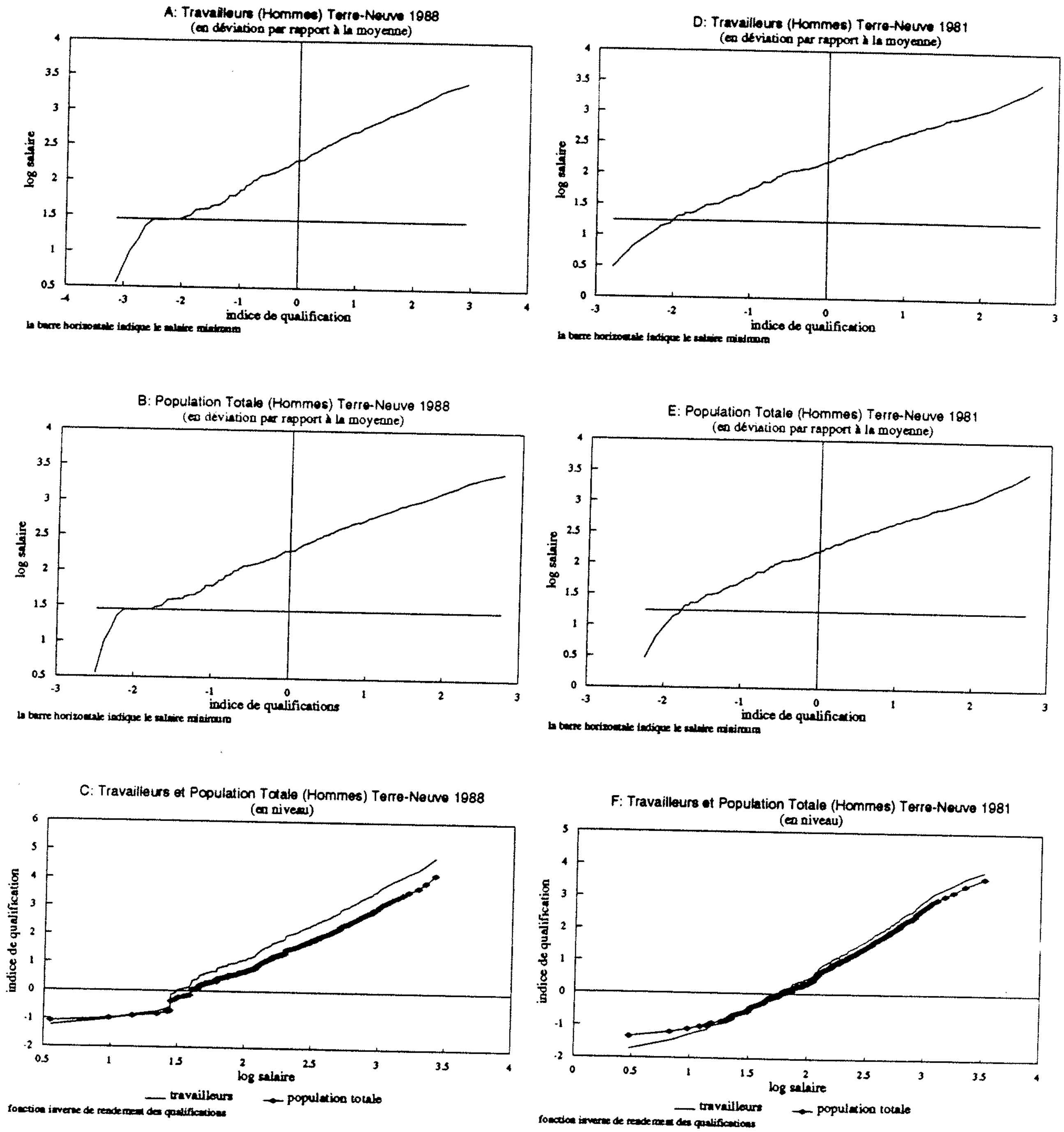


Figure 1.4: Fonctions de Rendement des Qualifications.

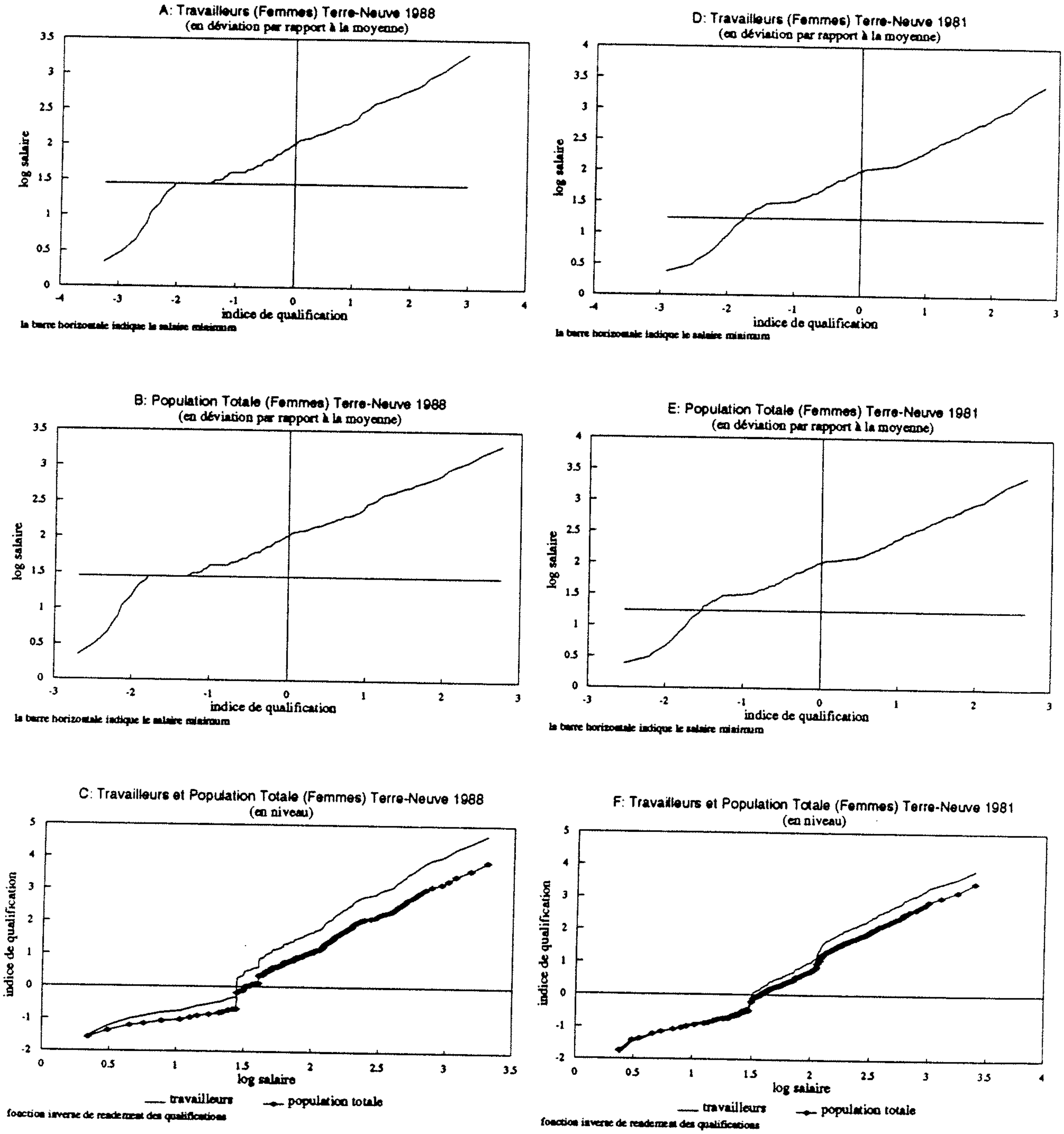


Figure 1.5: Fonctions de Rendement des Qualifications.

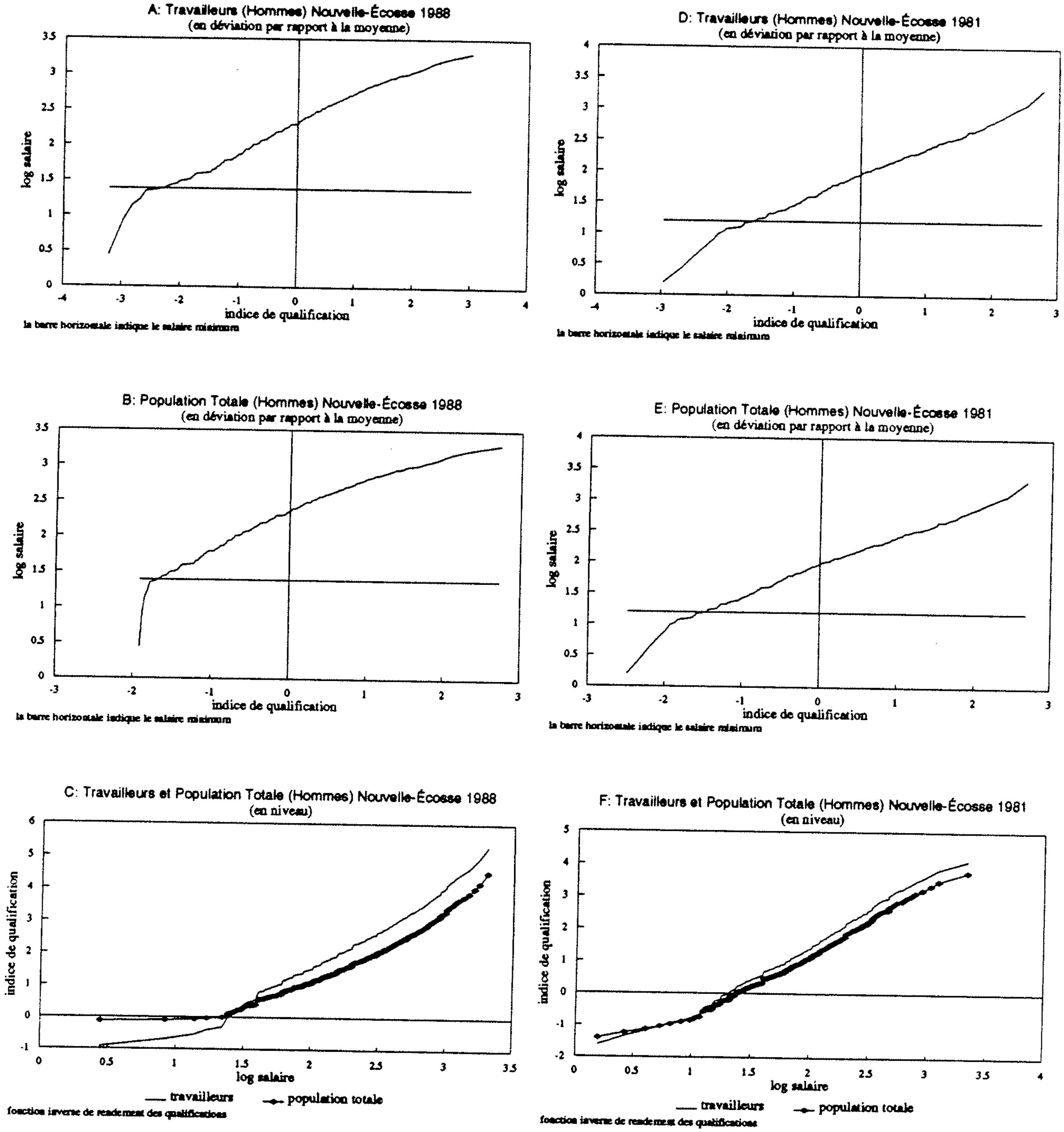


Figure 1.6: Fonctions de Rendement des Qualifications.

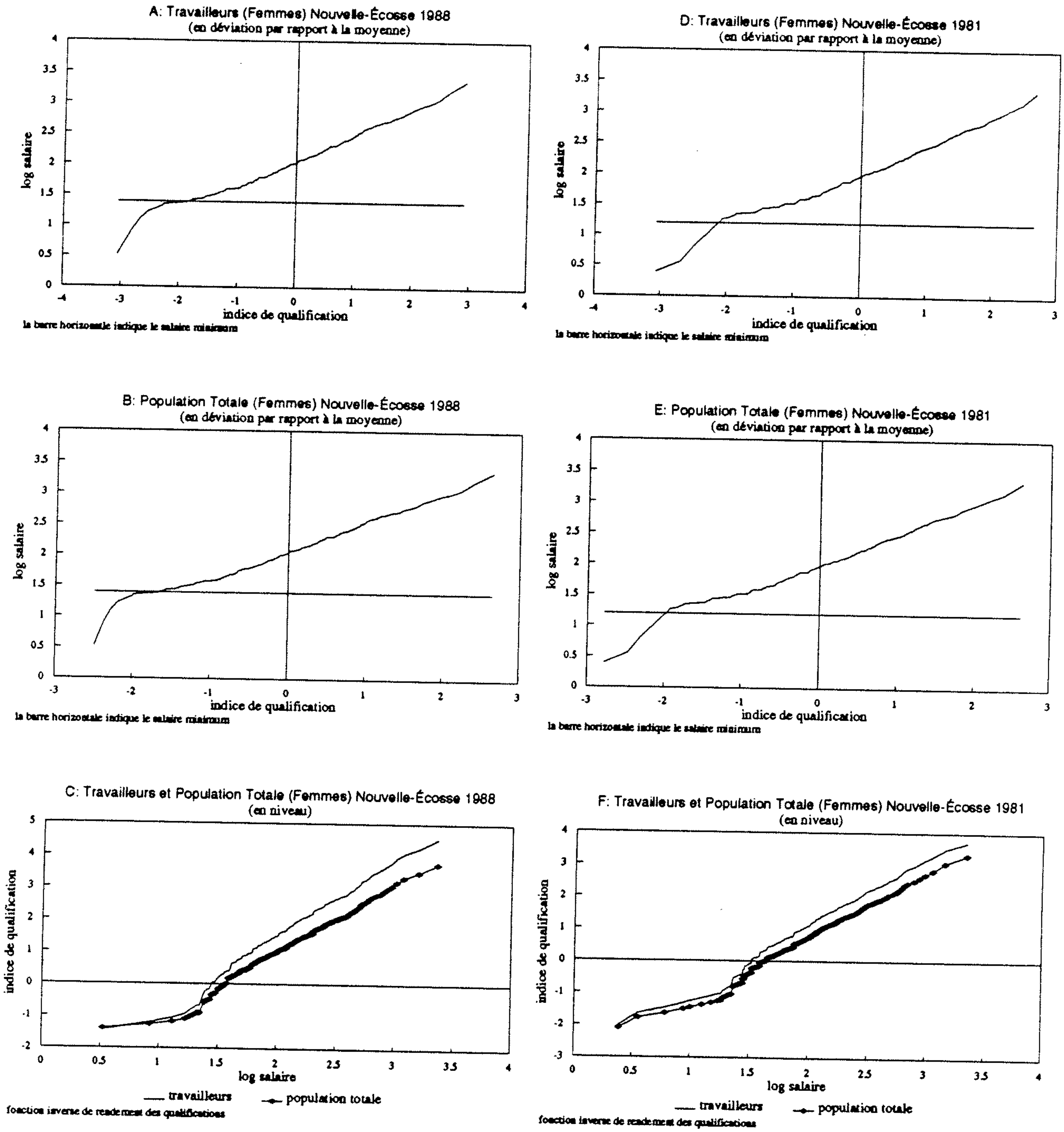


Figure 1.7: Fonctions de Rendement des Qualifications.

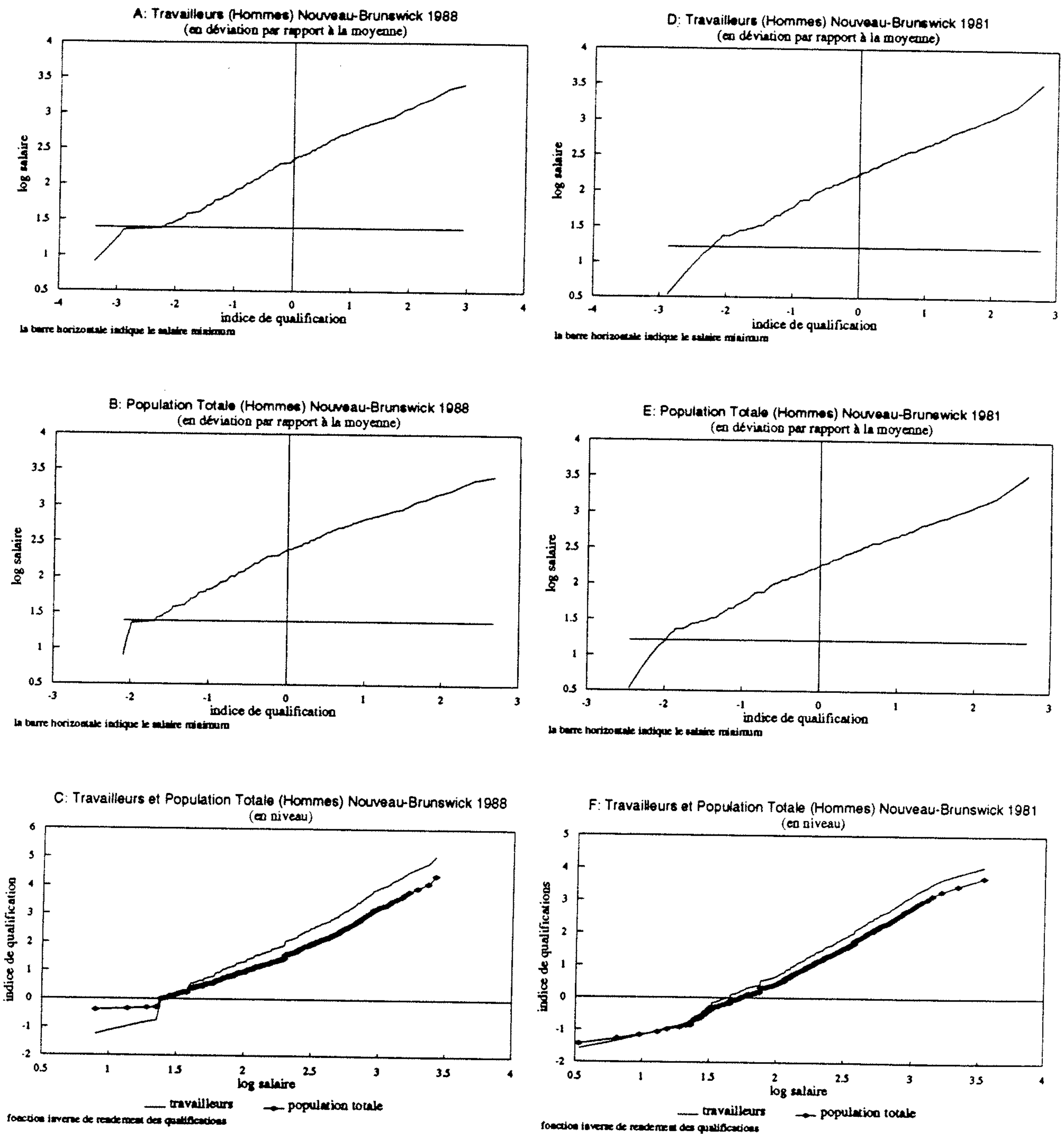


Figure 1.8: Fonctions de Rendement des Qualifications.

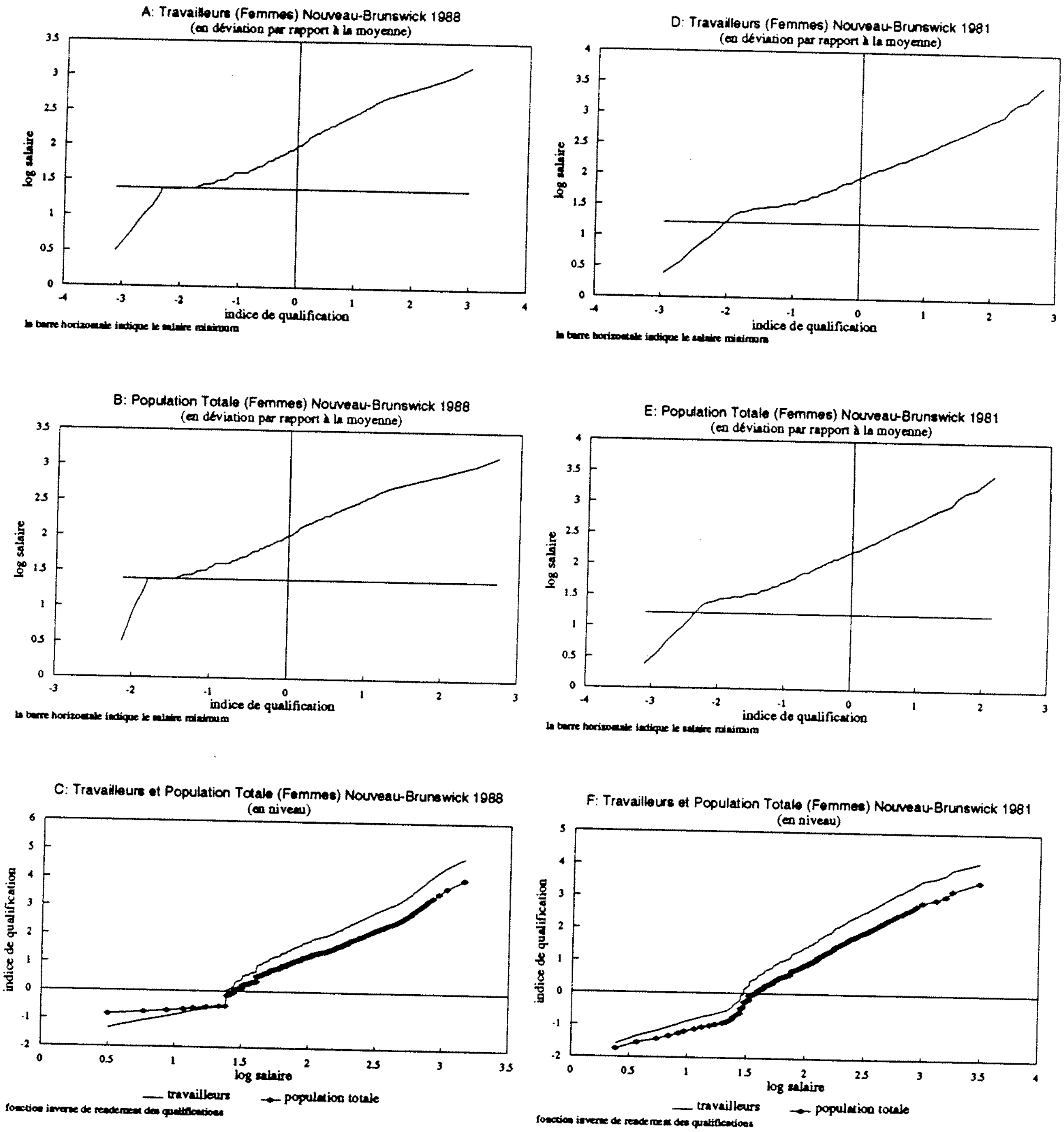


Figure 1.9: Fonctions de Rendement des Qualifications.

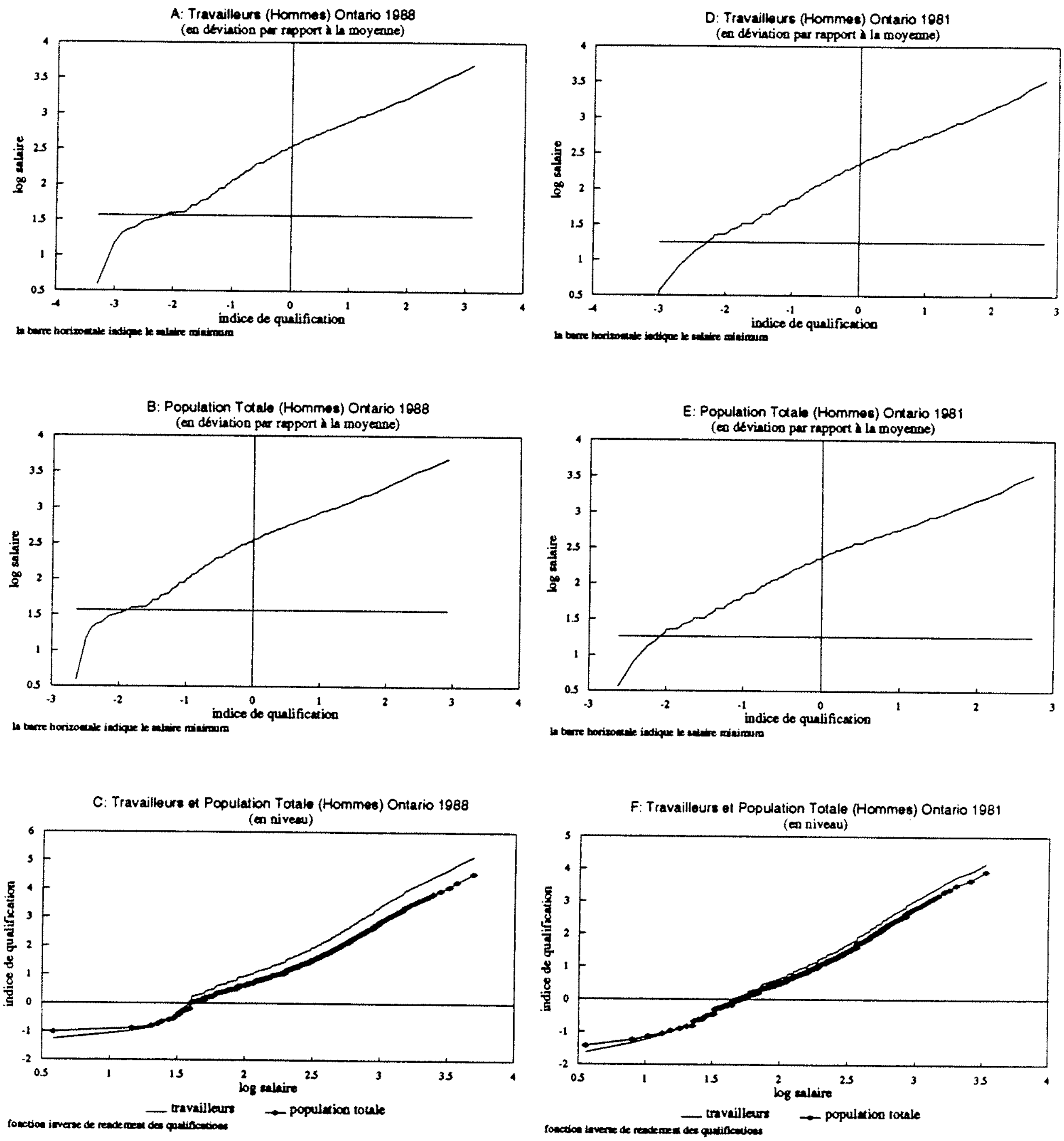


Figure 1.10: Fonctions de Rendement des Qualifications.

