

Université de Montréal

**L'expérience effective vs l'expérience potentielle  
dans l'estimation de l'équation de salaire des femmes**

présenté

par

Guylaine Jacques

CENTRE DE DOCUMENTATION

14 NOV. 1994

SCIENCES ÉCONOMIQUES U de M.

Rapport de recherche présenté au département de  
sciences économiques en vue de l'obtention du grade  
de maître ès sciences (M.Sc.) en sciences économiques

Février 1994

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier Mme Nicole Fortin pour ses conseils judicieux, ses encouragements et son support ainsi que sa grande disponibilité tout au long de ce travail. Je tiens de plus à remercier ma famille et mes amis pour leur patience et leur support.

UNIVERSITY OF MONTREAL

14 NOV. 1994

SCIENCE ECONOMIQUES U de M

## SOMMAIRE

Le présent travail consiste à démontrer que l'emploi de l'expérience potentielle plutôt que l'expérience effective dans l'estimation de l'équation de salaire des femmes entraîne des résultats biaisés et par conséquent, empêche de traiter de façon éclairée l'écart salarial persistant entre les hommes et les femmes. L'emploi d'une banque de données sur la mobilité professionnelle canadienne (CARMAC 1973) contenant de l'information sur l'expérience effective ainsi que sur les composantes de l'expérience potentielle (âge et nombre d'années d'éducation) nous permet d'estimer l'équation de salaire des hommes et des femmes à partir de chacune de ces mesures d'expérience et d'en comparer les résultats. Ainsi, on constate que l'utilisation de l'expérience potentielle provoque une surestimation de l'expérience effective des femmes et mène inévitablement à une sous-estimation de son rendement. Une tentative de correction de cette mesure d'expérience potentielle permet de corriger ce problème. Par l'introduction de variables affectant directement l'expérience de travail des femmes (soit, l'âge du plus jeune enfant et le statut marital), il est possible d'obtenir une mesure approximative de l'expérience plus détaillée et par conséquent, plus représentative de la situation de travail des femmes. Ce qui permet, lors de la réestimation de l'équation de salaire par la méthode des moindres carrés à deux étapes, de générer des résultats nettement plus près de ceux obtenus à partir de l'expérience effective des femmes.

## TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION

1.0 RECENSION DE LA LITTÉRATURE

1.1 Contributions théoriques

1.2 Contributions empiriques

1.3 Critiques des contributions théoriques de Mincer et Polachek et de Mincer et Ofek

1.4 Résultats comparatifs entre l'expérience effective et l'expérience potentielle

2.0 DONNÉES

3.0 PRÉSENTATION DU MODELE ET DES HYPOTHESES

4.0 RÉSULTATS EMPIRIQUES ET ANALYSE

CONCLUSION

ANNEXES

BIBLIOGRAPHIE

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 -	Statistiques descriptives (variables continues) (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	28
Tableau 2 -	Statistiques descriptives (variables dichotomiques) (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	29
Tableau 3 -	Estimation par MCO du log du revenu d'emploi - modèle basé sur l'expérience effective (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	30
Tableau 4 -	Estimation par MCO du log du revenu d'emploi - modèle basé sur l'expérience potentielle (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	30
Tableau 5 -	Estimations par MCO du log du revenu d'emploi - 3 modèles basés sur l'expérience effective (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	32
Tableau 6 -	Estimations par MCO du log du revenu d'emploi - 3 modèles basés sur l'expérience potentielle (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	33
Tableau 7 -	Estimations par MCO de l'expérience effective - 4 modèles (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	36
Tableau 7a -	Estimations par MCO de l'expérience effective - 2 modèles incluant les interruptions (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	37
Tableau 8 -	Estimations par 2SLS du log du revenu d'emploi - 2 modèles basés sur l'expérience prédite (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail).....	40

## INTRODUCTION

Encore de nos jours, nous pouvons observer un écart entre le salaire des hommes et celui des femmes. Certains prétendent que ceci est le reflet d'une situation de discrimination envers les femmes alors que d'autres y voient plutôt le résultat d'une incapacité d'estimer de façon adéquate l'équation de salaire des femmes. Comme ces derniers, nous croyons qu'il existe des problèmes d'ordre technique (mauvaises spécifications, données d'enquête insuffisantes ou erronées, problèmes économétriques, etc) qui n'ont pu être entièrement résolus à ce jour et qui par conséquent, empêchent d'expliquer de façon éclairée ce phénomène. Nous pensons donc qu'il y a encore place au perfectionnement et à l'amélioration avant de pouvoir conclure définitivement.

Depuis les années 60, bon nombre d'efforts ont été faits pour déterminer la structure salariale des individus et plus particulièrement pour tenter d'expliquer l'écart de salaire observé entre les hommes et les femmes. L'usage du modèle de capital humain a semblé être tout désigné pour effectuer de telles recherches. Cependant, d'un point de vue empirique, l'estimation de ce modèle n'a souvent pu se faire qu'à l'aide de données imparfaites. Or, l'absence de certaines variables nécessaires à l'estimation d'un tel modèle (notamment, l'expérience effective de travail) a nécessité l'émergence de variables de remplacement (plus particulièrement, l'expérience potentielle). C'est ainsi que plusieurs ont vu en l'expérience potentielle (définie comme étant âge - nombre d'années d'éducation - 6) une bonne approximation de l'expérience effective.

L'objectif de notre analyse repose essentiellement sur le fait que cette mesure approximative ne peut être adéquate pour comparer l'effet de l'expérience sur le salaire des hommes à celui des femmes puisqu'elle ne tient pas compte du fait que l'offre de travail des femmes n'est pas identique à celle des hommes. Ainsi, en négligeant de considérer les différentes réalités auxquelles sont confrontés les hommes et les femmes (en l'occurrence les interruptions de carrière), l'emploi d'une telle mesure aura pour effet

de biaiser les résultats. Chez les femmes ceci se traduit par une surestimation de leur expérience effective et mène directement à une sous-estimation de son rendement.

Essentiellement, le présent travail tente de répondre à deux questions d'ordre empirique. D'une part, nous tentons de déterminer en quoi l'expérience de travail affecte le salaire des femmes de façon différente de celui des hommes; et d'autre part, nous étudions les conséquences d'utiliser une approximation de l'expérience dans le modèle de capital humain lorsque l'on compare le salaire des femmes à celui des hommes.

Dans un premier temps nous effectuons un survol théorique et empirique de la littérature sur la théorie du capital humain. Ensuite, nous enchaînons par la présentation des données et du modèle utilisés ainsi que des hypothèses émises. Enfin, nous terminons par l'analyse des résultats empiriques obtenus de nos propres estimations.

## **1.0 RECENSION DE LA LITTÉRATURE**

## 1.1 Contributions théoriques

Le modèle ayant été le plus utilisé au cours des vingt dernières années pour expliquer la structure de salaire des femmes ainsi que le différentiel salarial existant entre hommes et femmes est sans nul doute le modèle de capital humain.

Dérivé de la théorie néo-classique, ce modèle suggère que le salaire est le reflet de la productivité marginale d'un individu et dépend de son niveau d'éducation et d'expérience de travail ainsi que de certaines caractéristiques socio-démographiques.