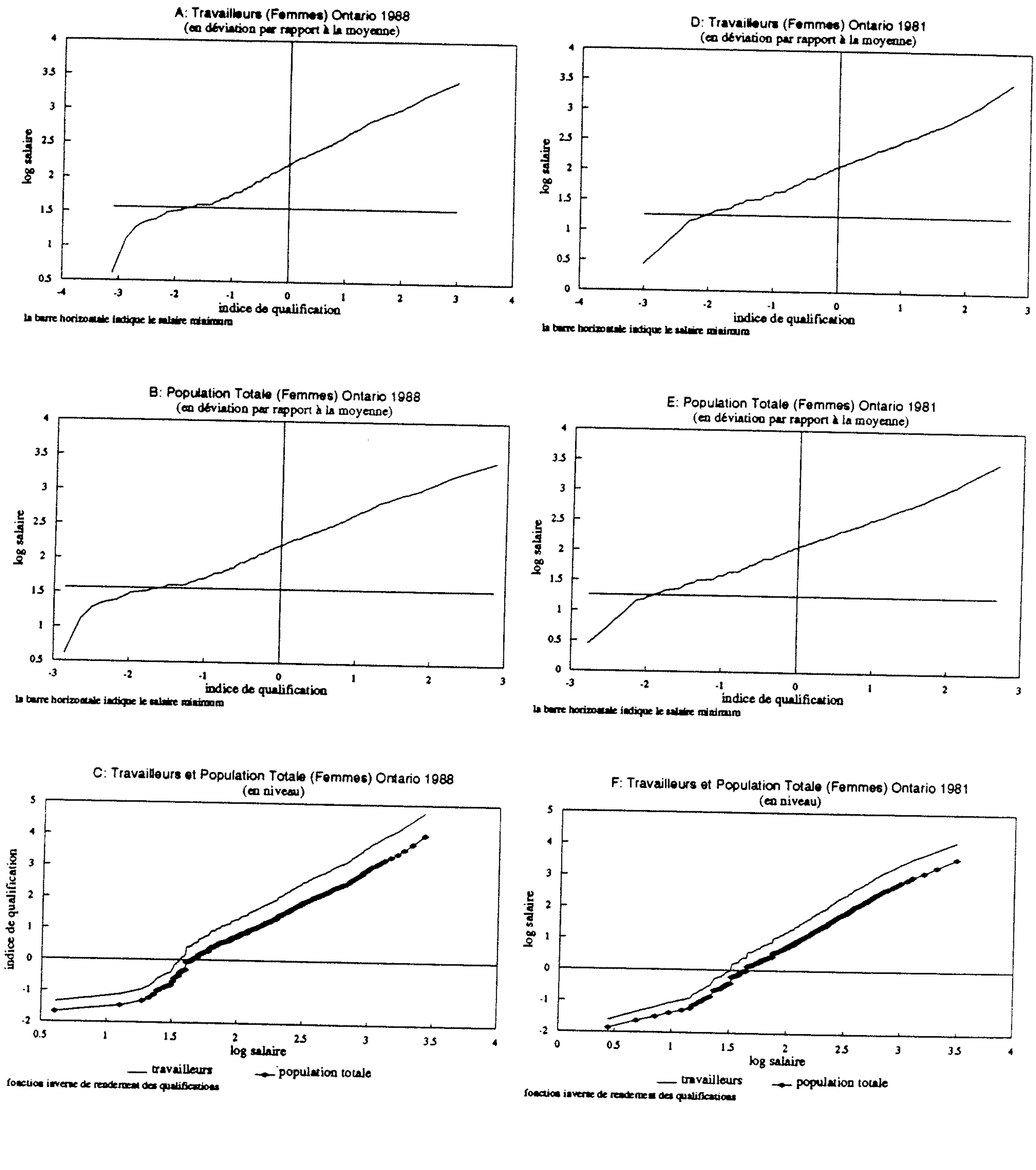


Figure 1.11: Fonctions de Rendement des Qualifications.

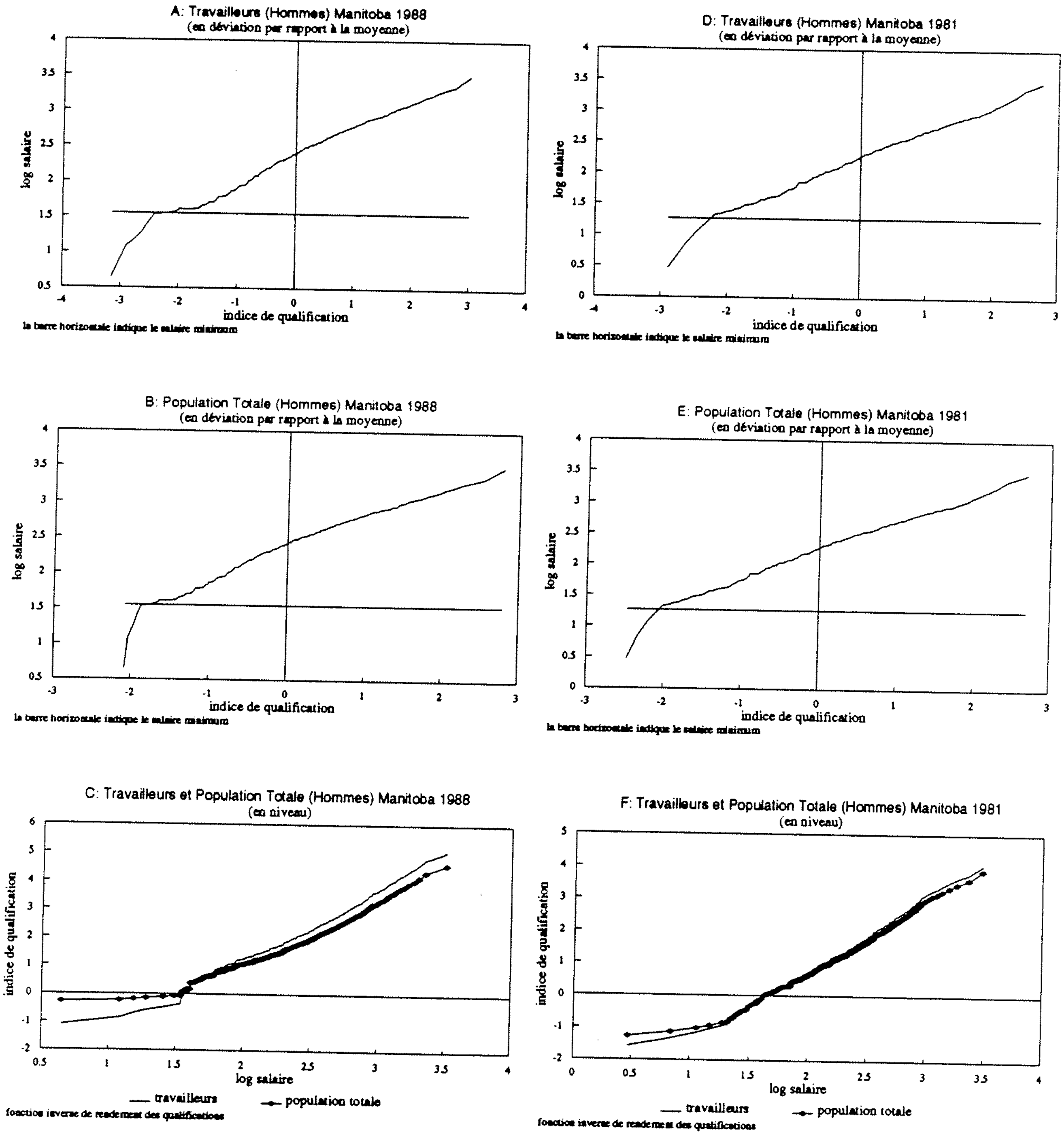


Figure 1.12: Fonctions de Rendement des Qualifications.

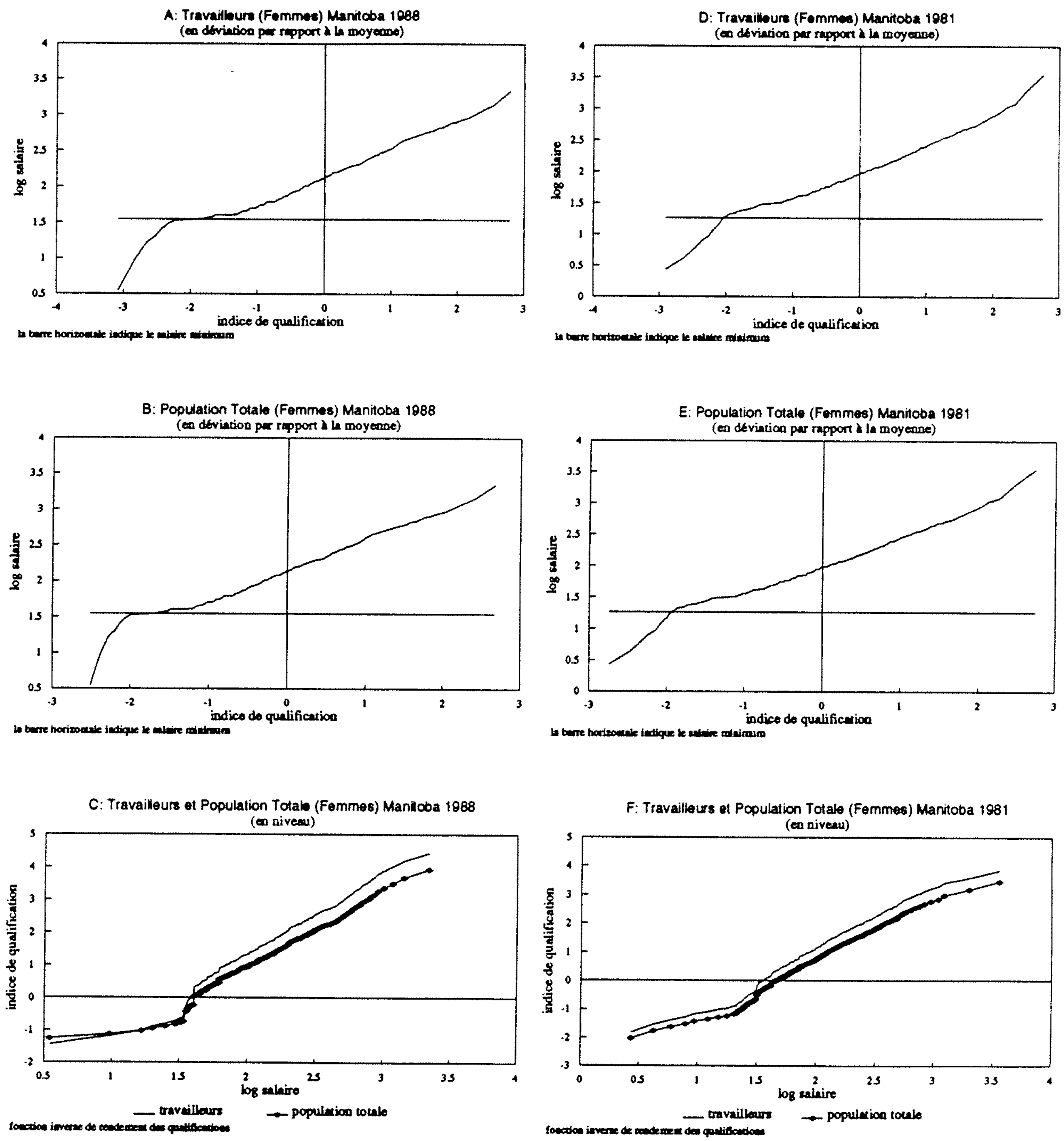


Figure 1.13: Fonctions de Rendement des Qualifications.

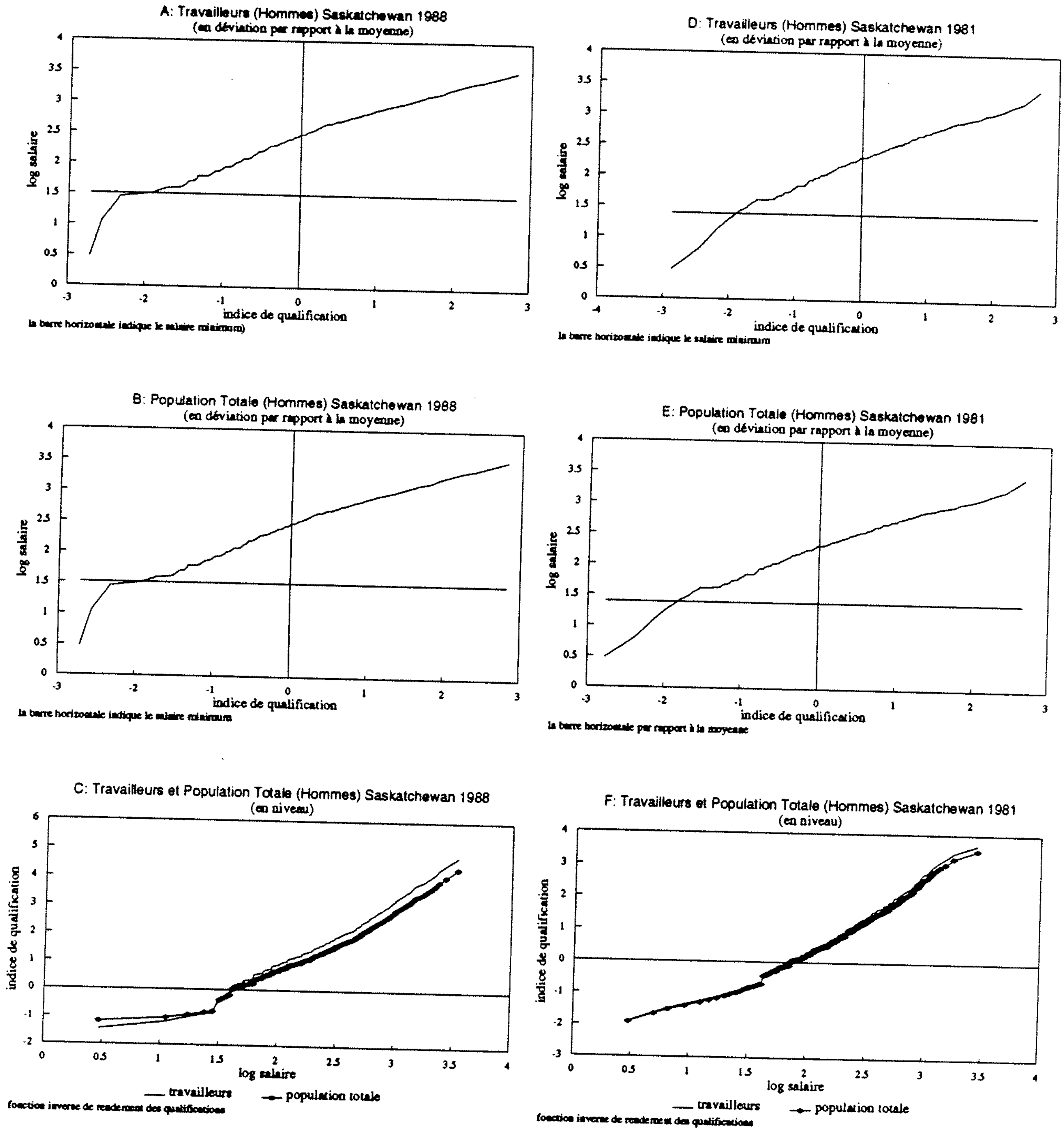


Figure 1.14: Fonctions de Rendement des Qualifications.

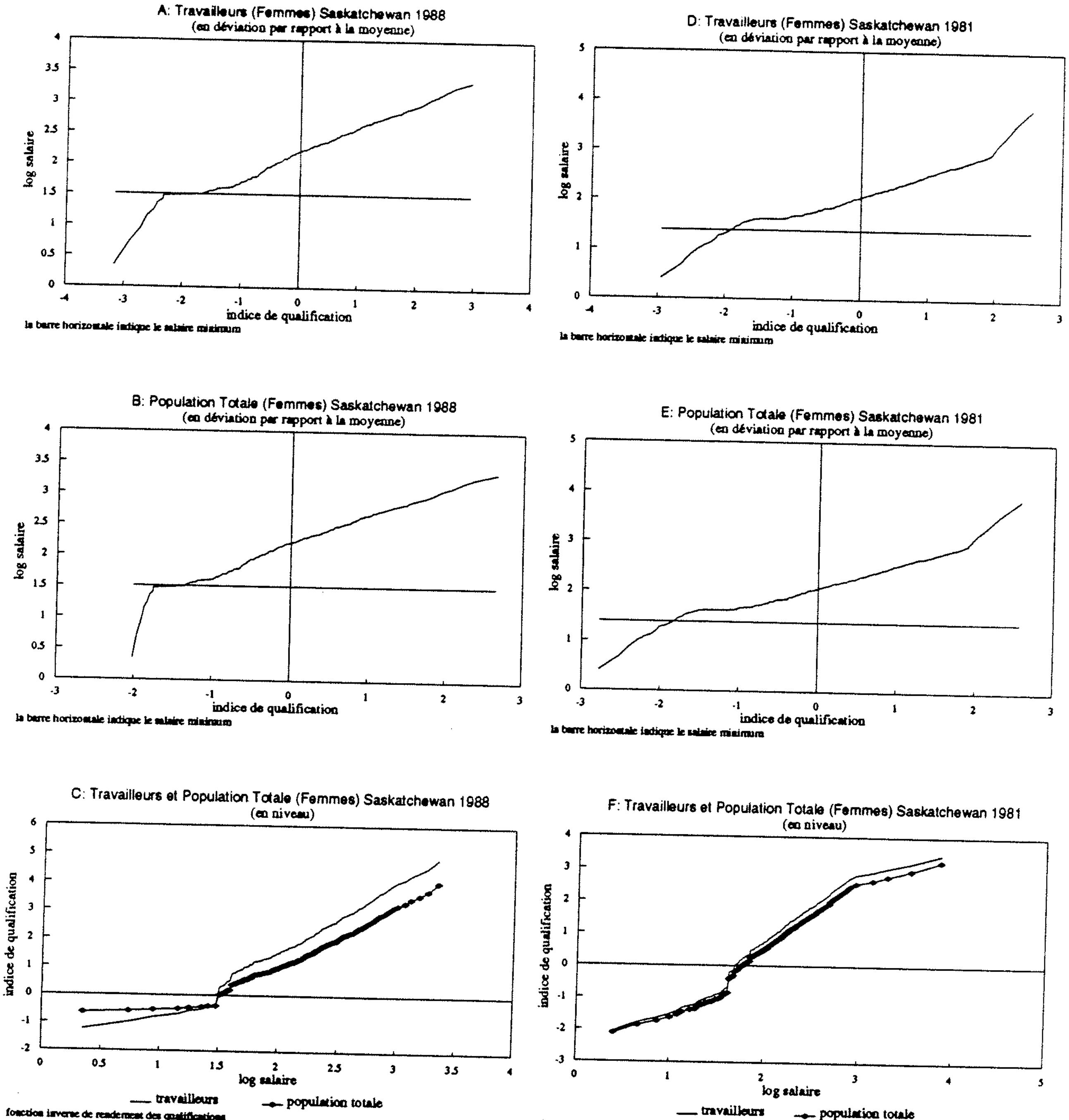


Figure 1.15: Fonctions de Rendement des Qualifications.

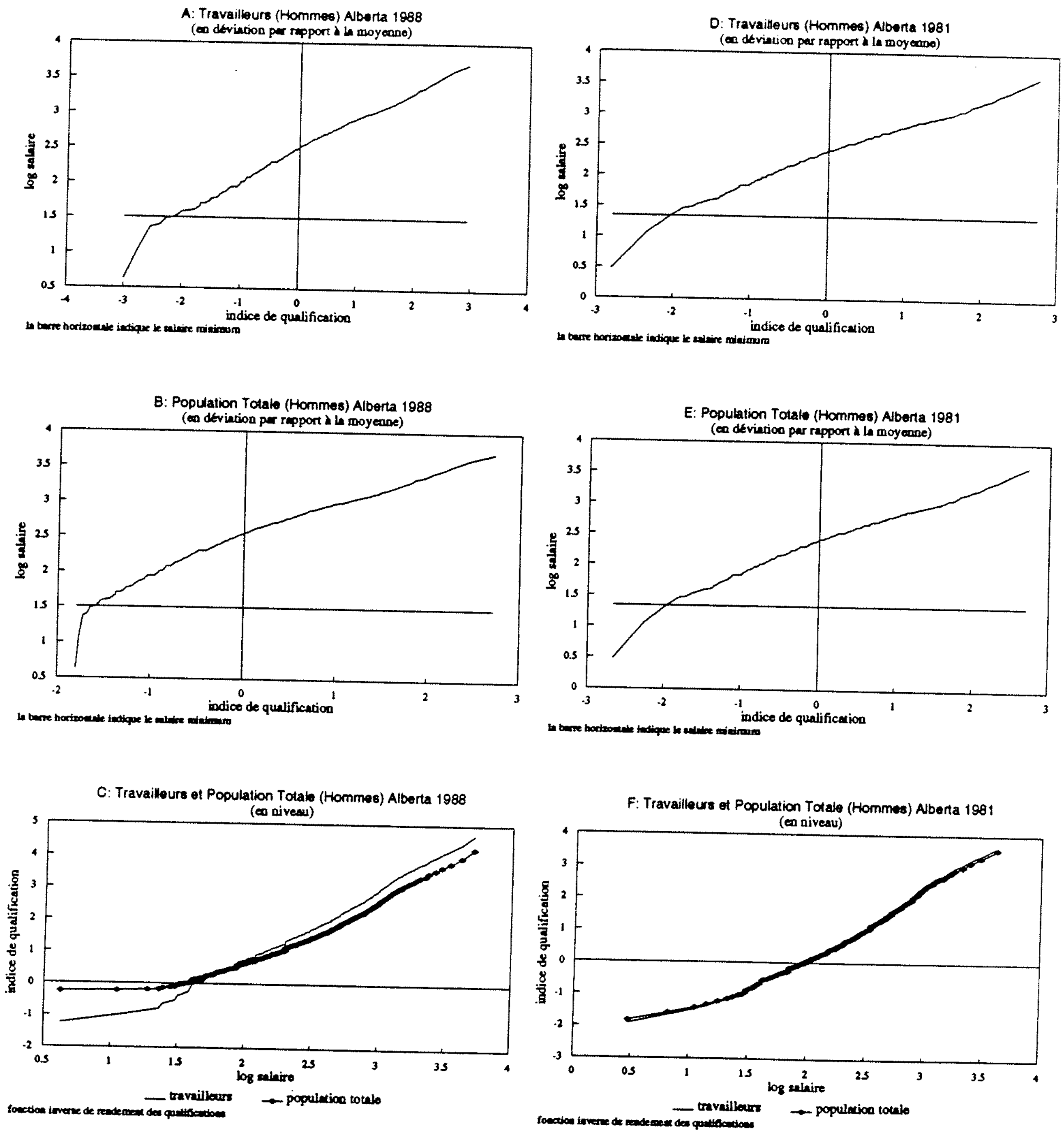


Figure 1.16: Fonctions de Rendement des Qualifications.