Dans un premier temps, cette théorie reliant les patterns d'offre de travail aux salaires a été reprise par Mincer et Polachek en 1974. Essentiellement, ils établirent les bases théoriques de l'effet des interruptions de travail sur les salaires, en suggérant que les différences de productivité et de salaire observées entre hommes et femmes résultent de discontinuités dans l'offre de travail des femmes (voir graphique 1, annexe A-2). Puisque celles-ci ont très souvent la charge des responsabilités familiales (enfants, tâches ménagères, etc) au sein du ménage, leur attaché au marché du travail s'en trouve réduite et par conséquent, leur participation présente des discontinuités. Selon les auteurs, ce sont ces périodes d'interruption de travail qui influent le plus fortement sur le salaire. D'une part, elles entraînent une dépréciation du capital humain et d'autre part, elles provoquent un report de l'investissement en capital humain au moment d'un retour permanent sur le marché du travail. Or, puisque le bénéfice marginal d'un investissement augmente avec la longueur de la période de remboursements (ici, la durée de vie de travail) et diminue avec les interruptions de travail, tout individu travaillant de façon continue aura intérêt à concentrer cet investissement en début de carrière afin de récolter le plus de bénéfices possibles car la valeur de cet investissement tend à diminuer avec le temps.

La théorie du capital humain telle que proposée par Mincer et Polachek prévoit donc que les interruptions de travail poussent les femmes à choisir des emplois où les

pénalités d'entrée et de sortie sont faibles, où leurs aptitudes se détériorent peu, et où les rendements sont rapides (c'est-à-dire où les salaires augmentent rapidement... mais plafonnent tout aussi rapidement !). Essentiellement, cette version de la théorie prédit chez les femmes un faible volume de travail, des séquences de participation entrecoupées de périodes de non participation, et une participation à temps partiel au marché du travail.

A partir d'un échantillon de femmes âgées entre 30 et 44 ans provenant du "National Longitudinal Survey of Work Experience" (NLS) de 1967, Mincer et Polachek ont tenté de vérifier empiriquement les hypothèses voulant que les femmes possèdent moins d'expérience et d'ancienneté que les hommes, que les interruptions de travail chez les femmes mènent à une dépréciation de leur capital humain et que la perspective de retrait décourage leur investissement en capital humain spécifique au début de leur carrière.

Une estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) de l'équation de salaire des femmes sur une série de segments alternant entre participation et non participation suggère que les coefficients d'expérience diffèrent selon le statut marital de la femme (mariée avec ou sans enfant ou célibataire). Mincer et Polachek constatent que, de façon générale, les coefficients augmentent entre les périodes pré-interruption et post-interruption, soutenant ainsi les hypothèses voulant que les femmes ayant une plus grande attache au marché du travail (célibataires) investissent plus que les autres et que l'investissement des autres femmes (mariées avec ou sans enfants) est plus élevé au moment du retour que lors du départ.

Les résultats démontrent, par ailleurs, que l'effet d'une interruption suite à un mariage ou une naissance résulte en une dépréciation moyenne de l'ordre de 1,5% par année, que celle-ci a un effet plus élevé chez les femmes très éduquées (-2,3%) que chez celles qui le sont moins (-1,3% et -0,2%), et que ce même phénomène semble s'appliquer aux femmes ayant plus d'expérience. Ce qui permet à Mincer et Polachek d'affirmer que

la dépréciation affecte plus la composante spécifique de l'expérience que la composante générale.

Dans un deuxième temps, Mincer et Ofek (1982) présentent une version modifiée du modèle de capital humain et plus particulièrement, de celui de Mincer et Polachek en introduisant le concept de restauration du capital humain et l'effet de rebondissement du salaire. Cet ajout au modèle leur permet de distinguer les effets de court terme et de long terme des interruptions de travail sur les salaires.

En supposant que la reconstruction du capital humain est moins coûteuse que sa construction initiale, ils démontrent que toute période de non participation au marché du travail entraîne une baisse significative du salaire mais que celle-ci est immédiatement suivie d'une forte croissance lors du retour (voir graphique 2, annexe A-2). Ainsi, les conséquences de long terme d'une interruption sont inférieures à celles de court terme puisque ces dernières ne reflètent que la perte en capital humain spécifique alors que les conséquences de long terme représentent une combinaison de dépréciation (effet négatif) et de restauration du capital humain (effet positif). La décision d'investissement de tout individu dépendra donc de la taille relative de ces effets de dépréciation et de restauration ainsi que de la probabilité de retour sur le marché du travail.

A l'aide d'un échantillon de femmes mariées provenant du NLS (1966-74), ils estiment leur modèle. Les résultats obtenus leur permettent de constater que lors du retour sur le marché du travail, le salaire croît à un rythme beaucoup plus rapide (entre 5,8% et 6,4%) que s'il n'y avait eu aucune interruption, et que les effets de long terme (entre 1,5% et 1,8%) sont effectivement inférieurs à ceux de court terme (entre 3,3% et 7,6%). Ce qui d'une part, corrobore leurs hypothèses initiales et d'autre part, soutient l'hypothèse de Mincer et Polachek (1974) voulant que les individus qui interrompent leur carrière ont avantage à investir en formation spécifique seulement au moment de leur retour sur le marché du travail.

Essentiellement, ces deux contributions théoriques ont eu pour but d'introduire la notion d'interruption de travail dans le modèle de capital humain et d'en expliquer ses causes et conséquences. Ce qui permet dès lors une meilleure représentation et compréhension de l'offre de travail des femmes puisque celles-ci sont particulièrement touchées par ces interruptions de travail.

## 1.2 Contributions empiriques

La majorité des études empiriques faites à partir du modèle de capital humain au cours des vingt dernières années a eu pour objectif d'établir de façon plus exacte la structure de salaire des femmes et d'expliquer la persistance de l'écart salarial entre les hommes et les femmes ayant de mêmes caractéristiques.

Jugeant qu'il est inapproprié d'affirmer d'emblée que le différentiel salarial est le fruit de discrimination, plusieurs auteurs ont tenté de modifier le modèle de capital humain de façon à ce qu'il reflète plus justement les différentes réalités auxquelles sont confrontées les femmes et les hommes. Par conséquent, ils ont cherché à améliorer le processus de traitement, soit par l'emploi de nouvelles sources de données plus complètes, soit par l'introduction de nouvelles variables de contrôle ou encore, par l'emploi de meilleures méthodes d'estimation.

Bien que de nombreux articles aient été publiés sur le sujet, nous ne nous attardons qu'à ceux qui traitent, de façon plus ou moins directe, de l'expérience et/ou des interruptions de travail.

En 1973, Malkiel et Malkiel ont entrepris l'estimation d'équations de salaire pour les hommes et les femmes en se concentrant sur un échantillon assez homogène provenant de données sur des gens employés par une firme oeuvrant dans le domaine scientifique. Les résultats qu'ils obtiennent coïncident avec les prévisions de la théorie quant à l'effet de l'expérience effective et de l'éducation sur la structure salariale. Ils constatent que

les hommes et les femmes obtiennent des rendements à l'expérience similaires (respectivement, 5,4% et 5,9%) et des rendements à l'éducation quelque peu différents (6,6% chez les femmes comparativement à 8,1% chez les hommes).

L'expansion du modèle par l'introduction d'une variable de productivité leur permet d'améliorer le pouvoir explicatif du modèle tout en permettant l'explication d'une partie du différentiel salarial. La part restante provenant, selon leur analyse, du fait que les femmes possèdent moins de caractéristiques désirées par l'employeur (expérience pertinente, nombre de publications, possession d'un doctorat) et qu'en plus, elles présentent un taux d'absentéisme plus élevé que celui des hommes.

Enfin, l'inclusion d'une variable pour tenir compte du niveau de l'emploi occupé permet de démontrer que les femmes sont, en général, reléguées à des emplois de niveaux inférieurs.

Oaxaca (1973) est parvenu à des conclusions semblables à celles des Malkiel mais en effectuant ses estimations à partir du "Survey of Economic Opportunity" de 1967. Il observe une similitude dans le rendement à l'expérience bien que ses résultats affichent un léger avantage chez les hommes (2,22% comparativement à 1,82% chez les femmes). De plus, comme eux, il attribue l'écart salarial à une forte concentration de femmes dans des emplois peu rémunérateurs.