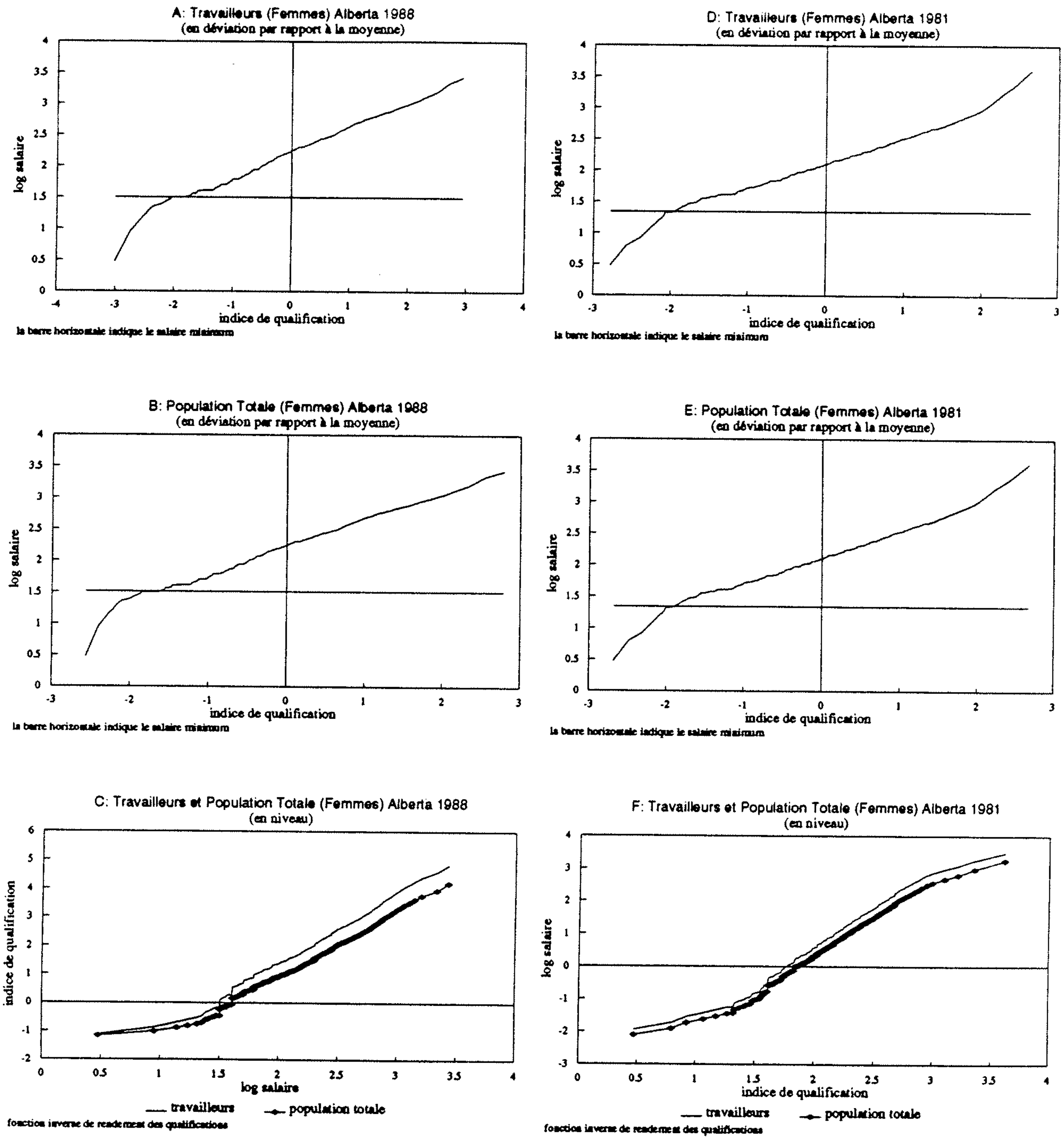


Figure 1.17: Fonctions de Rendement des Qualifications.

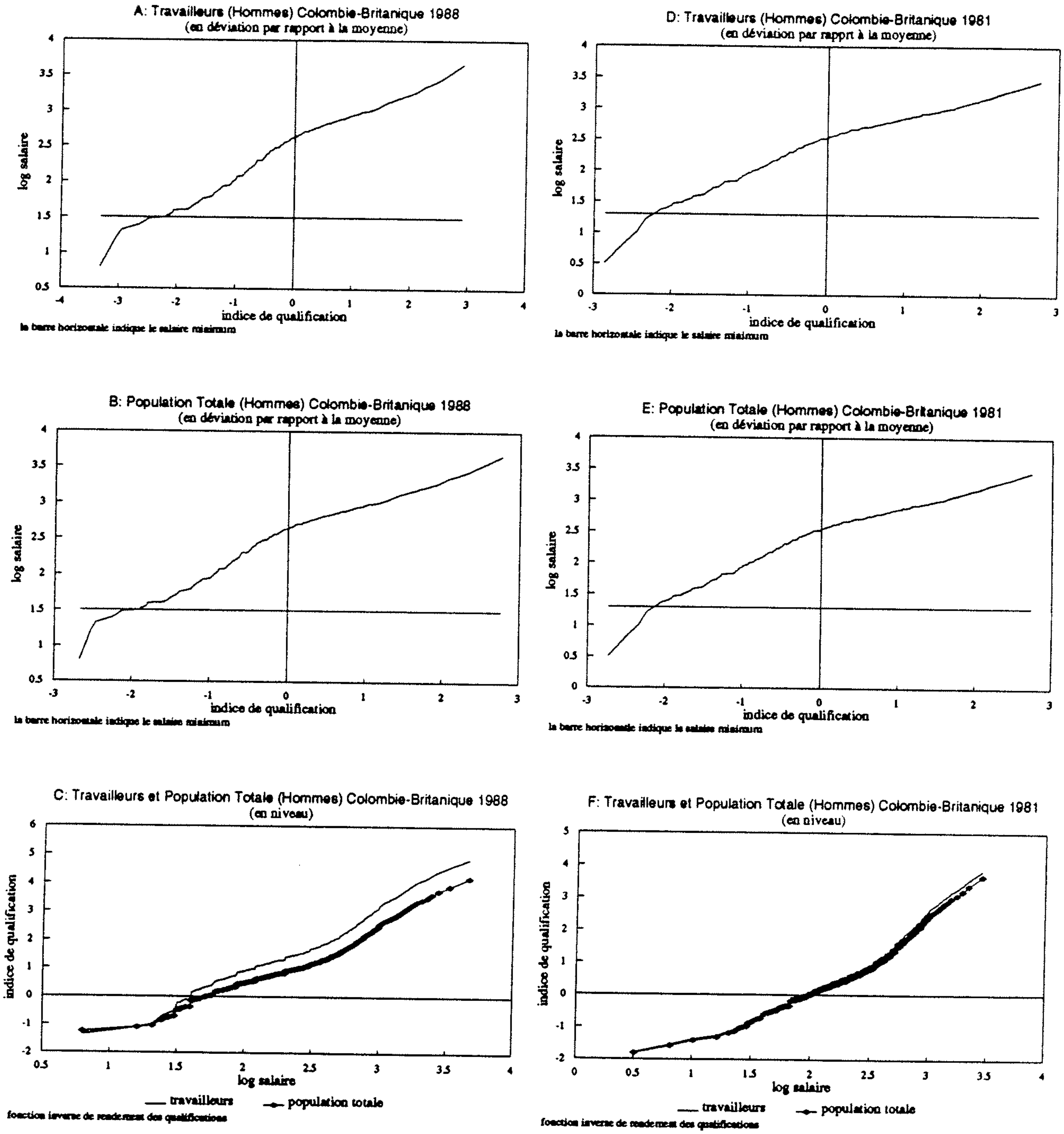
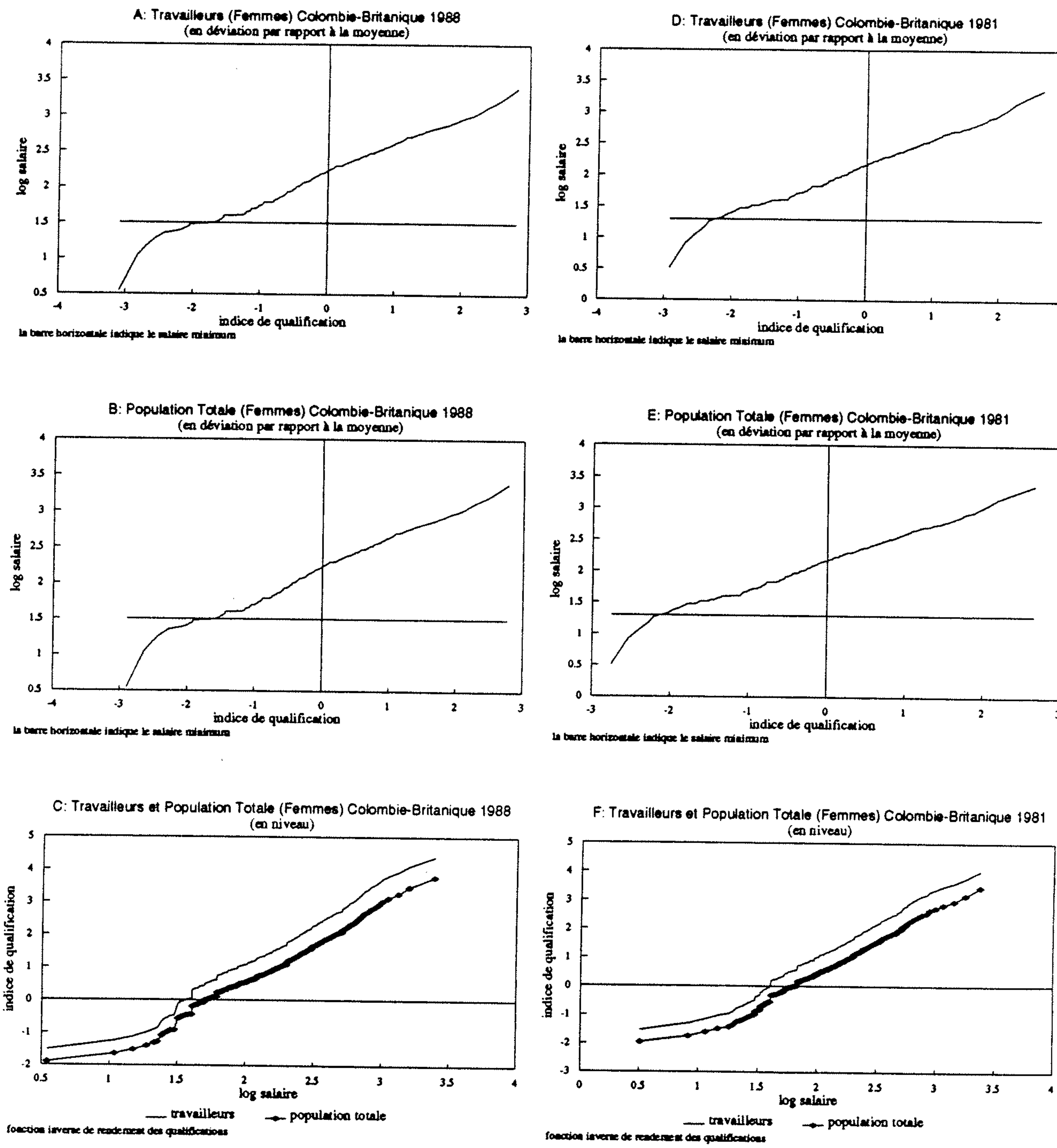


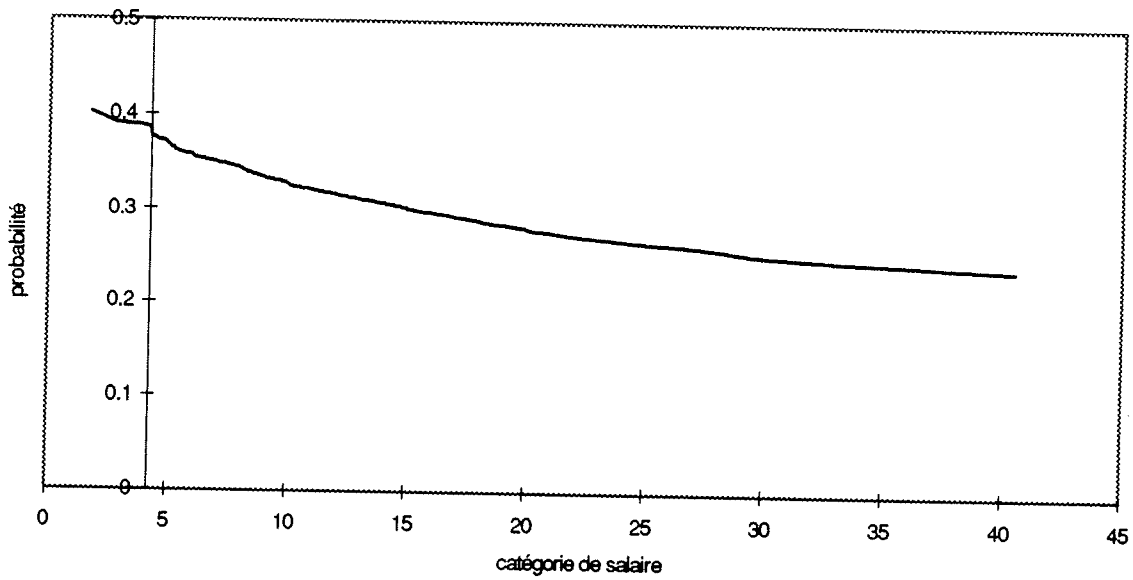
Figure 1.18: Fonctions de Rendement des Qualifications.



10.5 Annexe E: Probabilités conditionnelles de non-participation

Figure 3.3: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**

A: Hommes Terre-Neuve 1988



B: Hommes Terre-Neuve 1981

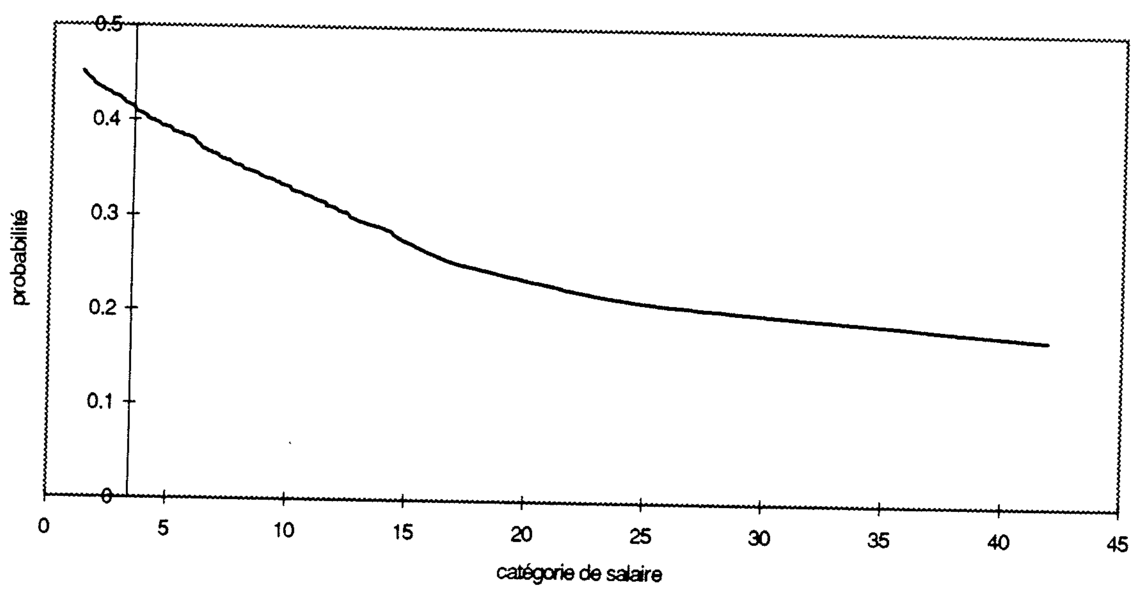
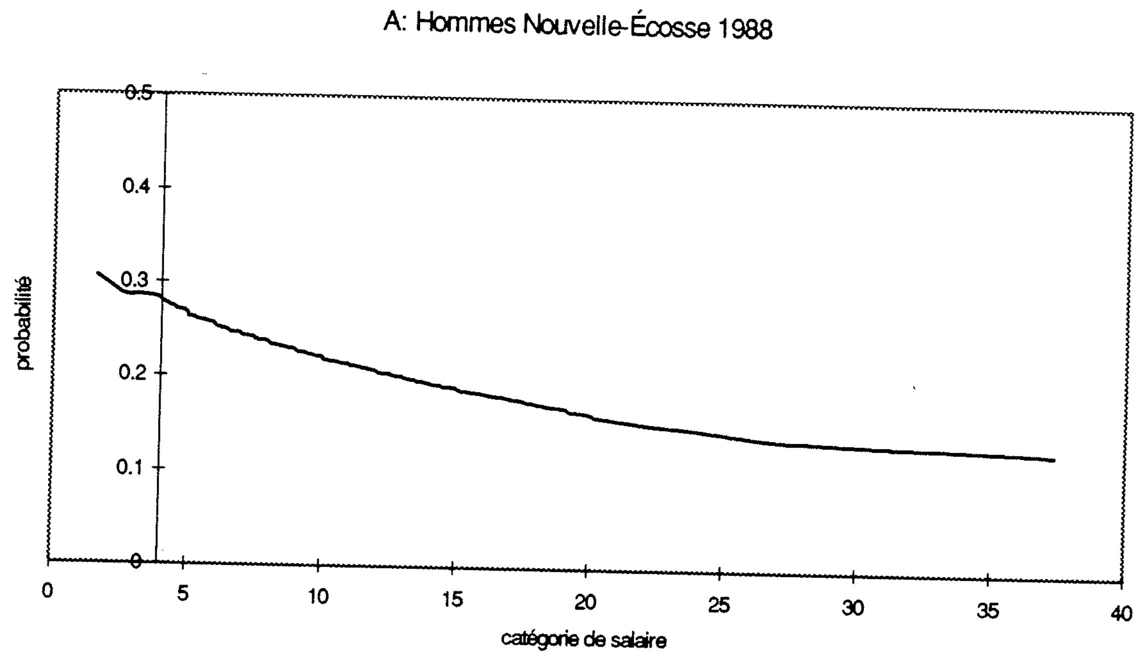


Figure 3.5: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



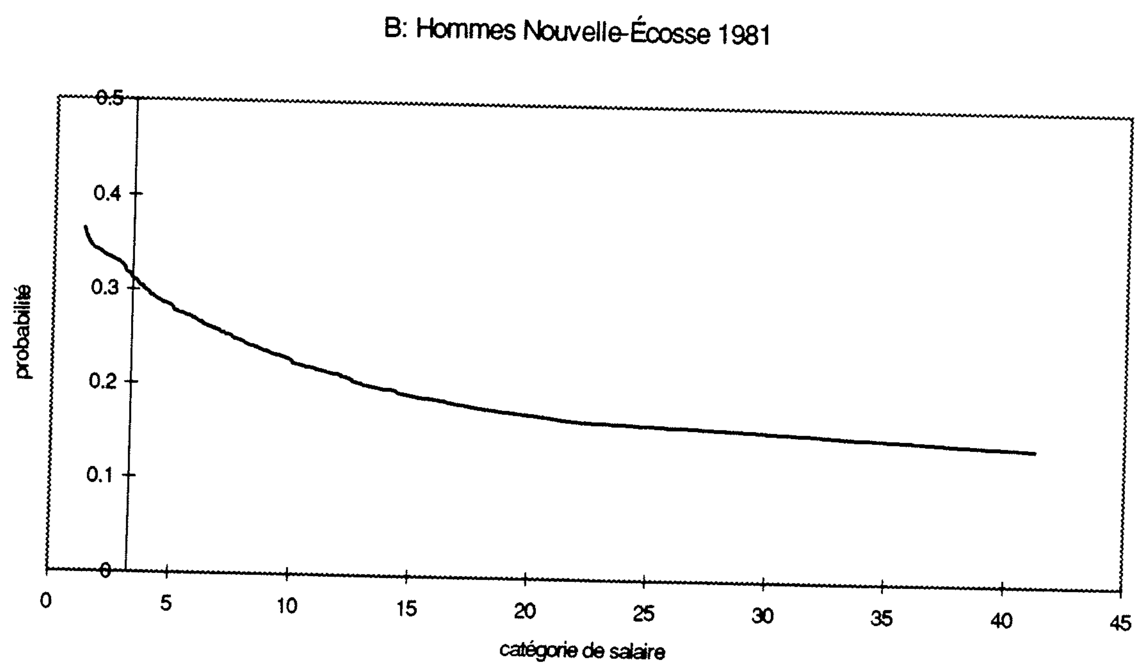
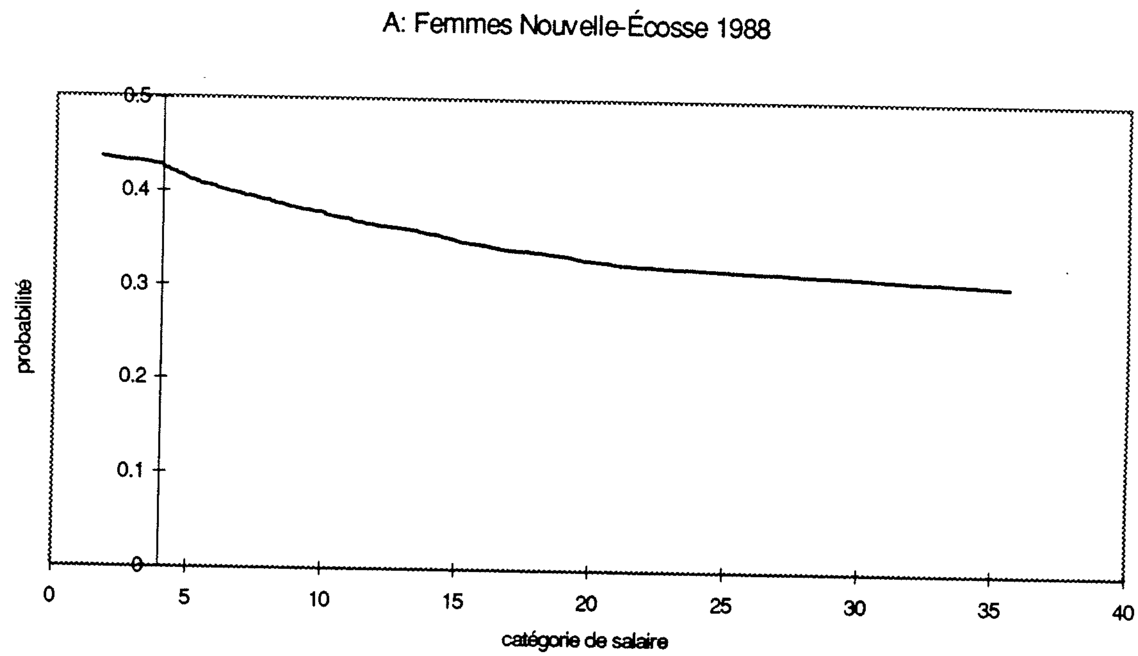


Figure 3.6: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



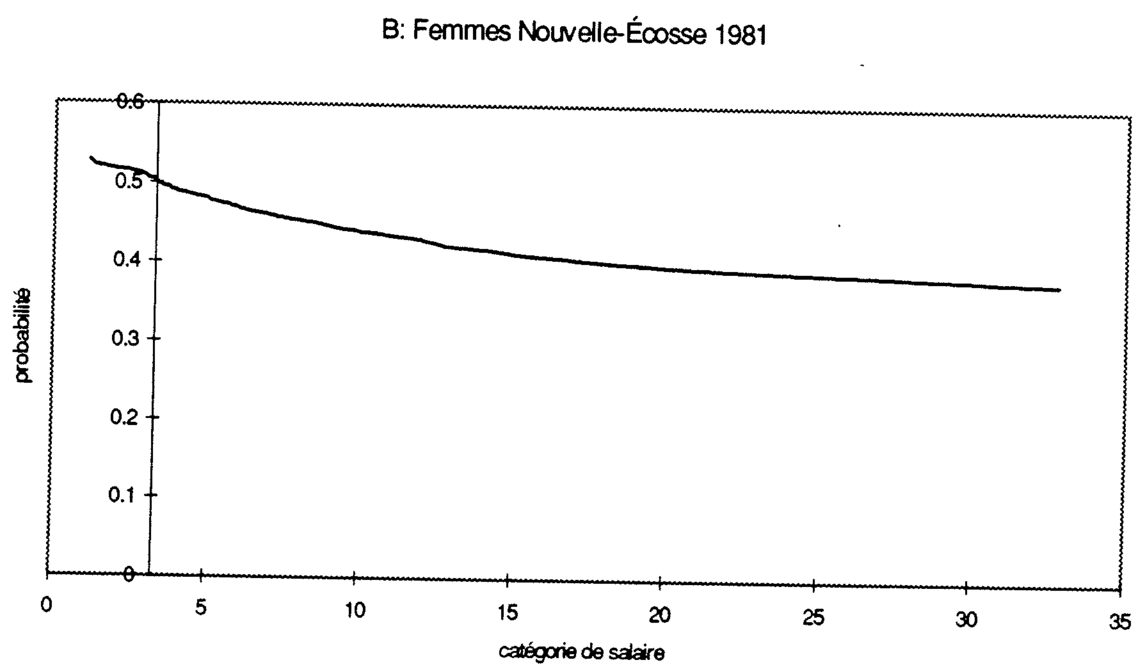
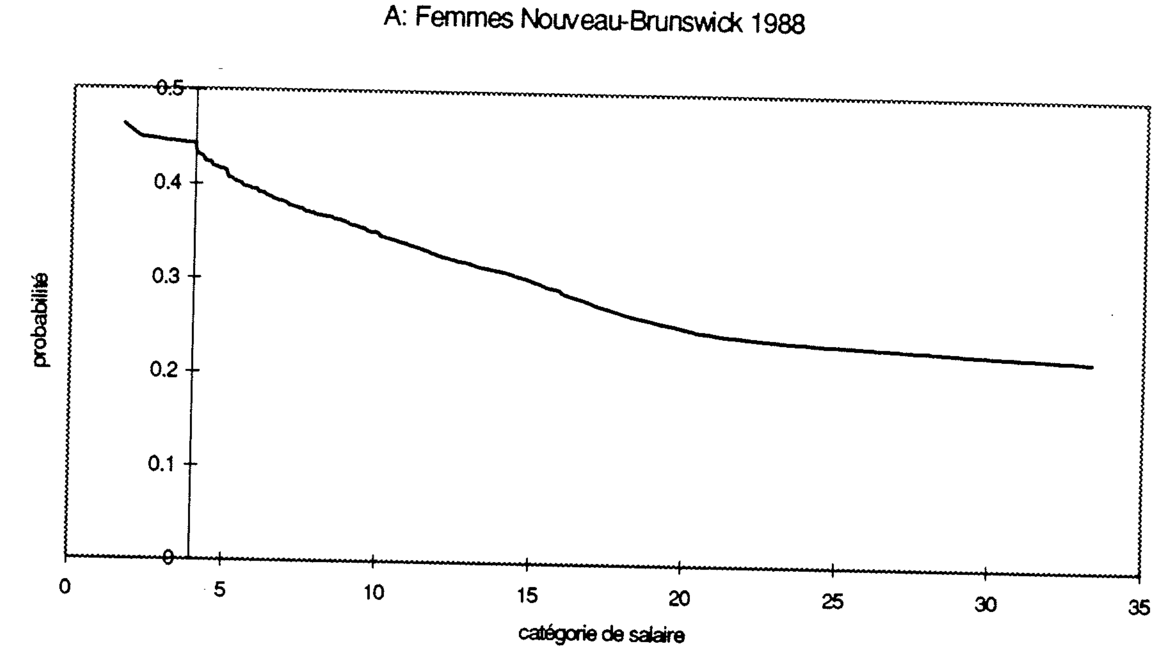


Figure 3.8: Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.



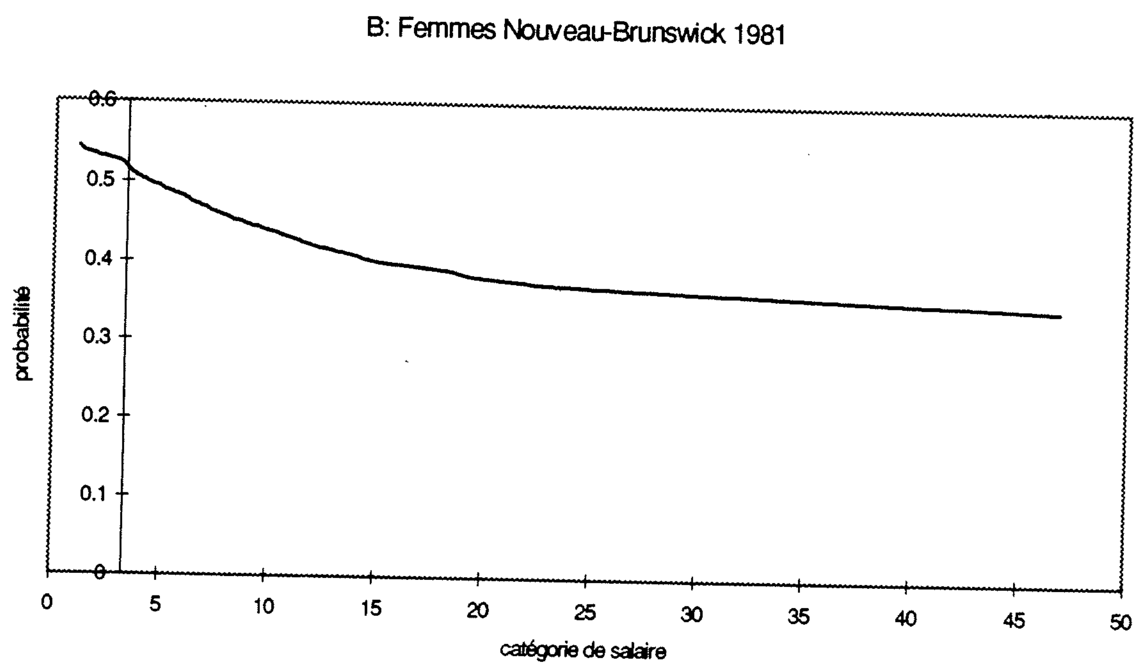
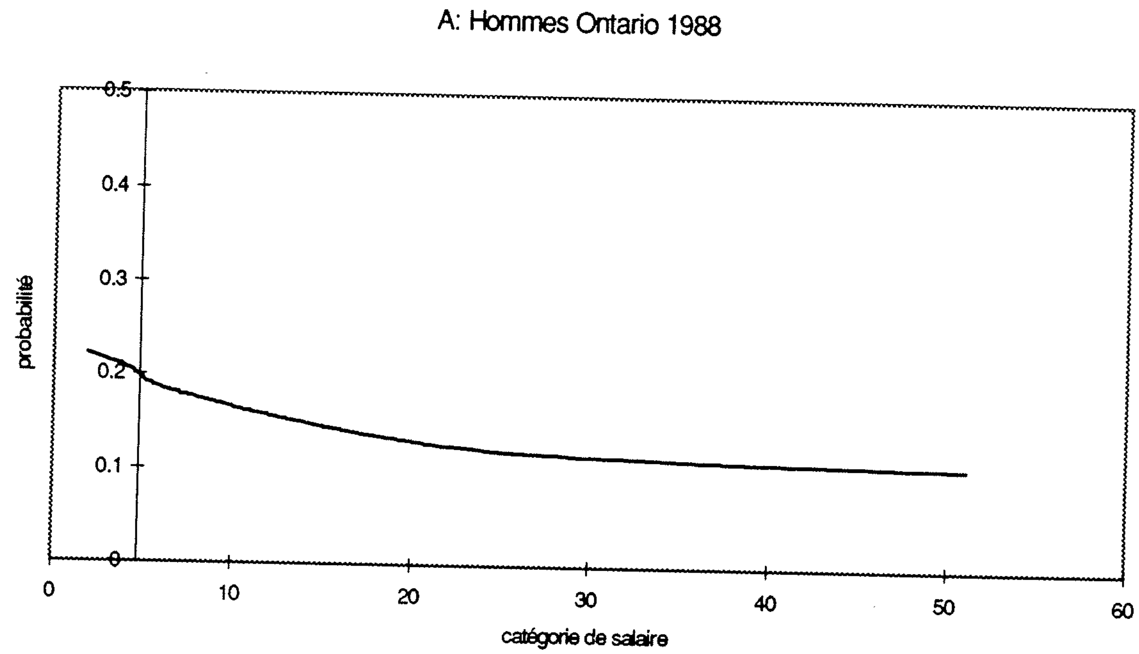


Figure 3.9: Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.



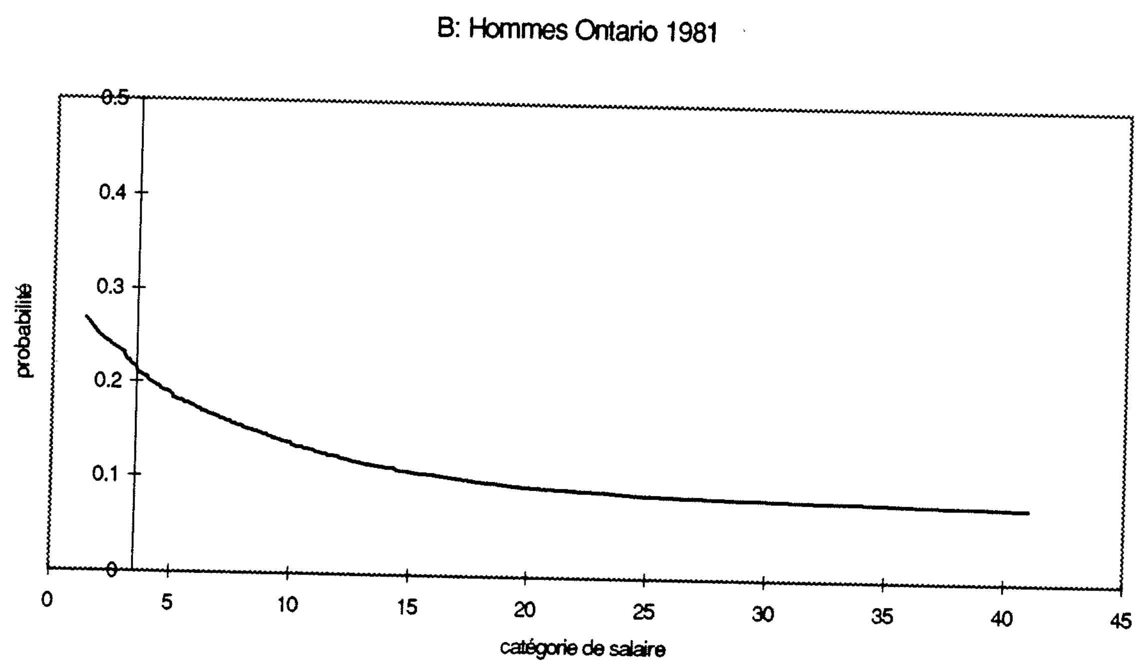
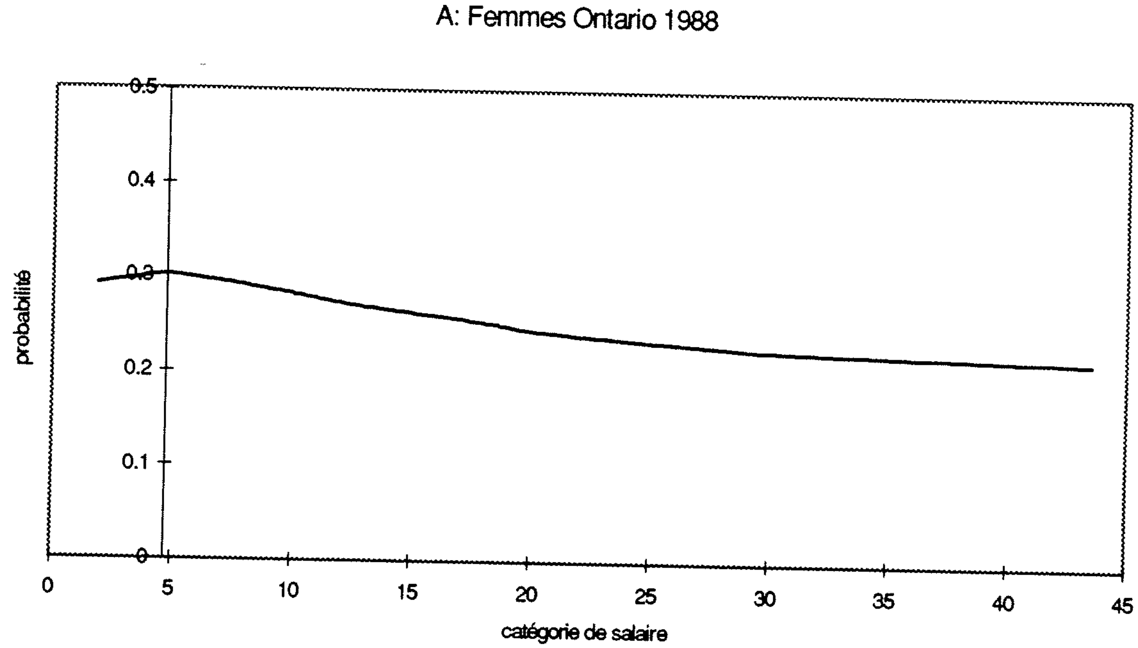


Figure 3.10: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



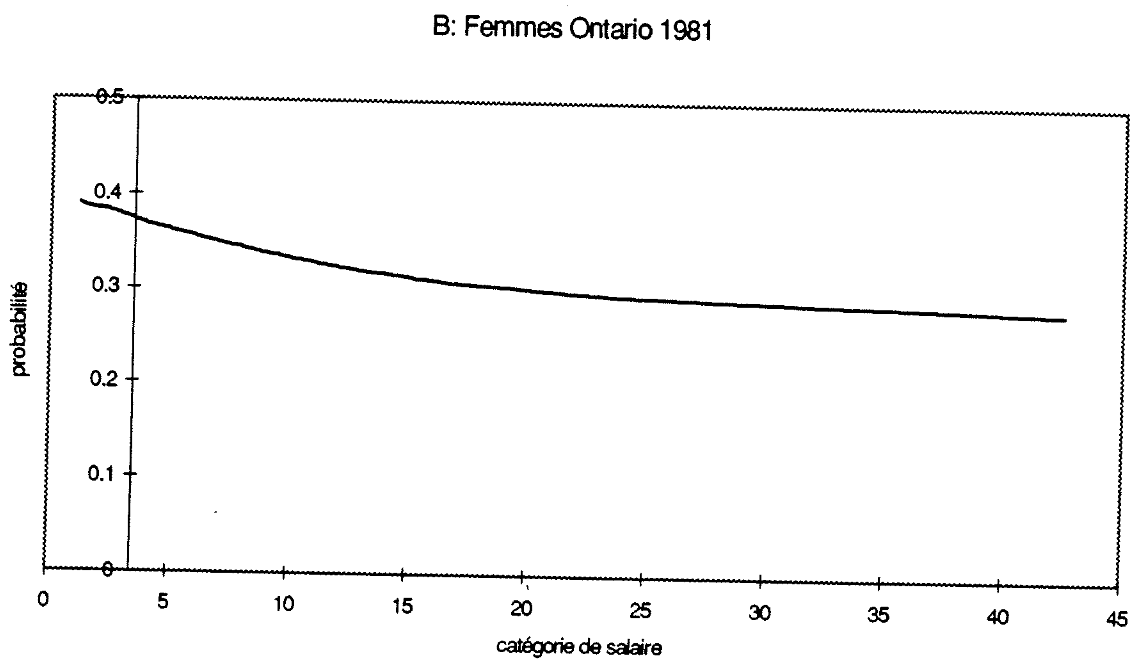
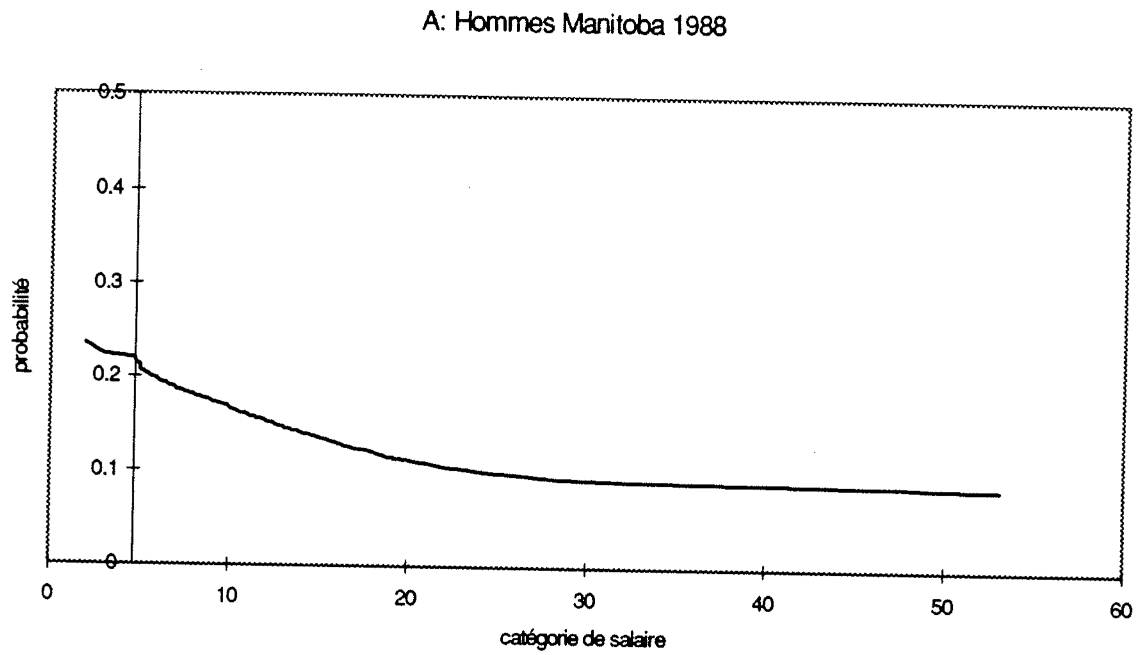


Figure 3.11: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



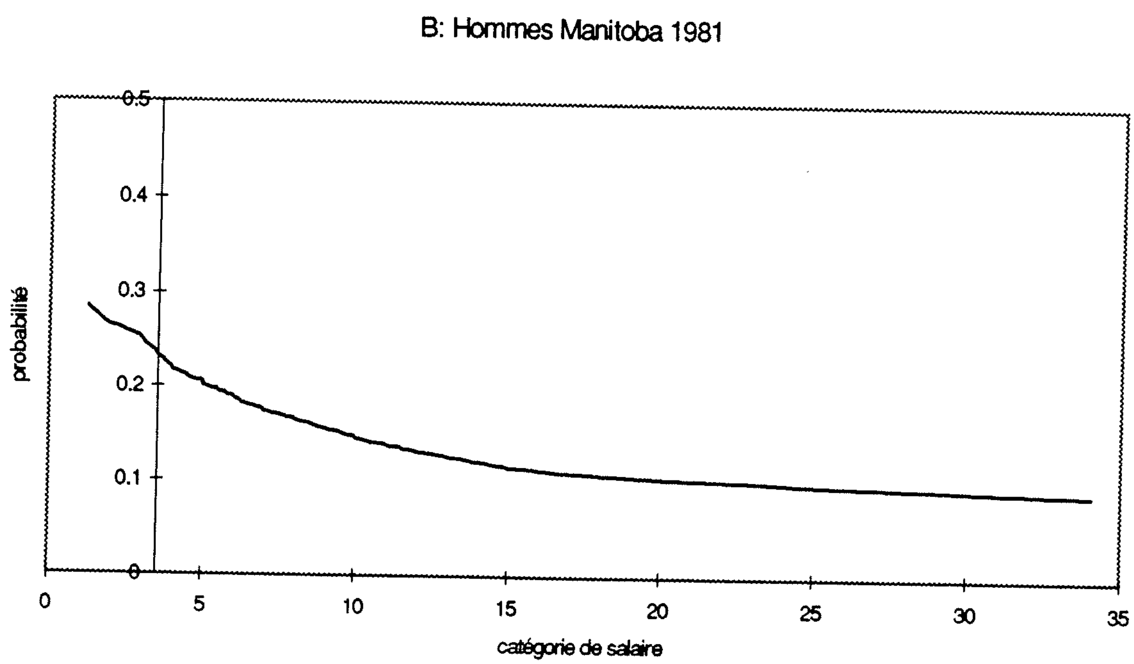
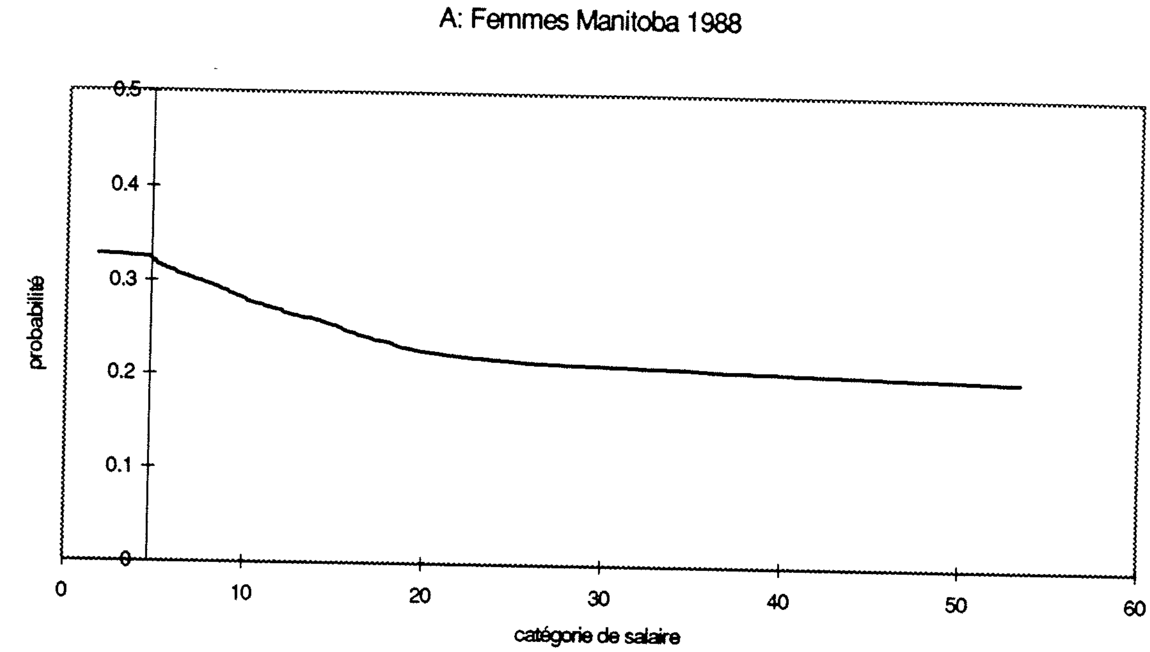


Figure 3.12: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



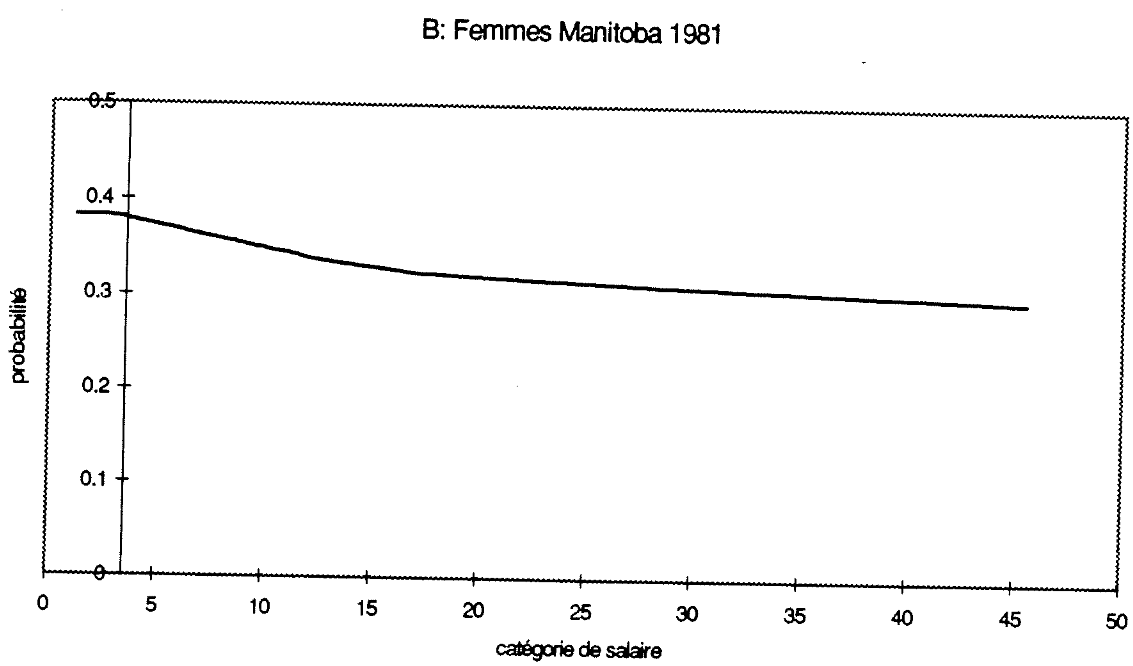
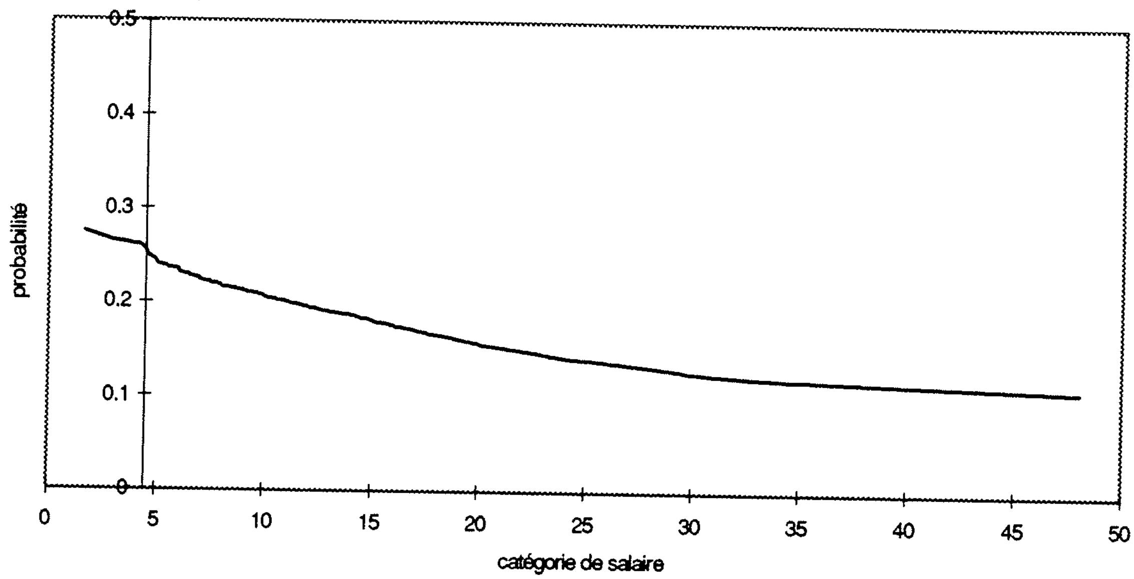