Polachek (1975), pour sa part, a repris essentiellement le cadre d'analyse et les résultats présentés dans l'étude de Mincer et Polachek (1974), en mettant toutefois l'accent sur le fait que ce sont les caractéristiques familiales qui expliquent le mieux les variations observées dans la participation au marché du travail des femmes. Il démontre que la présence d'un enfant additionnel peut réduire de 7% l'écart salarial et que la présence d'enfants très rapprochés en âge (ex. jumeaux) a un effet positif (1,2%) sur le salaire de la femme. En outre, il note que l'effet des enfants est positif chez le père alors qu'il est négatif chez la mère. Enfin, il suggère qu'une discontinuité dans l'offre de

travail des femmes a des effets directs (dépréciation du capital humain) et indirects (perte de revenu potentiel) sur leur salaire, et que ces effets représentent une baisse salariale de l'ordre de 6,4% chez les femmes dont le niveau d'éducation dépasse le secondaire.

En tentant de corriger l'effet de cohorte souvent présent dans les études, Jusenius (1976) constate que l'expérience de travail n'est une source d'accumulation de capital humain que dans certains types d'emplois. Elle affirme qu'il est nécessaire de considérer la ségrégation dans les occupations lors de l'analyse puisque ce phénomène constitue un facteur tout aussi important dans la détermination du salaire des femmes que l'expérience de travail.

Ainsi, ses résultats obtenus de l'analyse de la cohorte de femmes plus âgées du NLS (1972) démontrent que les femmes employées dans trois catégories différentes d'emplois (emplois à exigences faibles, moyennes et élevées) affichent des rendements à l'expérience récente plus élevés (respectivement, 0,1%, 0,2% et 0,2% par semaine additionnelle de travail) que les rendements à l'expérience antérieure (-0,3%, 0,9% et 1% par année additionnelle de travail). De plus, les emplois où les exigences sont moindres procurent aux femmes qui les occupent un salaire inférieur de 19,6%. Finalement, elle note que seules les femmes détenant un emploi à exigences faibles sont désavantagées (différence salariale pouvant atteindre 20%) par rapport aux hommes qui occupent des emplois similaires; suggérant ainsi que la rémunération dépend non seulement du stock de capital humain mais aussi du degré d'exigences de l'emploi.

Quant aux interruptions, elle est d'accord sur le fait qu'elles entraînent des réductions de salaire, mais elle juge inapproprié d'attribuer toute la faiblesse du salaire des femmes à cette seule cause.

Au niveau canadien, l'étude de Gunderson (1979) procure des résultats semblables à ceux des études précédentes. Comme Oaxaca, Gunderson observe un plus haut

rendement à l'expérience chez les hommes (4,28% comparativement à 2,78%). Par contre, il note une meilleure distribution de la force de travail au sein des différentes occupations. Or, en tentant de contrôler pour l'expérience, l'éducation et la distribution, il constate qu'un écart salarial de 40% subsiste et que seulement les 3/5 peuvent être attribués à des différences de productivité.

La contribution de Angle et Wissmann (1983) repose essentiellement sur la création d'une mesure d'expérience entièrement indépendante de l'âge. Ainsi, à partir du NLS de 1967 à 1969, ils parviennent à démontrer que l'emploi de cette mesure d'expérience (expérience interpolée) procure des rendements supérieurs chez les femmes et ce, peu importe la spécification et les variables de contrôle utilisées. Or, l'estimation d'un modèle incluant à la fois l'expérience interpolée, un terme interactif entre l'âge et le sexe ainsi que certaines variables de contrôle fréquemment utilisées, permet aux auteurs de démontrer que l'écart salarial est entièrement expliqué par l'interaction entre l'âge et le sexe; suggérant ainsi que les hommes reçoivent plus que les femmes non pas en raison de leur expérience mais plutôt en raison leur âge.

Cox (1984) démontre principalement que la croissance du salaire est non seulement influencée par les interruptions passées mais aussi par les interruptions futures (anticipées). Il constate que la croissance salariale est inférieure de 1,1 point de pourcentage si le retrait anticipé a effectivement lieu. De plus, comme Mincer et Polachek (1974), il considère que les interruptions provoquent une érosion du capital humain (4,1% par année) et que cette dépréciation croît avec le nombre d'années d'expérience acquis avant l'interruption; ce qui suggère qu'un plus grand nombre d'années d'expérience acquis avant une période d'interruption, accompagné d'une courte période de non participation mènent à une croissance du salaire plus élevée que si cette expérience est faible et/ou cette interruption est longue.

Even (1987), à partir d'estimations de type logit et beta-logit (contrôlant pour l'hétérogénéité non observée) faites sur un échantillon du "National Survey of Family

Growth" de 1973, estime la probabilité de retour au travail des femmes suite à une naissance. Ses résultats lui permettent de tirer les conclusions suivantes: la probabilité de quitter un emploi lors d'une naissance est élevée mais celle-ci diminue avec la durée de la période d'interruption (passant de 25% à 5% entre le premier et le sixième trimestre); l'expérience acquise avant une interruption a un effet positif sur la probabilité de retour au travail; le fait de travailler tard durant la grossesse a aussi un effet positif sur la probabilité de retour au travail (33% chez une femme ayant travaillé jusqu'au huitième mois de sa grossesse); et la présence d'enfants additionnels augmente la probabilité de retour au travail.

En cherchant à déterminer simultanément les salaires, les interruptions planifiées, la formation en entreprise et le niveau d'intensité de l'emploi, Gronau (1988) parvient à conclure que ce sont ces deux derniers éléments qui sont les déterminants principaux de l'écart salarial puisque les responsabilités familiales entraînent des interruptions de travail chez les femmes et que celles-ci réduisent l'investissement en formation au sein de l'entreprise ainsi que l'intensité consacrée au travail.

Par ailleurs, l'estimation par moindres carrés à deux étapes (2SLS) de l'équation de salaire démontre que de faibles salaires encouragent les interruptions tant chez les hommes que chez les femmes mais que ces interruptions ne semblent pas avoir d'effet direct sur les salaires.

Tout comme Jusenius (1976), Hill dans un article publié en 1990 traite la question de l'écart salarial à partir de la notion de cohorte. En comparant des femmes âgées entre 16 et 21 ans en 1968 et en 1979, elle constate que le phénomène d'interruption tend à changer avec le temps et que ceci s'est traduit par une diminution du différentiel salarial (passant de 38% en 1979 à 30% en 1987). De plus, elle démontre que les femmes provenant des plus jeunes cohortes ont une probabilité plus élevée de mettre fin à une période de non participation, et que ceci semble augmenter avec les niveaux

d'expérience et d'éducation. Conséquemment, les femmes de ces cohortes affichent une plus forte participation au marché du travail de même qu'une plus grande continuité.

Enfin, bien que ces effets aient diminué chez les plus jeunes cohortes, l'auteur démontre que la naissance d'un premier enfant ainsi que la présence d'enfants de moins de six ans tend à faire augmenter la probabilité d'interrompre une période de participation alors que la présence d'enfants de plus de six ans tend à prolonger cette période.

Korenman et Neumark (1991) mettent plutôt l'accent sur l'effet du mariage et de la maternité sur les salaires. L'utilisation de la méthode des variables instrumentales leur permet de tirer les conclusions suivantes: le statut marital et la présence d'enfants sont, bel et bien, des variables exogènes au modèle tandis que l'expérience et l'appartenance au sein d'une entreprise ("tenure") ne le sont pas. En outre, ils démontrent que la présence d'enfants a un effet direct sur les salaires plutôt qu'indirect, comme le suggèrent les études antérieures et que par conséquent, toute estimation faite à partir des MCO entraîne une sous-estimation de cet effet direct. Enfin, ils constatent que toute tentative de correction pour traiter de l'auto-sélection semble démontrer que ce problème n'est pas d'une grande envergure.