Figure 3.13: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**

A: Hommes Saskatchewan 1988



B: Hommes Saskatchewan 1981

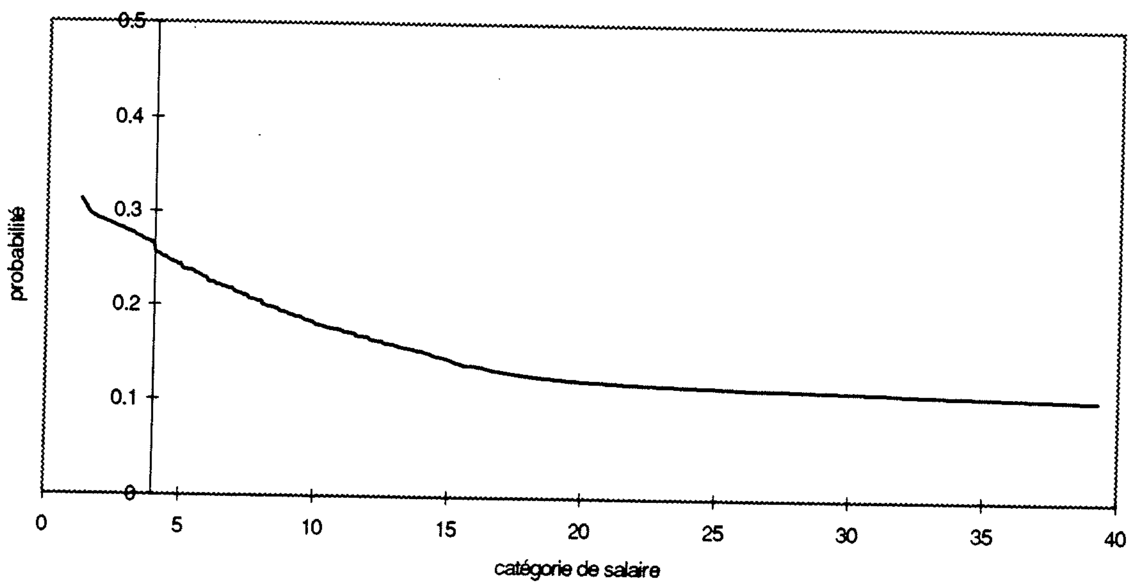
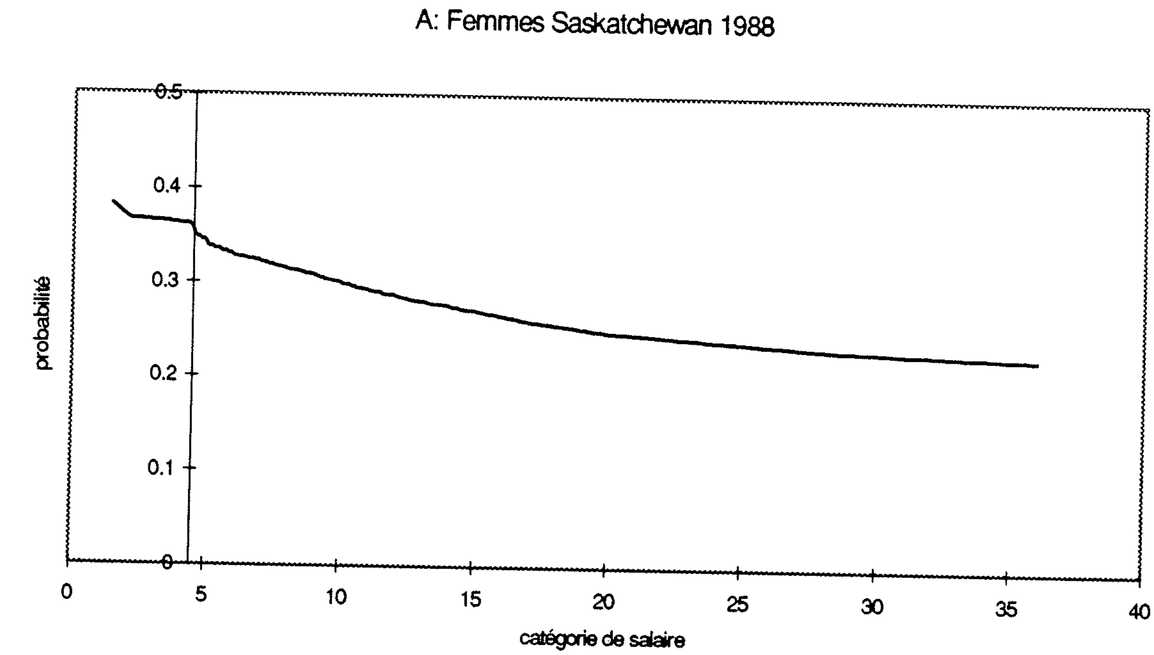


Figure 3.14: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



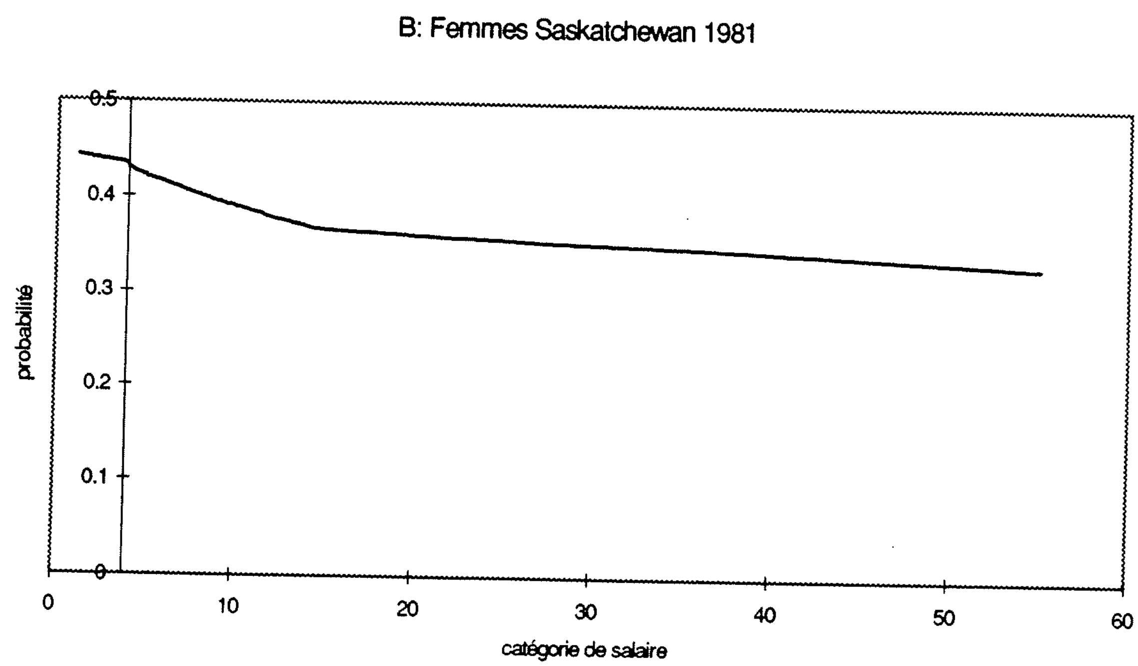
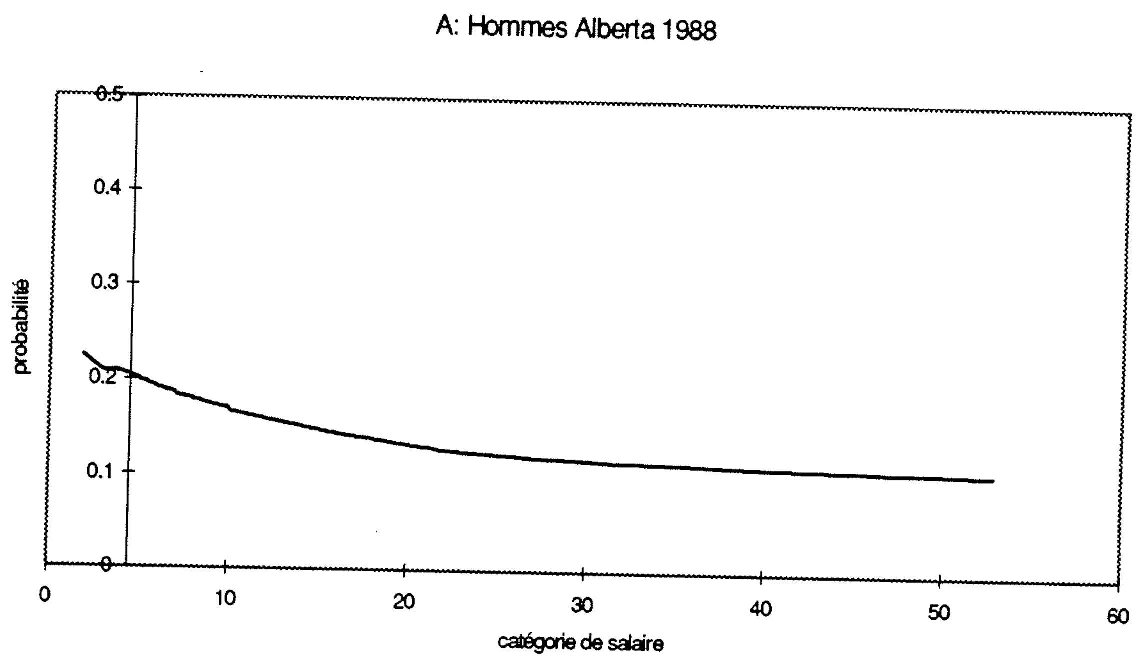


Figure 3.15: Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.



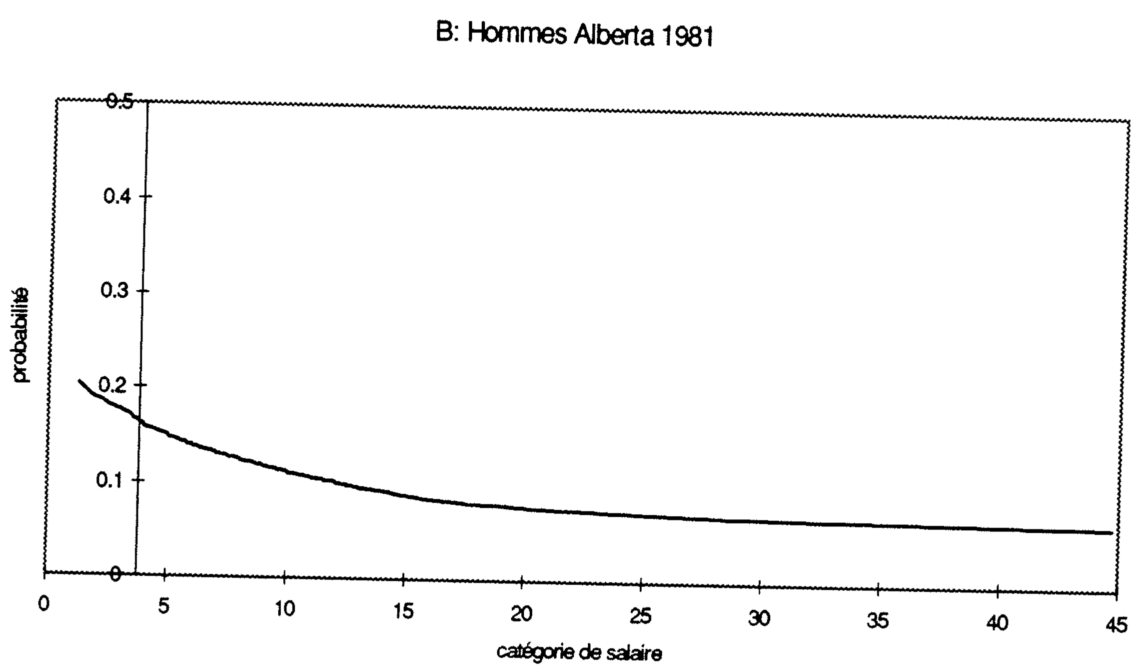
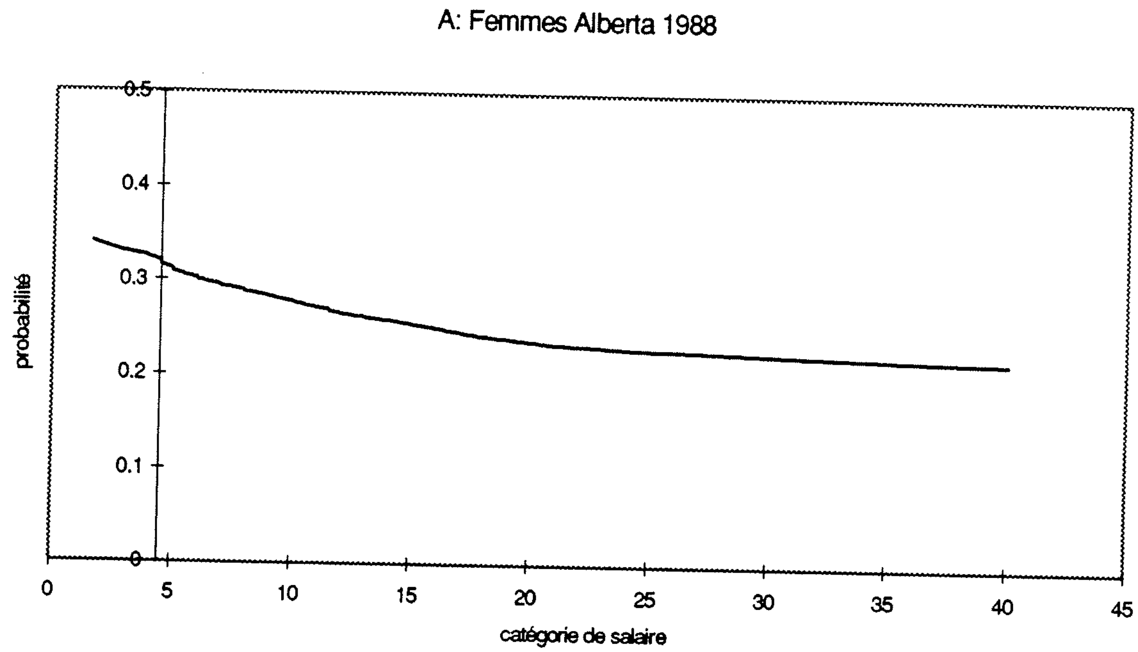


Figure 3.16: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



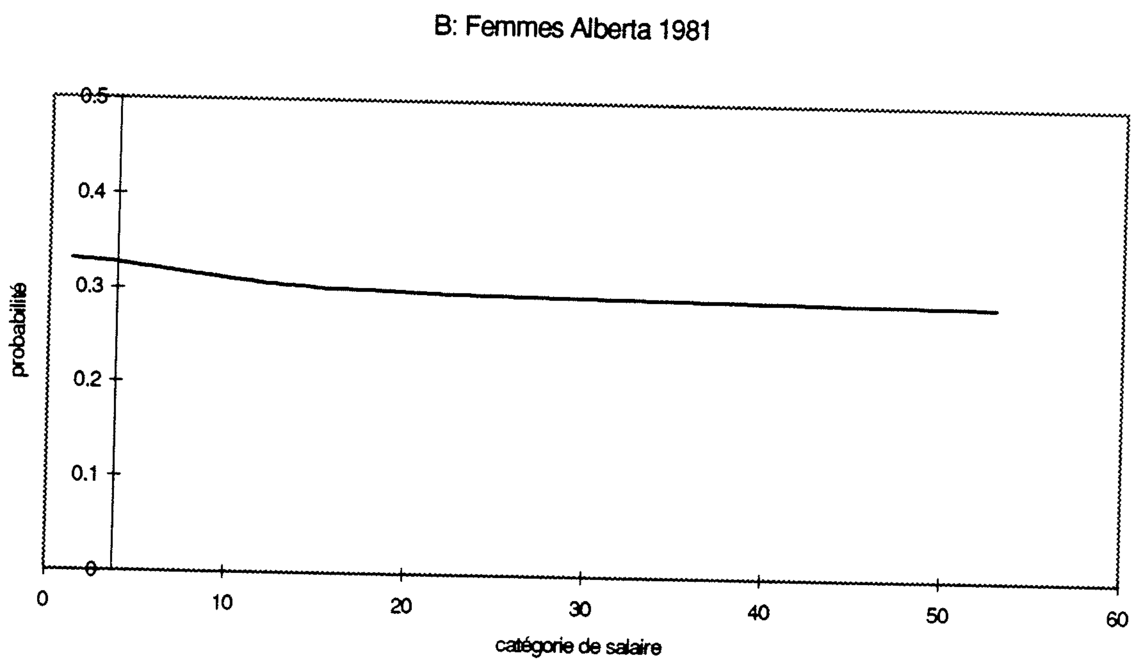
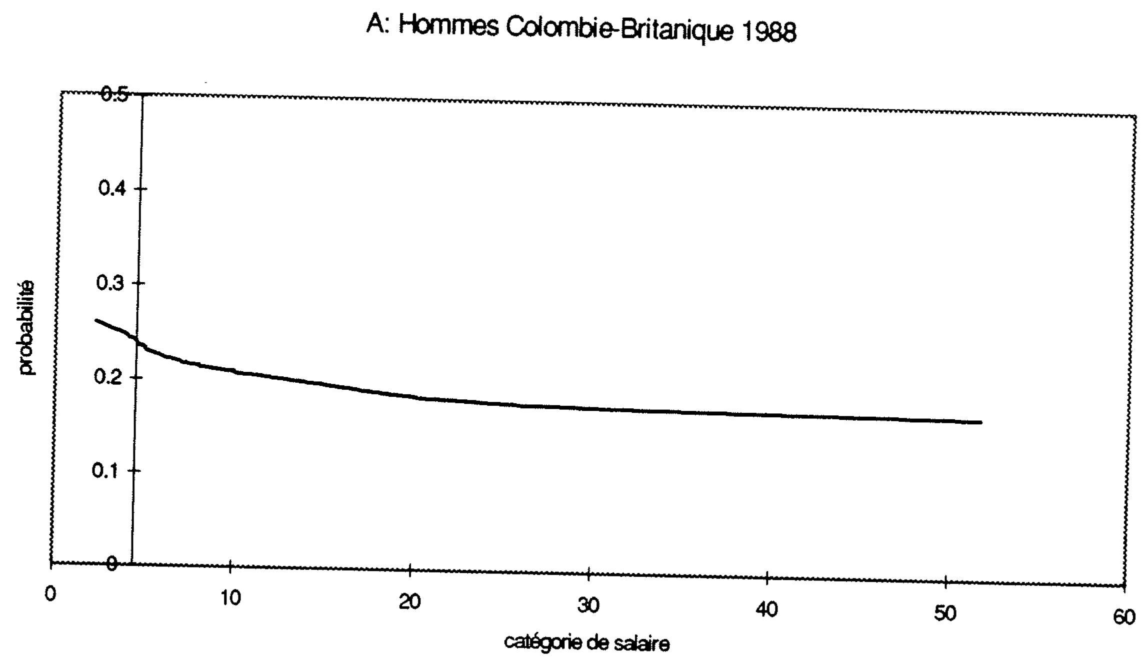


Figure 3.17: **Probabilités Conditionnelles de Non-Emploi.**



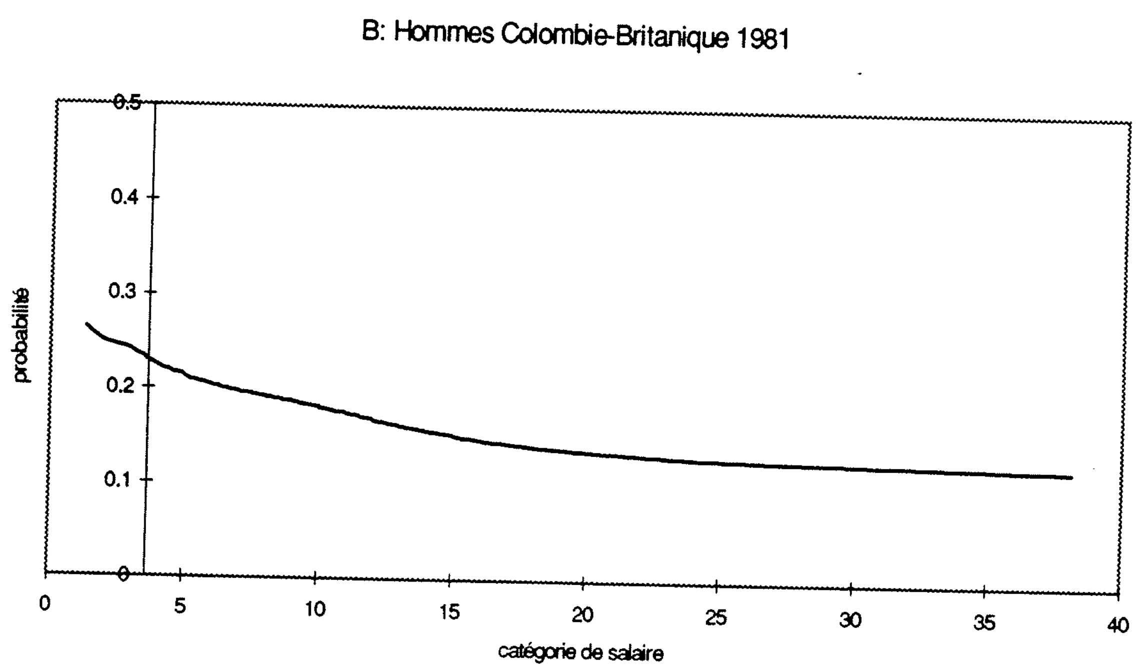
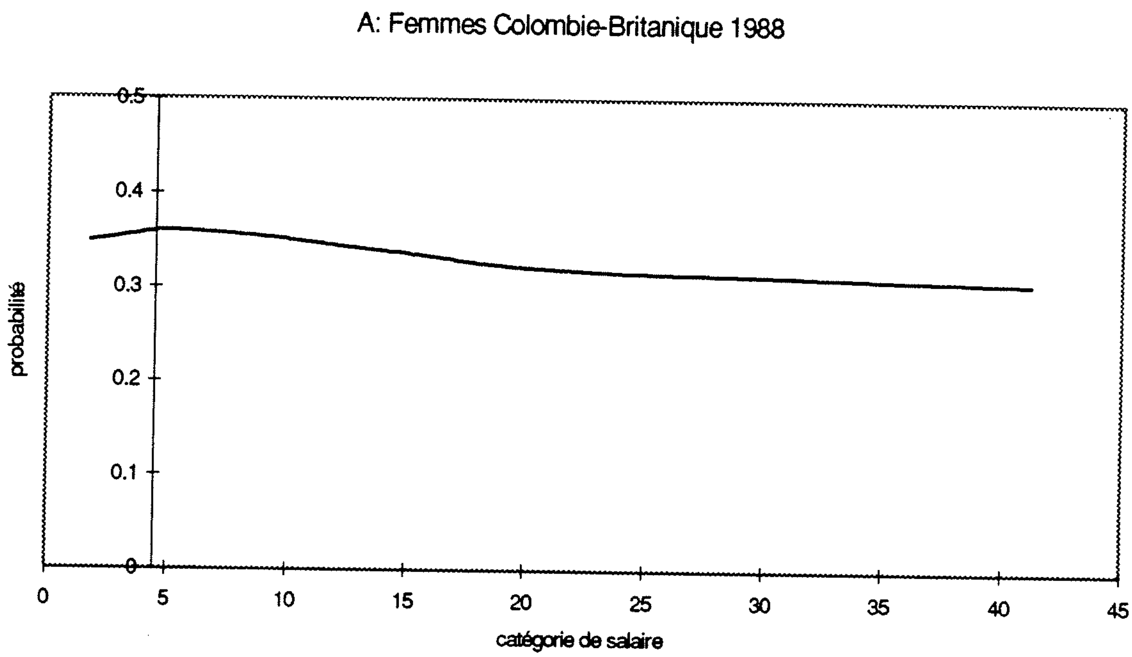
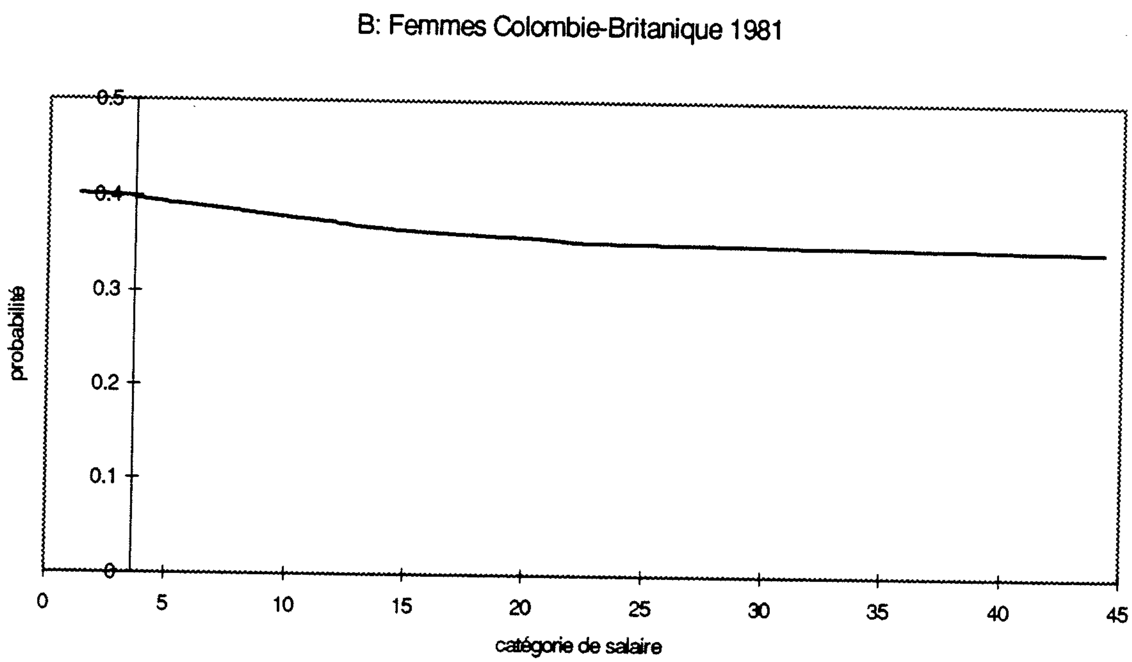