A partir d'un échantillon composé de femmes présentes sur le marché du travail et appartenant à l'association des diplômées ("alumni") d'une grande université américaine, Jung et Magrabi (1991) démontrent que l'expérience antérieure (surtout si elle est reliée à l'emploi présent) a un effet positif sur le salaire d'entrée. Ainsi les femmes ayant acquis une expérience pertinente à leur emploi actuel bénéficient d'un salaire plus élevé de 50% de celui des femmes ayant travaillé dans des emplois peu reliés. De plus, les femmes ayant changé d'emploi pour un emploi similaire ont, de façon générale, trois ans de plus d'expérience et quatre années de moins d'interruption que les femmes ayant changé d'emploi pour un emploi différent.

UNIVERSITÉ DE QUÉBEC  
1 A QUÉBEC, QUÉBEC  
SCIENTIFICS ECONOMIQUES

Enfin, Hersch (1991) en introduisant des variables de contrôle sur les responsabilités familiales, les conditions de travail et la formation en entreprise, parvient à démontrer que les responsabilités familiales ont un effet négatif sur le salaire des femmes via une réduction de l'investissement en capital humain mais aussi possiblement via une baisse de l'énergie disponible pour le travail. Par contre, contrairement aux études précédentes, elle démontre qu'en contrôlant pour les responsabilités familiales, l'effet du nombre d'enfants sur le salaire devient positif tant pour les femmes que pour les hommes, que l'expérience semble avoir un impact significativement positif seulement sur le salaire des hommes, et que l'introduction de variables sur les conditions de travail ne semble pas améliorer le modèle de façon telle que l'on puisse expliquer significativement l'écart salarial. Finalement, une tentative de correction pour l'auto-sélection ne procure aucun résultat concluant.

### **1.3 Critiques des contributions théoriques de Mincer et Polachek et de Mincer et Ofek**

Depuis la parution des articles de Mincer et Polachek (1974) et de Mincer et Ofek (1982), de nombreux auteurs ont repris l'analyse des effets de l'expérience et des interruptions de travail sur les salaires. Cependant, parmi ceux-ci, on en retrouve quelques-uns qui critiquent les méthodes employées et plus particulièrement, la validité des résultats obtenus en 1974 et 1982.

Sandell et Shapiro dans un article publié en 1978 critiquent principalement la validité de l'étude de Mincer et Polachek (1974). Essentiellement, ils imputent trois fautes à cette étude. D'une part, ils prétendent que certaines erreurs de codage dans les données utilisées n'ont pas été corrigées. D'autre part, ils affirment que certains coefficients (notamment ceux de l'expérience pré-interruption et post-interruption) ont été mal interprétés; selon eux, ces variables ne représentent pas les mêmes phénomènes puisque l'expérience pré-interruption reflète l'accumulation de capital humain général tandis que l'expérience post-interruption représente l'accumulation de capital humain spécifique.

Enfin, ils condamnent le fait que l'expérience et les interruptions de travail n'aient pas été traitées de façon endogène.

Ainsi, en corrigeant les lacunes soulevées, ils parviennent aux résultats que la dépréciation ne correspond réellement qu'au tiers du résultat obtenu par Mincer et Polachek, que l'effet d'une interruption de carrière est deux fois moins élevé que prétendu et qu'il n'existe aucune évidence empirique valable soutenant l'hypothèse voulant que les femmes reportent leur investissement en formation spécifique lors de leur retour sur le marché du travail. Enfin, ils affirment qu'une fois les corrections faites, l'écart salarial ne peut être réduit que de 20%, contrairement aux prétentions (50%) de Mincer et Polachek.