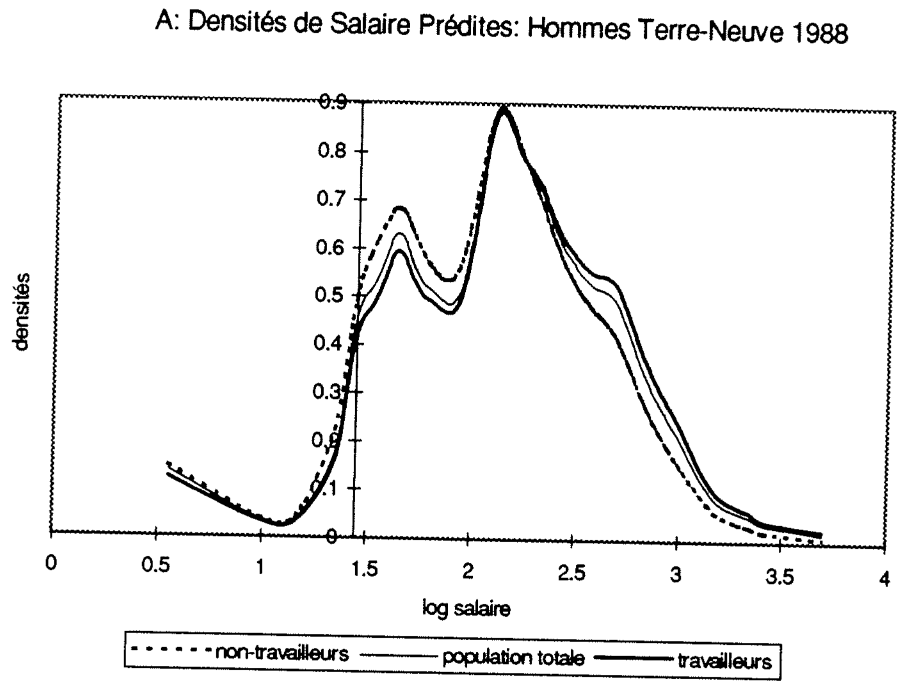
Figure 3.18: **Probabilités Conditonnelles de Non-Emploi.**





10.6 Annexe F: Densités de salaire prédites

Figure 2.3: **Densités de Salaire Prédites via le WARPing.**



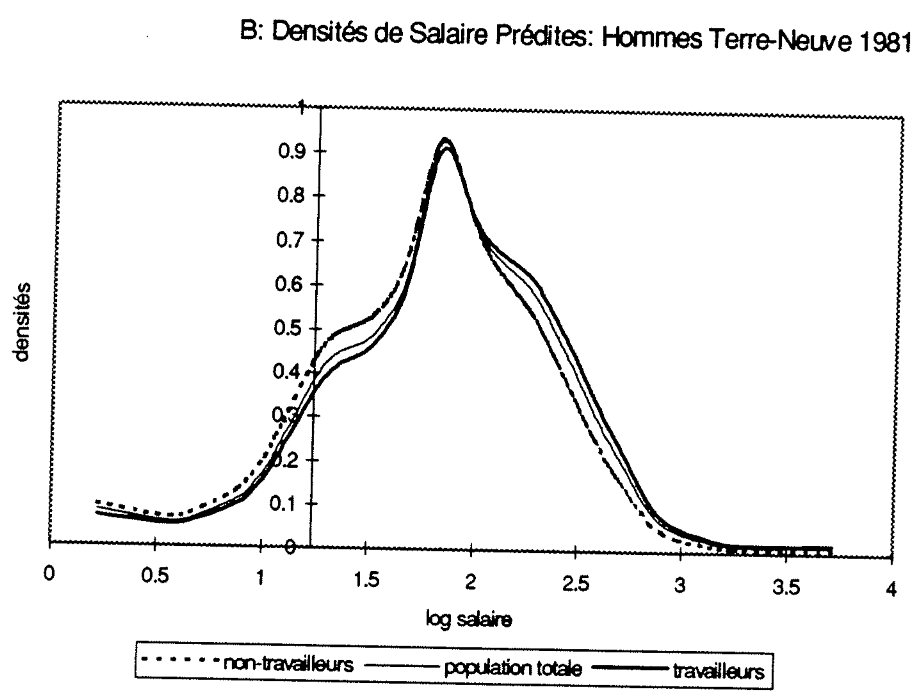
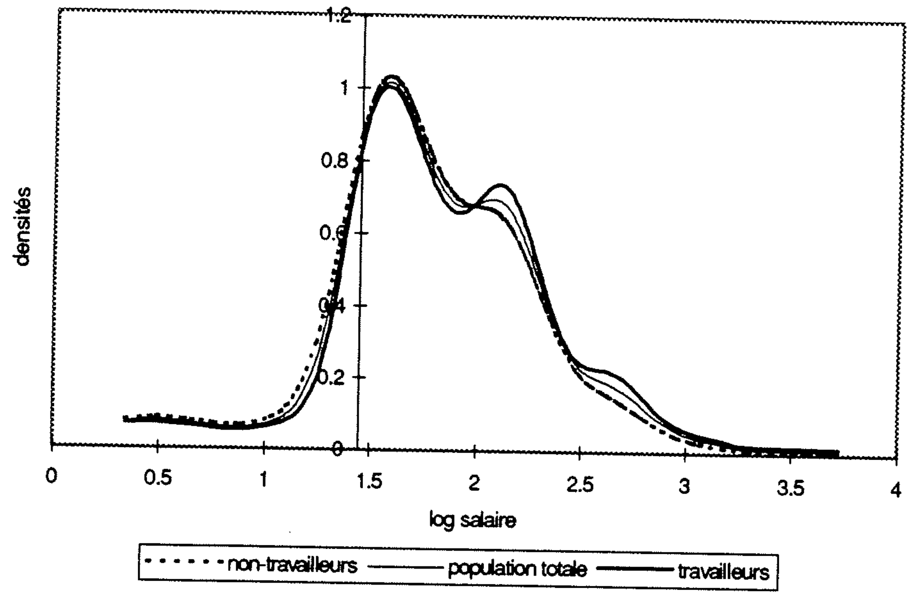


Figure 2.4: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Femmes Terre-Neuve 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Femmes Terre-Neuve 1981

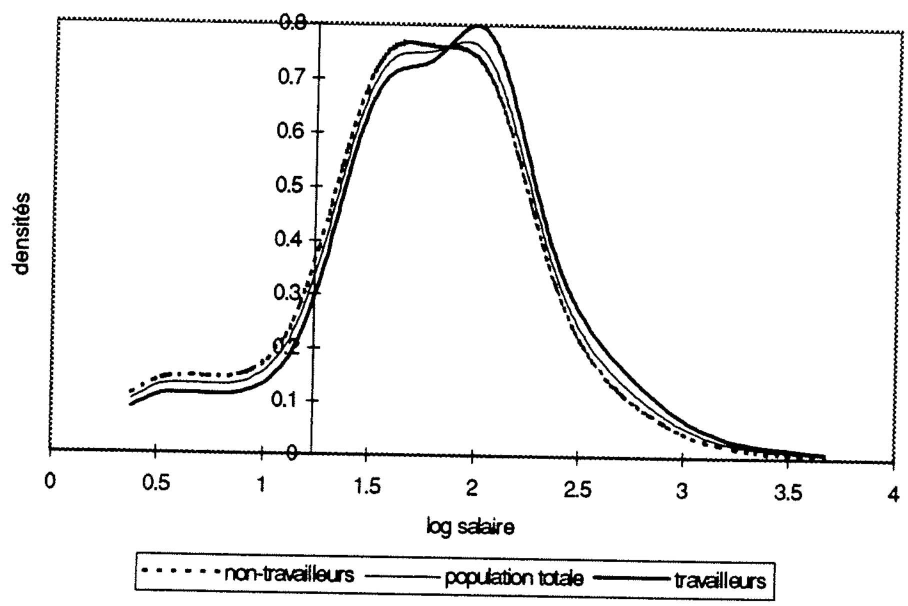
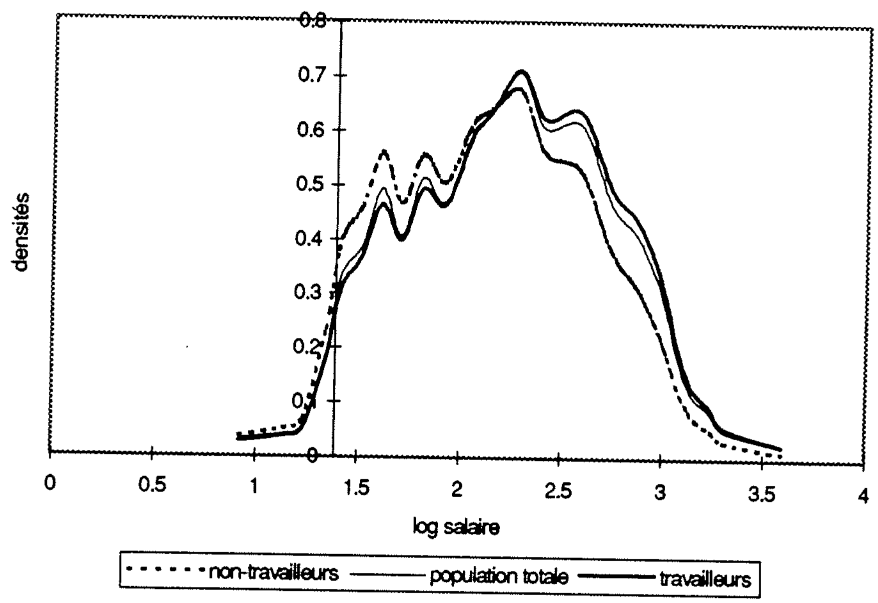


Figure 2.5: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Nouvelle-Écosse 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Nouvelle-Écosse 1981

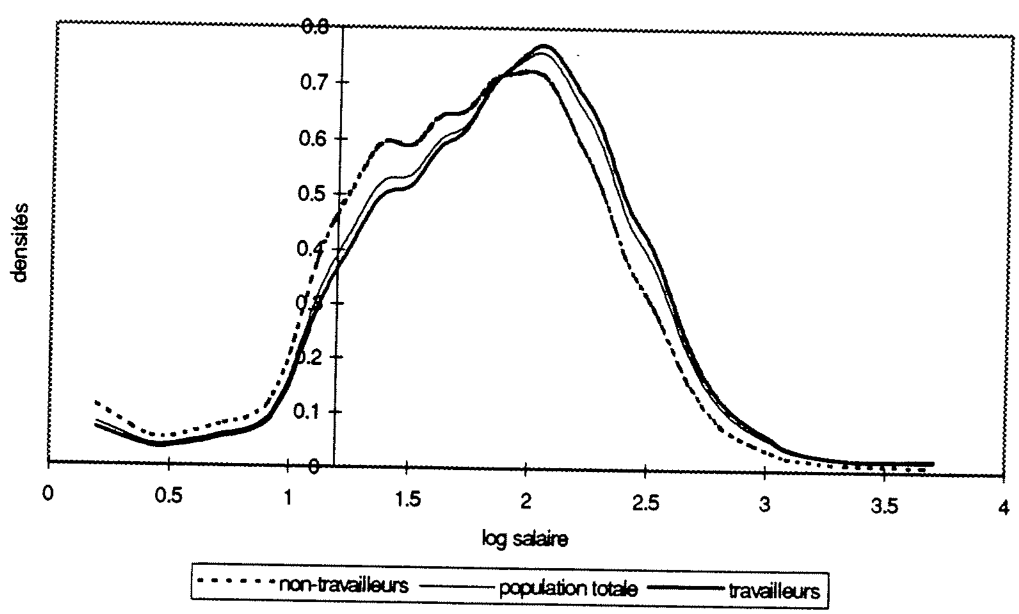
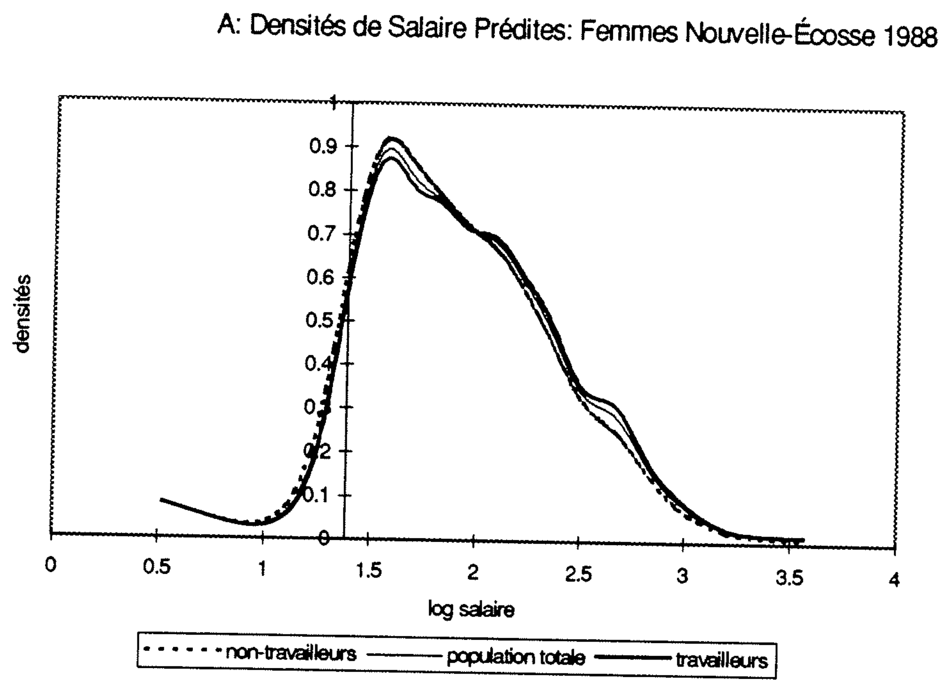


Figure 2.6: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.



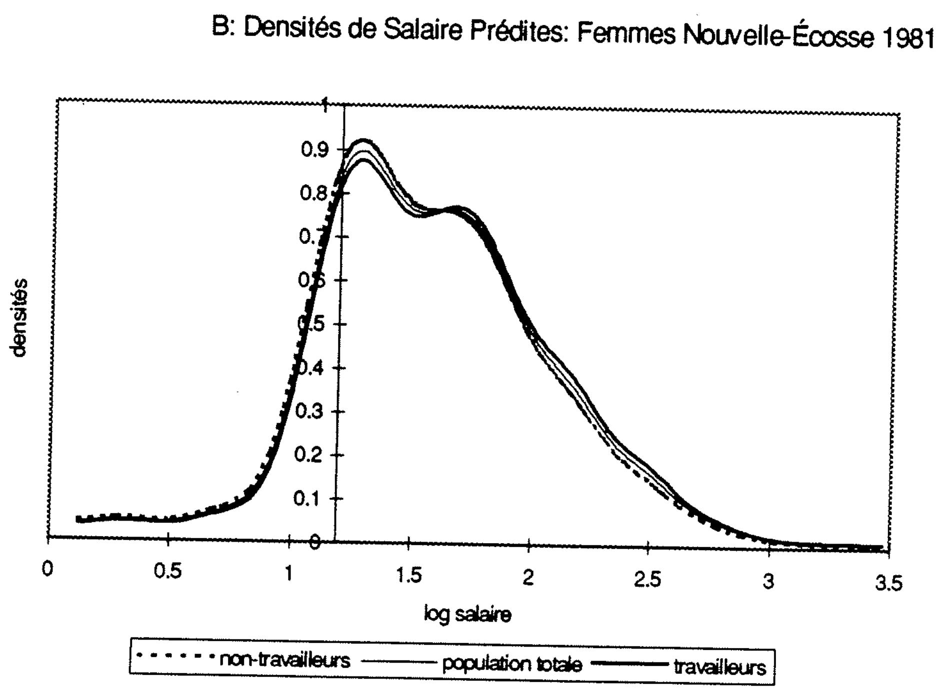
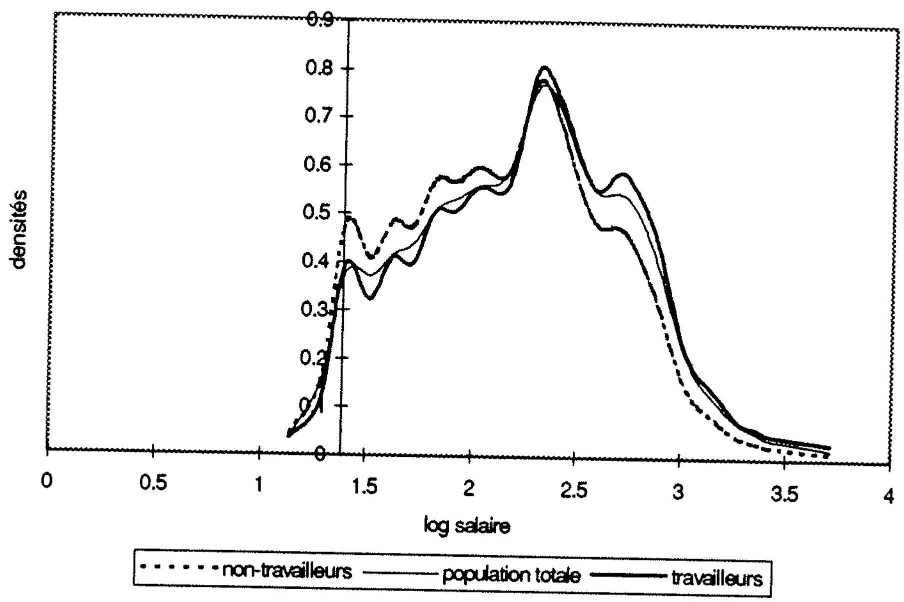


Figure 2.7: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Nouveau-Brunswick 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Nouveau-Brunswick 1981

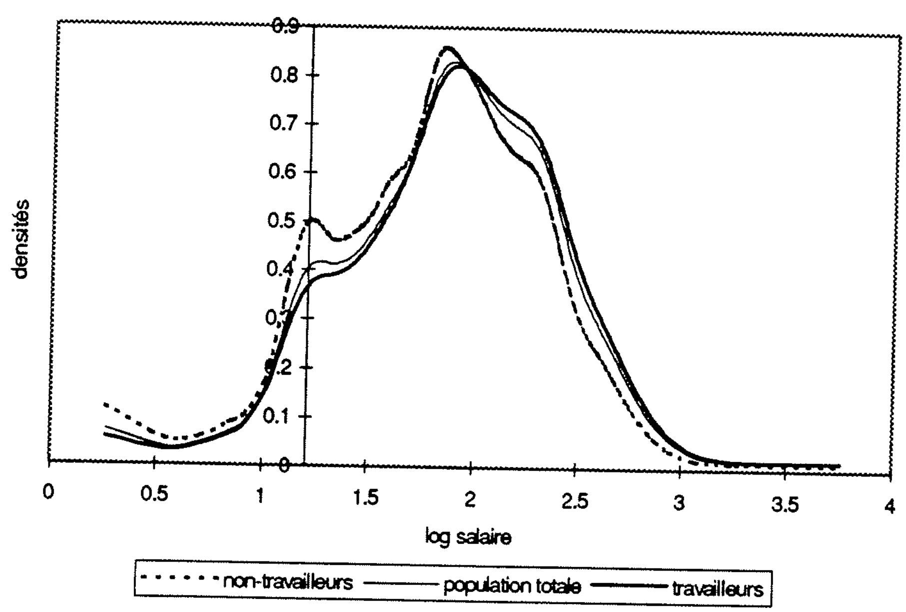
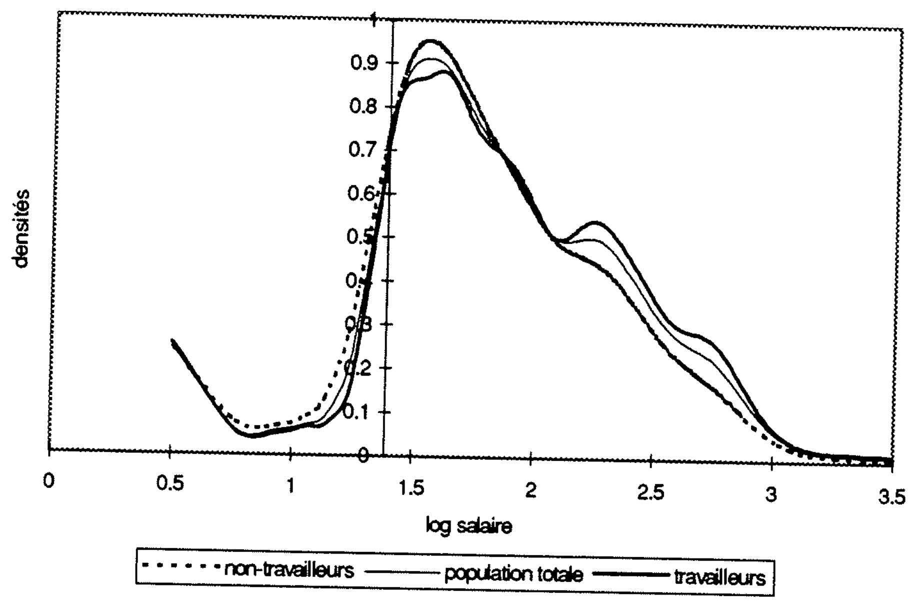


Figure 2.8: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Femmes Nouveau-Brunswick 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Femmes Nouveau-Brunswick 1981

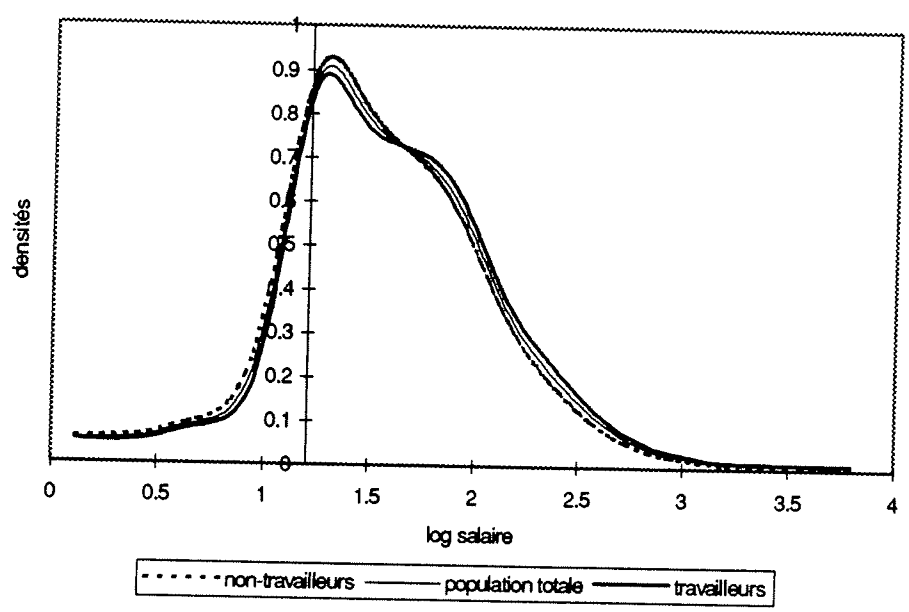
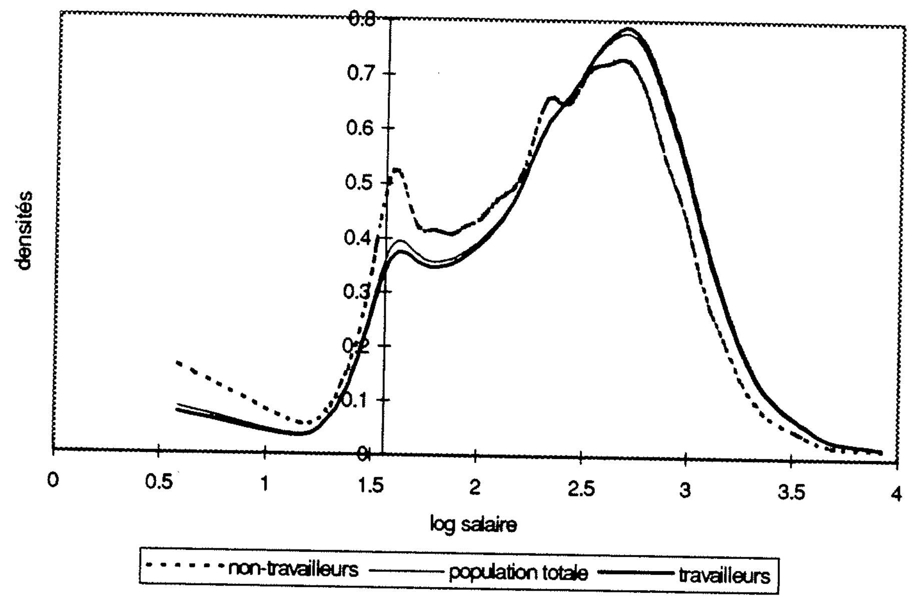


Figure 2.9: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Ontario 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Ontario 1981

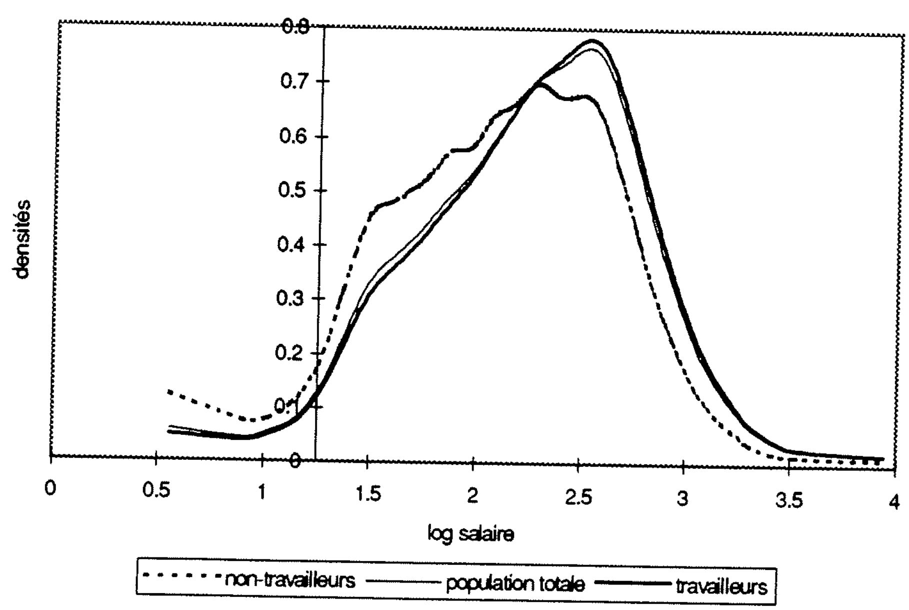
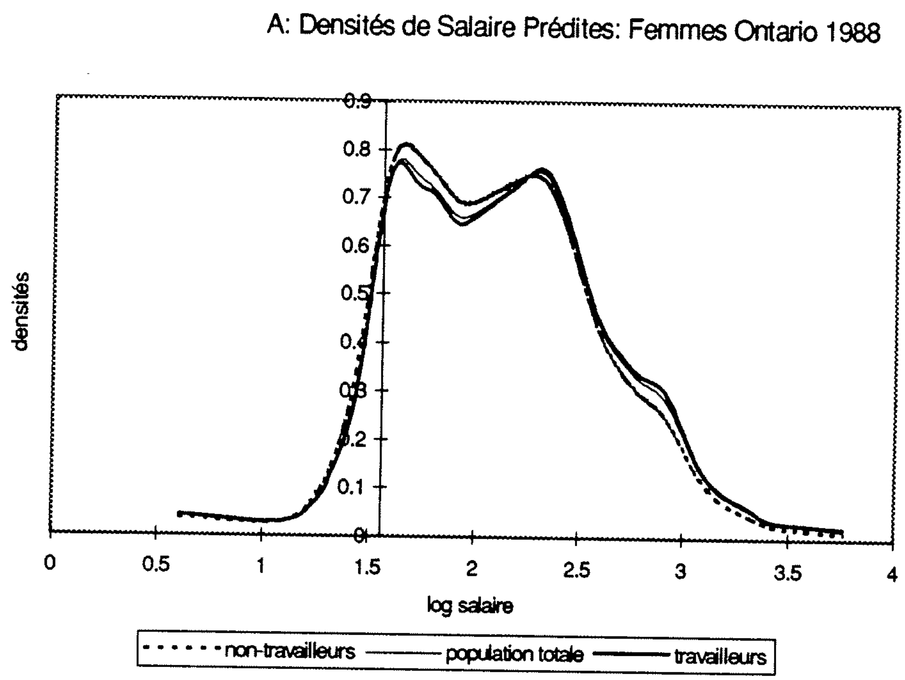


Figure 2.10: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.



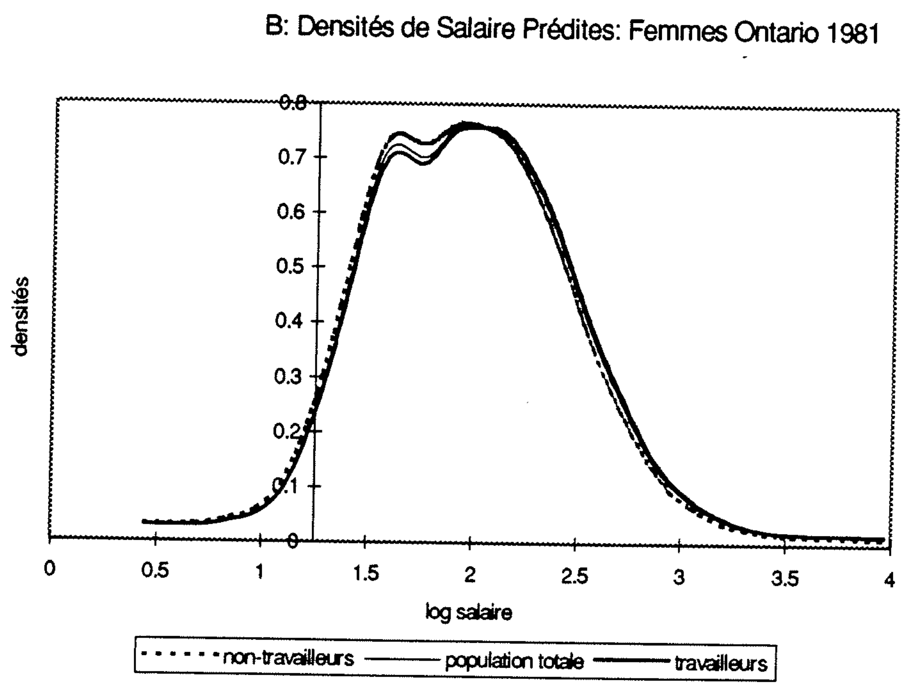
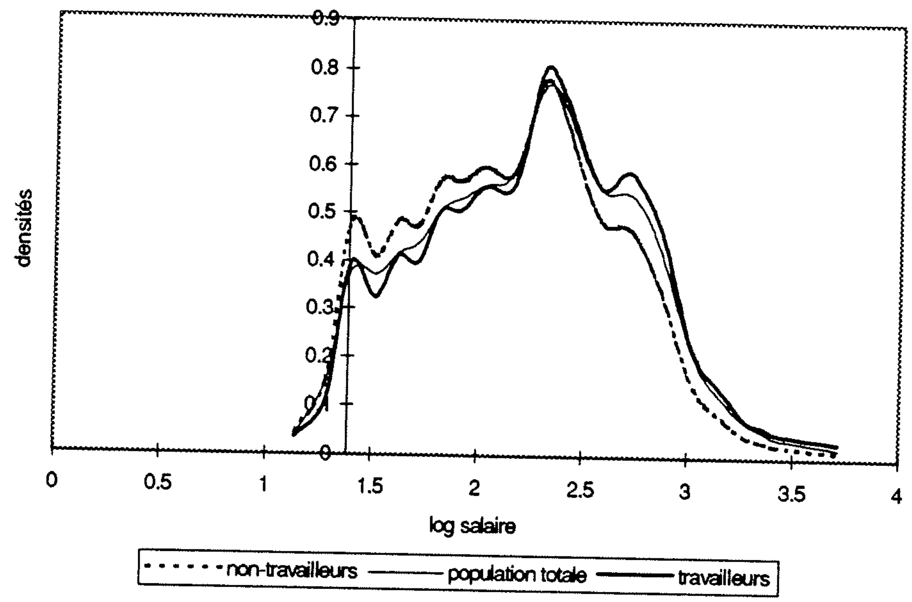


Figure 2.7: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Nouveau-Brunswick 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Nouveau-Brunswick 1981

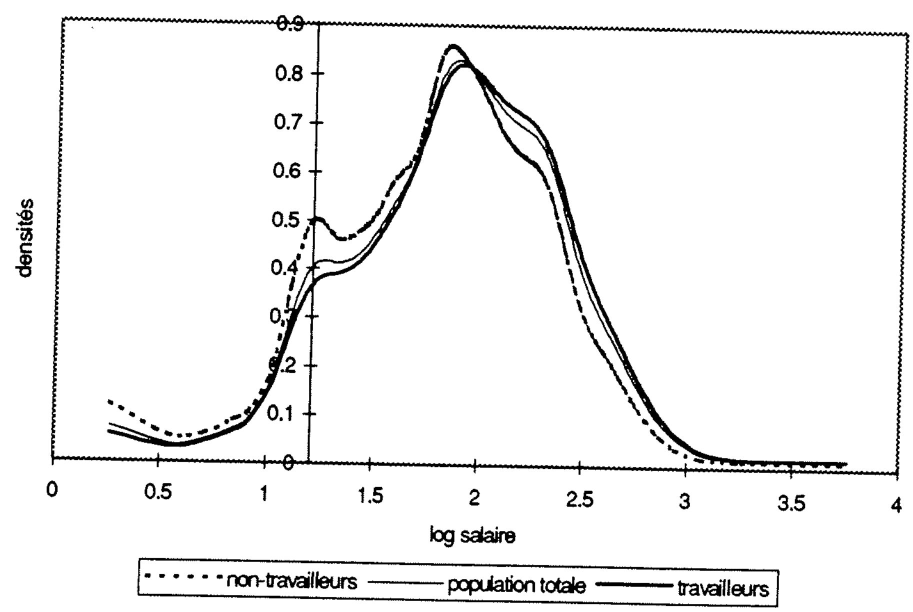
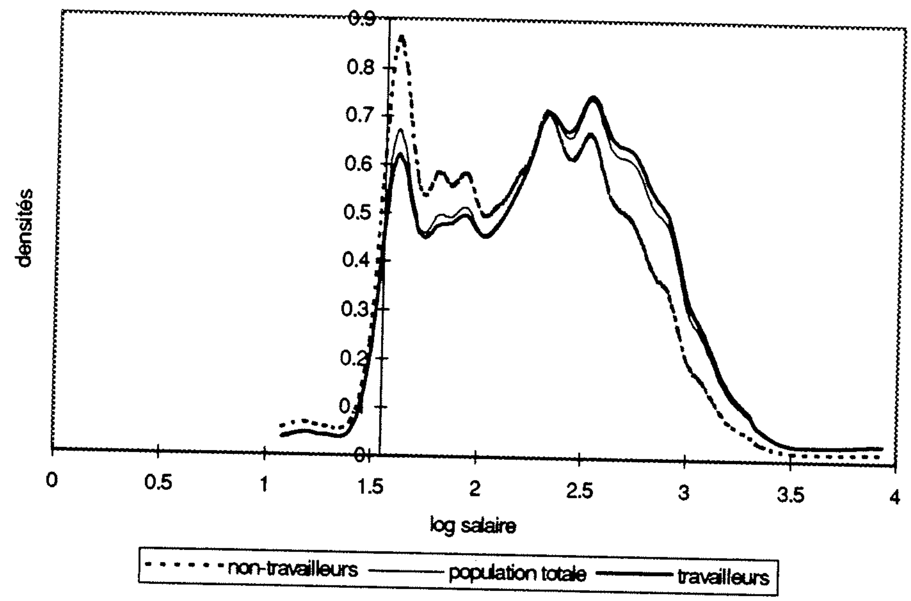


Figure 2.11: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Manitoba 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Manitoba 1981

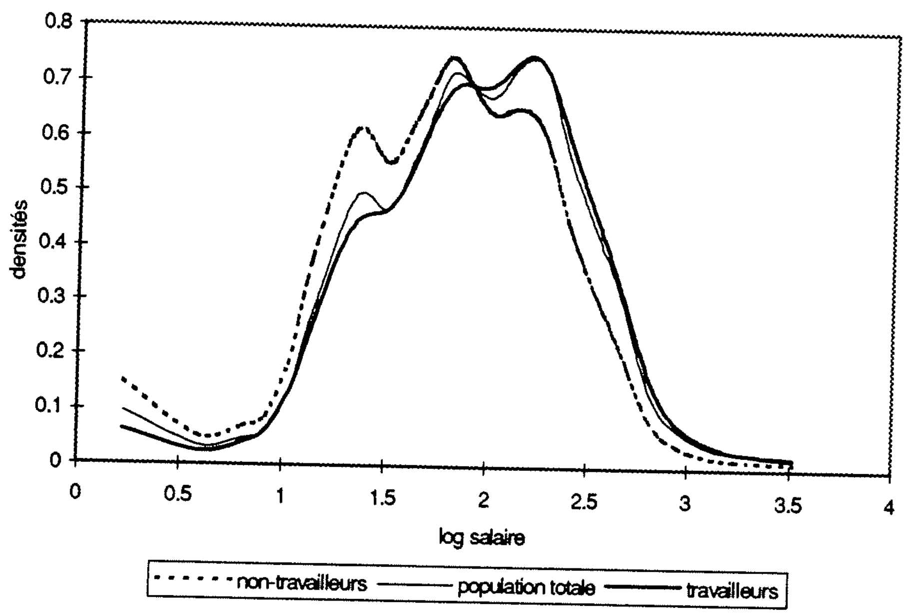
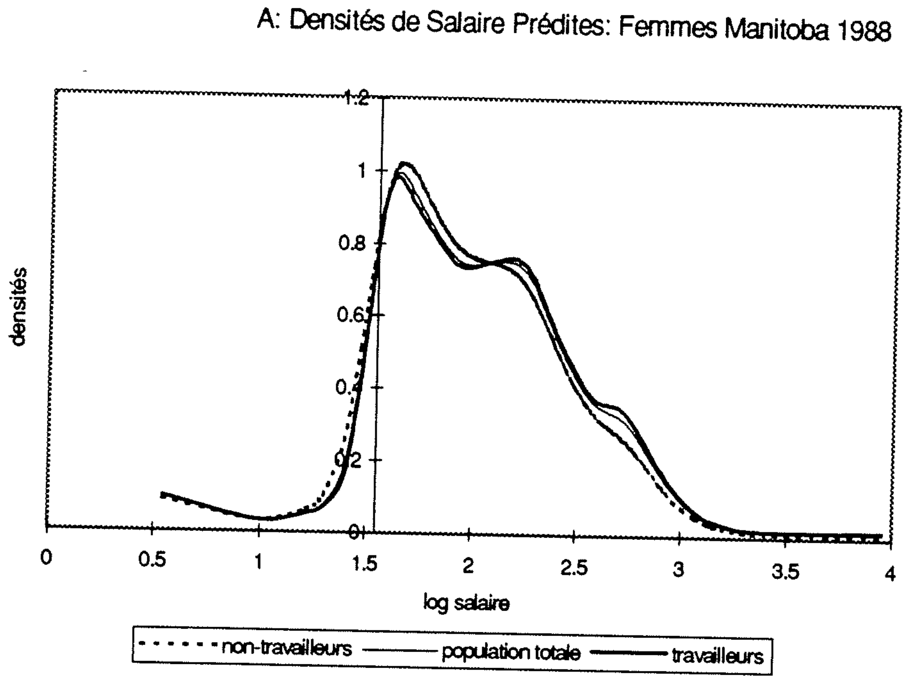


Figure 2.12: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.



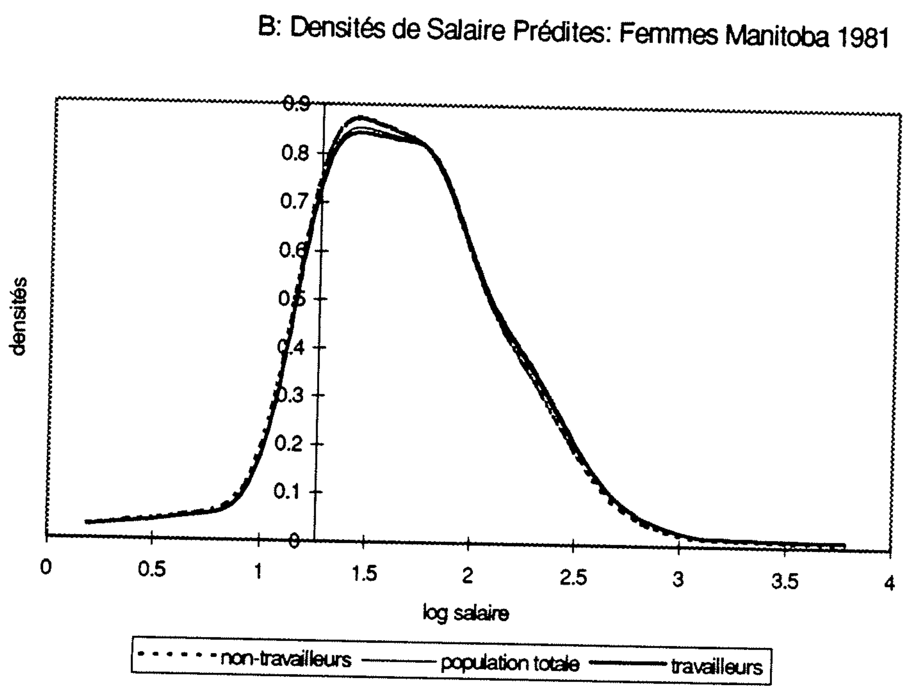
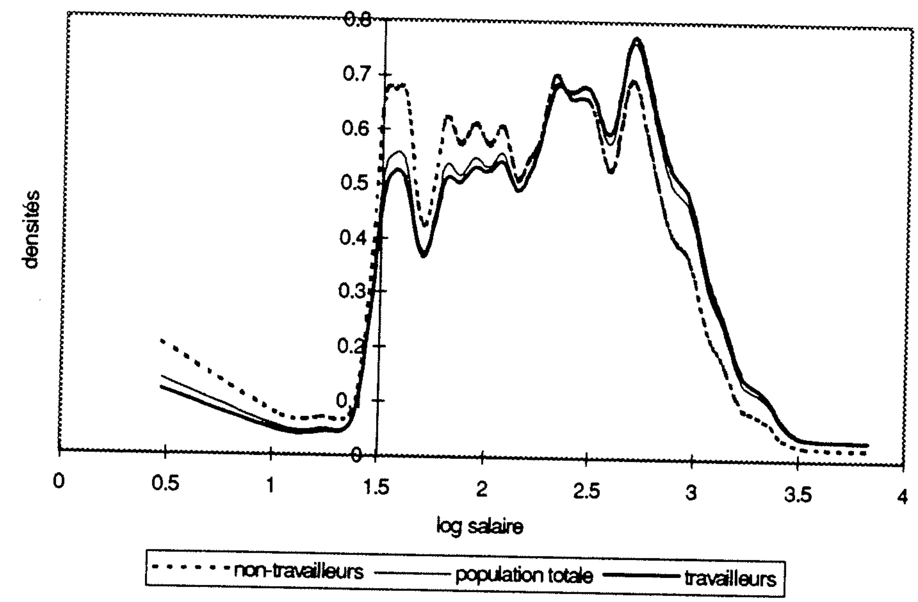


Figure 2.13: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Saskatchewan 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Saskatchewan 1981

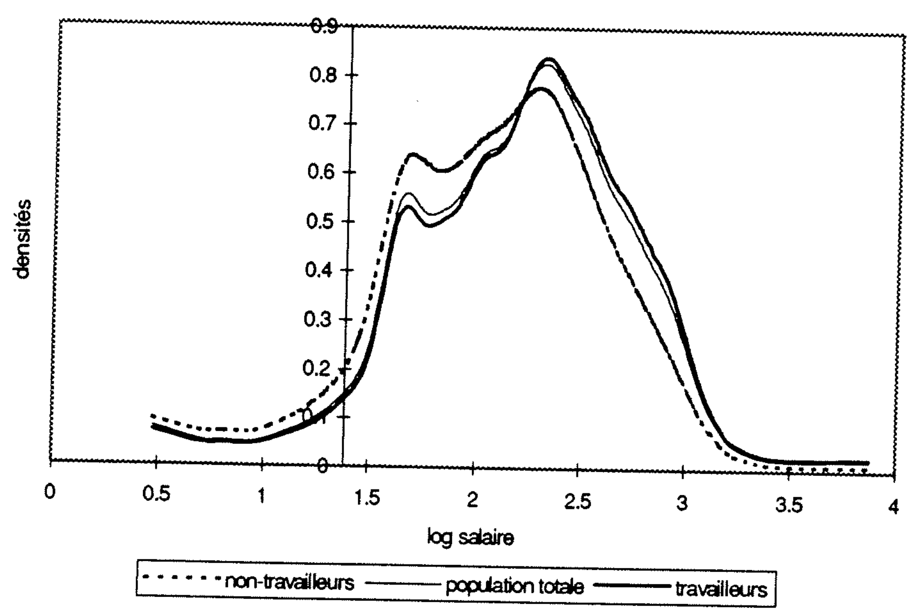
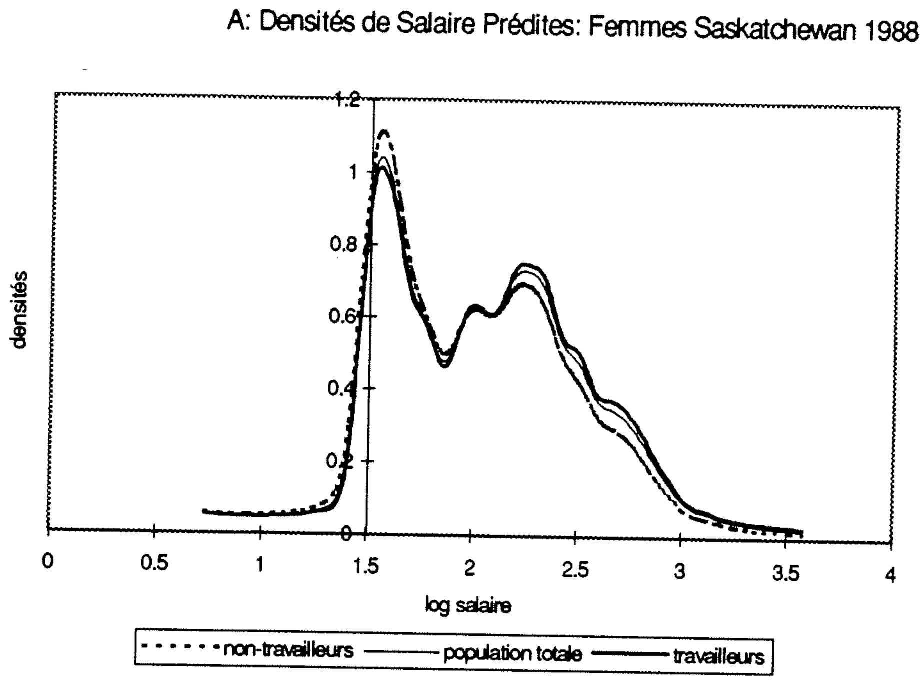


Figure 2.14: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.



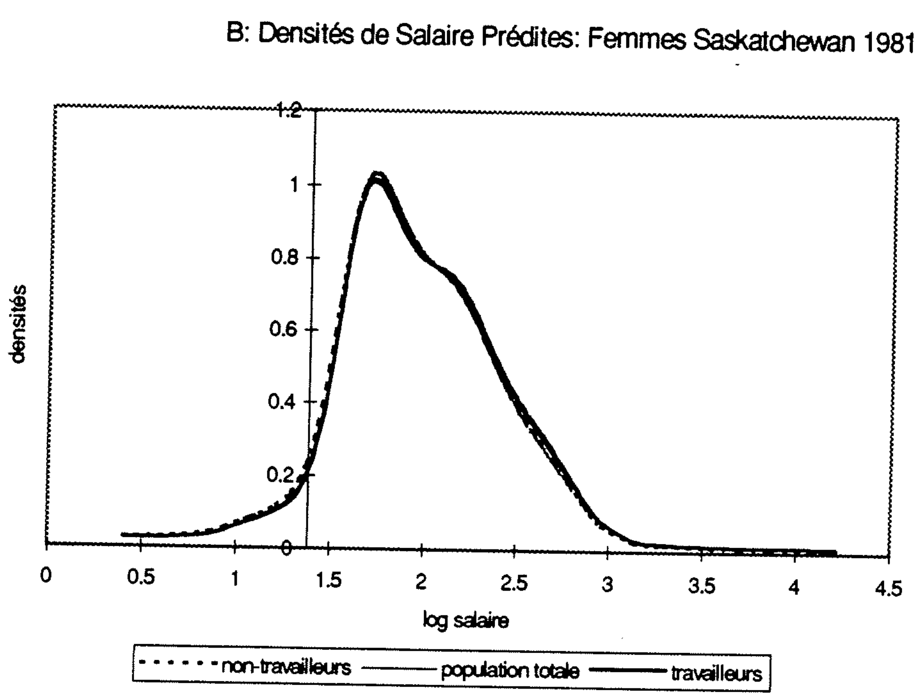
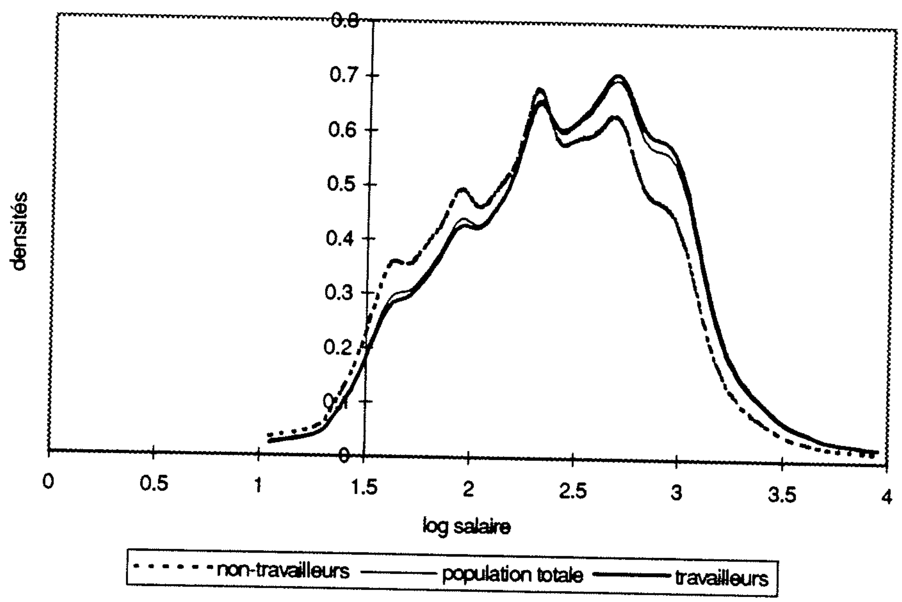


Figure 2.15: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Alberta 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Alberta 1981

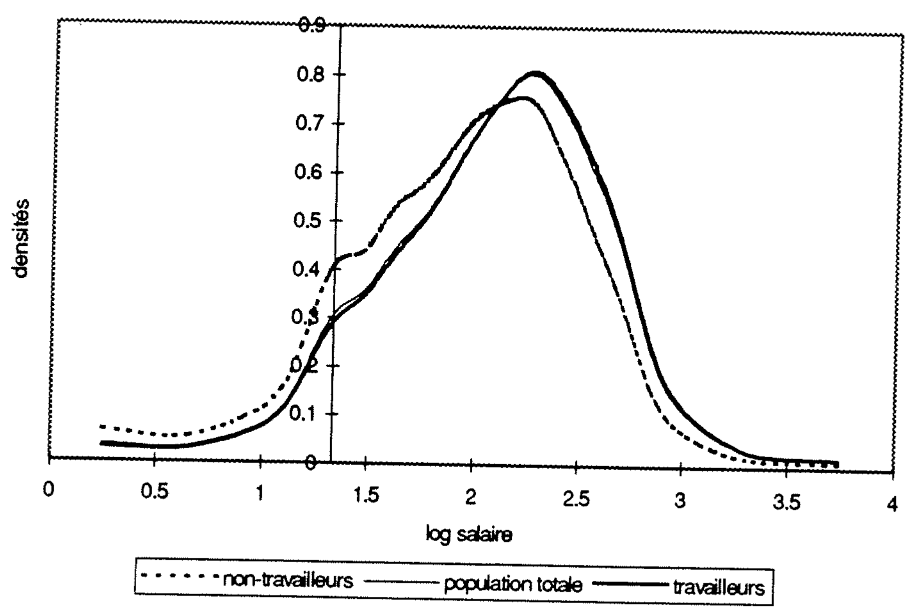
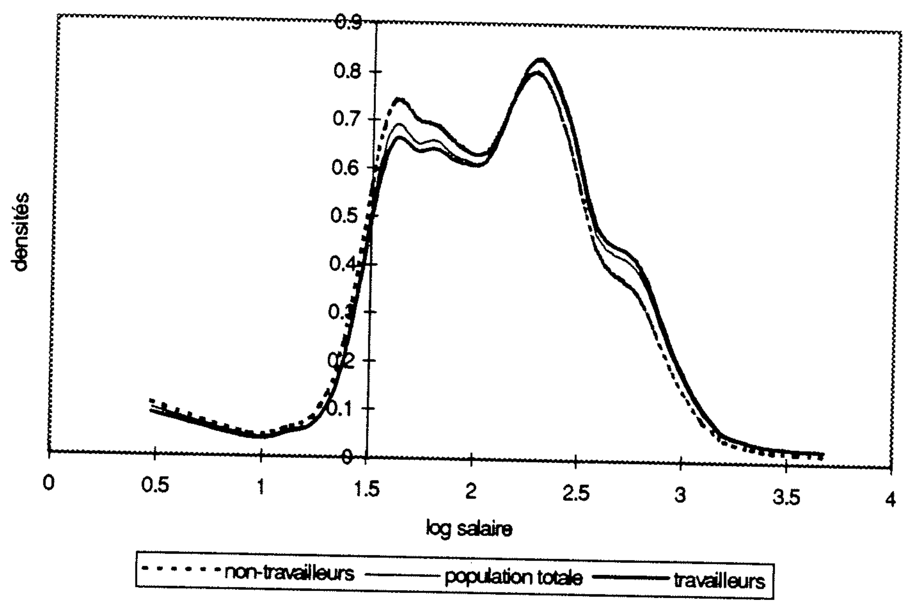


Figure 2.16: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Femmes Alberta 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Femmes Alberta 1981

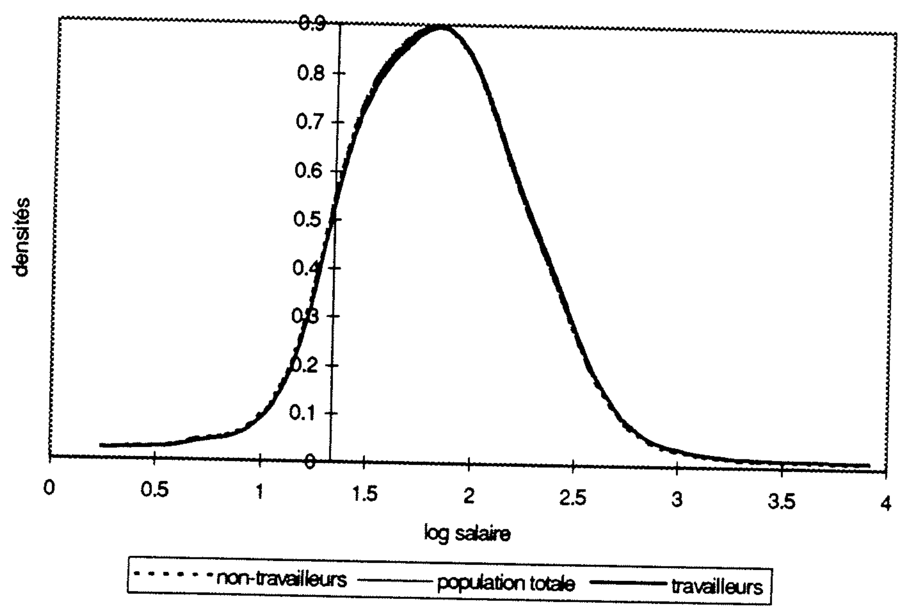
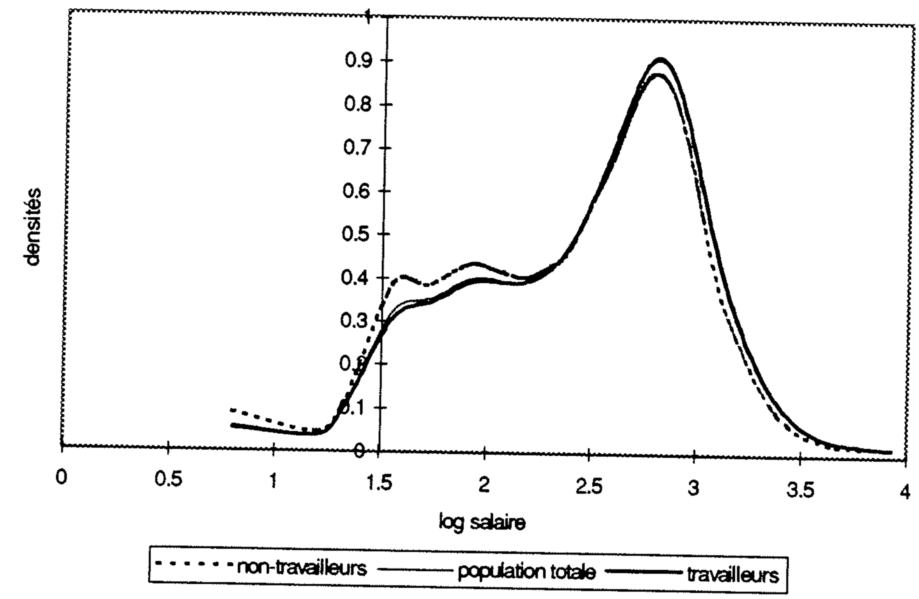


Figure 2.17: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Hommes Colombie-Britanique 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Hommes Colombie-Britanique 1981

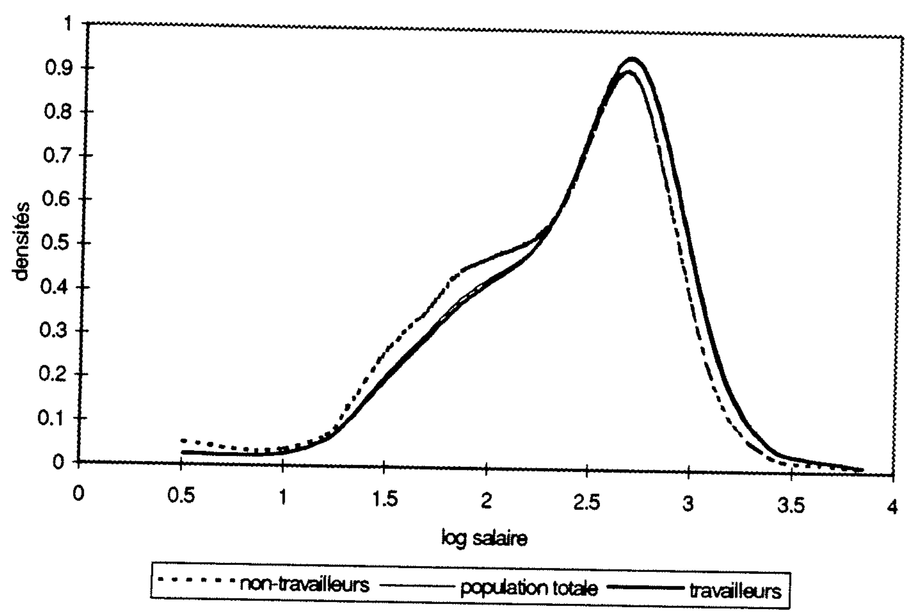
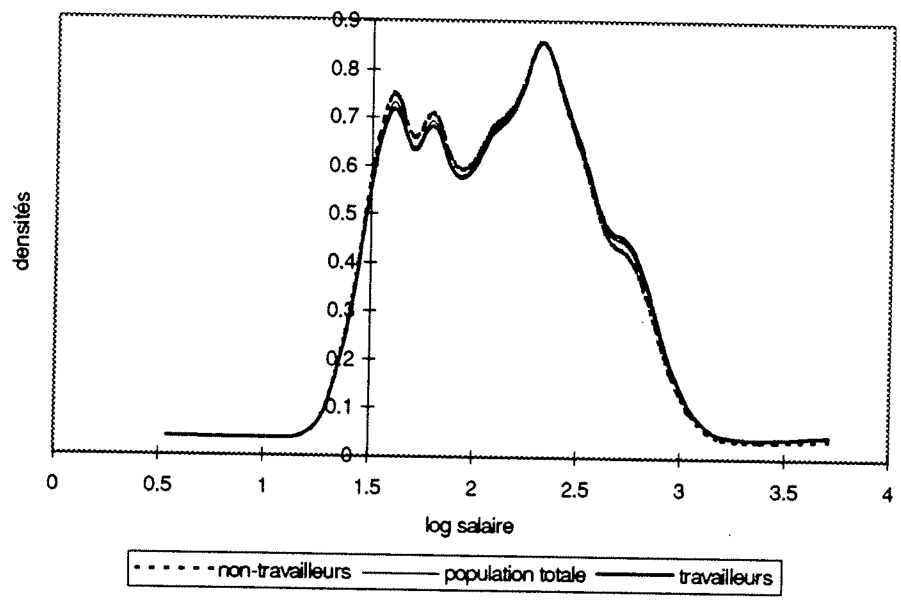
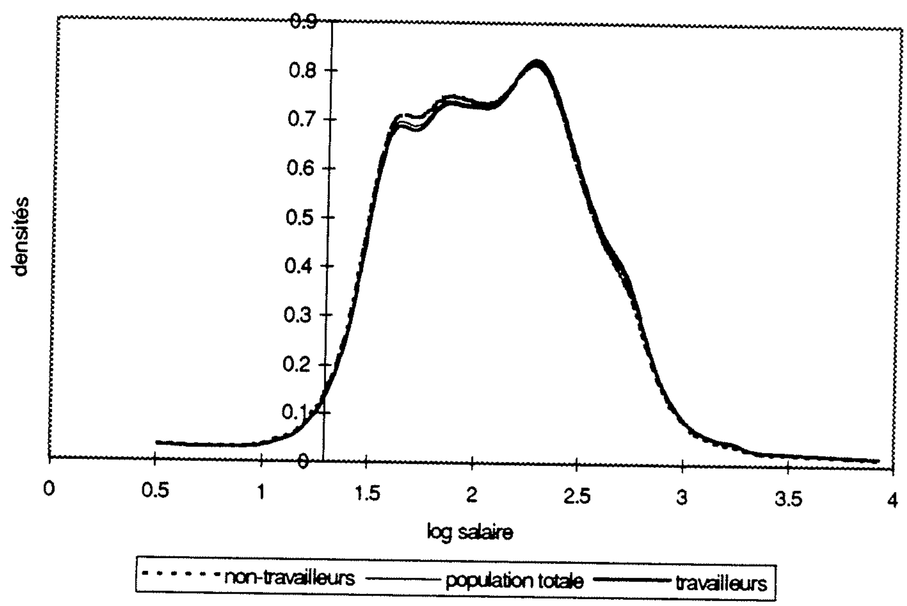


Figure 2.18: Densités de Salaire Prédites via le WARPing.

A: Densités de Salaire Prédites: Femmes Colombie-Britanique 1988



B: Densités de Salaire Prédites: Femmes Colombie-Britanique 1981



10.7 Annexe G: Probabilités d'emploi sous-minimum

TABLEAU 3.1: Probabilités d'appartenir à une catégorie de salaire sous-minimum (Hommes seulement: LMAS et SWH)

	1988 Pr(sous-minimum)	1981 Pr(sous-minimum)	1988-1981 Différence
Terre-Neuve			
Travailleurs	0.086	0.116	-0.030
Population Totale	0.095	0.128	-0.033
Non-Travailleurs	0.113	0.150	-0.037
Nouvelle-Écosse			
Travailleurs	0.115	0.109	0.006
Population Totale	0.126	0.120	0.006
Non-Travailleurs	0.164	0.152	0.012
Nouveau-Brunswick			
Travailleurs	0.111	0.103	0.008
Population Totale	0.121	0.114	0.007
Travailleurs	0.147	0.140	0.007
Québec			
Travailleurs	0.027	0.118	-0.091
Population Totale	0.029	0.138	-0.109
Non-Travailleurs	0.035	0.195	-0.160
Ontario			
Travailleurs	0.070	0.109	-0.039
Population Totale	0.075	0.119	-0.044
Non-Travailleurs	0.098	0.171	-0.073

TABLEAU 3.1

(Suite)

	1988 Pr(sous-minimum)	1981 Pr(sous-minimum)	1988-1981 Différence
Manitoba			
Travailleurs	0.100	0.105	-0.005
Population Totale	0.107	0.116	-0.009
Non-Travailleurs	0.146	0.163	-0.017
Saskatchewan			
Travailleurs	0.070	0.149	-0.079
Population Totale	0.076	0.162	-0.086
Non-Travailleurs	0.097	0.211	-0.114
Alberta			
Travailleurs	0.116	0.082	0.034
Population Totale	0.124	0.088	0.036
Non-Travailleurs	0.164	0.125	0.039
Colombie-Britanique			
Travailleurs	0.061	0.064	-0.003
Population Totale	0.065	0.069	-0.004
Non-Travailleurs	0.078	0.090	-0.012

Note: Les probabilités sous-minimum sont obtenus de la somme des probabilités moyennes d'appartenir à chacune des classes de salaire $\hat{\pi}_j$, pour chacune des classes de salaire inférieur ou égale au salaire minimum.

TABLEAU 3.2: Probabilités d'appartenir à une catégorie de salaire sous-minimum (Femmes seulement: LMAS et SWH)

	1988 Pr(sous-minimum)	1981 Pr(sous-minimum)	1988-1981 Différence
Terre-Neuve			
Travailleurs	0.199	0.252	-0.053
Population Totale	0.218	0.284	-0.066
Non-Travailleurs	0.237	0.307	-0.070
Nouvelle-Écosse			
Travailleurs	0.100	0.195	-0.095
Population Totale	0.106	0.206	-0.100
Non-Travailleurs	0.225	0.221	0.004
Nouveau-Brunswick			
Travailleurs	0.164	0.208	-0.044
Population Totale	0.182	0.224	-0.042
Travailleurs	0.210	0.240	-0.030
Québec			
Travailleurs	0.160	0.285	-0.125
Population Totale	0.175	0.306	-0.131
Non-Travailleurs	0.198	0.327	-0.129
Ontario			
Travailleurs	0.098	0.187	-0.089
Population Totale	0.100	0.194	-0.094
Non-Travailleurs	0.105	0.206	-0.101

TABLEAU 3.2

(Suite)

	1988 Pr(sous-minimum)	1981 Pr(sous-minimum)	1988-1981 Différence
Manitoba			
Travailleurs	0.101	0.179	-0.078
Population Totale	0.106	0.182	-0.076
Non-Travailleurs	0.118	0.189	-0.071
Saskatchewan			
Travailleurs	0.182	0.214	-0.032
Population Totale	0.196	0.222	-0.026
Non-Travailleurs	0.225	0.233	-0.008
Alberta			
Travailleurs	0.096	0.101	-0.005
Population Totale	0.102	0.103	-0.001
Non-Travailleurs	0.116	0.105	-0.011
Colombie-Britanique			
Travailleurs	0.098	0.101	-0.003
Population Totale	0.099	0.103	-0.004
Non-Travailleurs	0.101	0.106	-0.005

Note: Les probabilités sous-minimum sont obtenus de la somme des probabilités moyennes d'appartenir à chacune des classes de salaire $\hat{\pi}_j$, pour chacune des classes de salaire inférieur ou égale au salaire minimum.

Annexe H: Procédure de Pondération

Nous voulons définir la probabilité d'appartenir à la catégorie de salaire c_j pour chaque individu dans la population (travailleurs et non-travailleurs). Notons cette probabilité par $\Pr(\omega_i \in c_j) = \Pr(Z_{ij}=1)$. Par définition

$$\begin{aligned} \Pr(Z_{ij} = 1) = \; & \Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 1) \times \Pr(e = 1) + \\ & \Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0) \times \Pr(e = 0) \end{aligned} \tag{1}$$

Nous voulons exprimer la probabilité conditionnelle d'appartenir à la catégorie de salaire c_j comme tant uneprobabilité non-conditionnelle de la décision de participation, de telle sorte que la probabilité ne dépendent pas d'une règle de sélection échantillonale basée sur le salaire.

$$\Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0) = \frac{\Pr(Z_{ij}=1) - [\Pr(Z_{ij}=1 \mid e=1) \times \Pr(e=1)]}{\Pr(e=0)} \tag{2}$$

en utilisant le théorème de Bayes et après quelques manipulations nous pouvons écrire

$$\Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 1) = \frac{\Pr(e=1 \mid Z_{ij}=1) \times \Pr(Z_{ij}=1)}{\Pr(e=1)} \tag{3}$$

$$\Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 1) \times \Pr(e = 1) = \Pr(e = 1 \mid Z_{ij} = 1) \times \Pr(Z_{ij} = 1) \tag{4}$$

en utilisant cette identité nous pouvons écrire

$$\begin{aligned}
\Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0) &= \tfrac{\Pr(Z_{ij}=1) - [\Pr(e=1|Z_{ij}=1) \times \Pr(Z_{ij}=1)]}{\Pr(e=0)} \\
&= \tfrac{\Pr(Z_{ij}=1) \times [1 - \Pr(e=1|Z_{ij}=1)]}{\Pr(e=0)} \\
&= \tfrac{\Pr(e=0|Z_{ij}=1) \times \Pr(Z_{ij}=1)}{\Pr(e=0)}
\end{aligned} \tag{5}$$

Étant donné que $\Pr(e = 0 \mid Z_{ij} = 1) = 1 - \Pr(e = 1 \mid Z_{ij} = 1)$. Notons que

$\Pr(e = 0) = \sum_{k=1}^{J} \Pr(e = 0 \mid Z_{ik} = 1) \times \Pr(Z_{ik} = 1)$

Ainsi nous pouvons considérer la probabilité conditionnelle suivante

$$\Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0) = \frac{\Pr(e = 0 \mid Z_{ij} = 1) \times \Pr(Z_{ij} = 1)}{\sum_{k=1}^{J} (\Pr(e = 0 \mid Z_{ik} = 1) \times \Pr(Z_{ik} = 1))} \tag{6}$$

Nous définissons

$\gamma_j \equiv \Pr(e = 1 \mid_{ij} = 1)$
$1 - \gamma_j \equiv \Pr(e = 0 \mid Z_{ij} = 1)$

En utilisant le cadre du probit ordonné que nous avons définit à la section (5.1) nous pouvons estimer $\Pr(Z_{ij} = 1)$ et γ_j.

$\Pr(\omega_i \in c_j) = \Phi(\lambda_j - X_i\beta) - \Phi(\lambda_{j-1} - X_i\beta)$

$\gamma_j = \frac{N_j^w}{N_j^{pop}}$

où

$N_j^w = \sum_{i \in \mathcal{W}} I(\omega_i \in c_j)$

$N_j^{pop} = N_j^w + \sum_{i \in \mathcal{NW}} \Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0)$

où λ_j est le j^{ieme} seuil estimé du probit ordonné, $\mathcal{W}$ est l'ensemble des travailleurs, $\mathcal{POP}$ représente la population totale, I$(\cdot)$ est une fonction indicatrise et N_j^{pop} est la somme des probabilités conditionnelles que les travailleurs et les non-travailleurs appartiennent à la classe de salaire c_j. Le coefficient γ_j peut s'interpréter comme un facteur de pondération qui met plus de poids sur la probabilité qu'un non-participant appartienne à une classe plus basse dans la distribution des salaires. Finalement, on obtient une probabilité que les non-travailleurs des échantillons appartiennent à la catégorie de salaire c_j. Notons que cette probabilité ne dépend pas explicitement d'une règle de sélection échantillonale

$$\Pr(e = 0 \mid Z_{ij} = 1) = 1 - \gamma_j \tag{7}$$

Le facteur de pondération que nous avons défini par W$_{ij}$ nous est donc donné par

$$\Pr(Z_{ij} = 1 \mid e = 0) = \frac{(1 - \gamma_j) \times \Pr(Z_{ij} = 1)}{\sum_{k=1}^{J} [(1 - \gamma_k) \times \Pr(Z_{ik} = 1)]} \tag{8}$$