Suite à ces critiques, Mincer et Polachek (1978) ont repris leur étude de 1974 à partir des données corrigées. L'usage de ces nouvelles données jumelées à une estimation par moindres carrés à deux étapes (2SLS) ne semblent pas affecter outre mesure la validité des résultats de 1974. Par ailleurs, l'emploi de données de panel provenant du NLS de 1967-71 semble corroborer les résultats de 1974 à savoir que les interruptions entraînent, bel et bien, une érosion du capital humain et que les investissements sont plus faibles lors d'une plus courte période de participation au marché du travail. Par contre, l'usage de ce nouveau type de données démontre que le taux de dépréciation de 1,5% obtenu en 1974 était sous-estimé plutôt que surestimé, comme l'on prétendu Sandell et Shapiro.

Kahn (1980), pour sa part, conteste plutôt la validité de l'étude de Mincer et Polachek (1974) sur des bases économétriques. Il affirme que l'emploi de l'expérience comme variable explicative entraîne un biais de simultanéité. Par conséquent, l'usage des moindres carrés ordinaires génère des estimateurs biaisés. Puisqu'il existe un impact réciproque entre le salaire et l'expérience, Kahn recommande l'usage de moindres carrés à deux étapes (2SLS). La comparaison des résultats obtenus par MCO et par 2SLS démontre que le biais de simultanéité est positif chez les femmes (c'est-à-dire qu'une

augmentation de salaire provoque une augmentation de l'expérience via une hausse de l'offre) et négatif chez les hommes.

Quant à Corcoran (1979), son opposition se situe plutôt au niveau de l'ordre de grandeur des résultats obtenus par Mincer et Polachek (1974). L'estimation de l'équation de salaire des femmes faite à partir du "Panel Study of Income Dynamics" de 1976 lui permet d'affirmer que l'effet des interruptions sur le salaire des femmes est assez faible (entre 0,5% et 0,6% par année) et ce, peu importe le niveau d'éducation ou d'occupation. Conséquemment, l'étude d'un échantillon conçu à partir de femmes participant au marché du travail ne procure aucune évidence pour soutenir l'hypothèse voulant que le degré de pénalité (dépréciation) augmente avec le niveau de capital humain.

Ses résultats démontrent, par ailleurs, qu'une interruption faite avant l'entrée sur le marché du travail n'entraîne qu'une baisse de 0,9% par année de retard chez les femmes blanches alors que si elle est effectuée à tout autre moment, son effet sur leur salaire est négligeable. Par conséquent, ses résultats suggèrent que les femmes ne semblent pas gagner moins que les hommes suite à une interruption.

De plus, Corcoran, Duncan et Ponza (1983, 1984) remettent plutôt en question les conclusions de Mincer et Ofek (1982) quant aux causes de l'effet de rebondissement du salaire. En comparant des individus à profils de participation différents (participation continue et discontinue), les auteurs constatent que l'avantage salarial (32,3%) d'un individu participant de façon continue est grandement réduit lorsqu'on tient compte de la forte croissance du salaire lors du retour sur le marché du travail. En considérant l'effet net de la dépréciation, on constate que l'avantage n'est plus que de 6,1%, et qu'en divisant ce résultat en ses deux composantes (dépréciation et perte d'appréciation), on obtient un taux de dépréciation qui n'est plus que de 1,2% par année. Ce qui pousse les auteurs à affirmer que les interruptions ne peuvent expliquer qu'une faible partie du différentiel salarial. Leur explication de ce phénomène tient principalement au fait que la croissance rapide du salaire lors du retour peut être due à un facteur autre que la

reconstruction du capital humain notamment, à un problème d'asymétrie d'information où d'une part, les femmes ne connaissent pas parfaitement les possibilités d'emploi qui leur sont offertes et où d'autre part, les employeurs ignorent la productivité de leurs nouvelles employées.

Enfin, leurs résultats permettent de rejeter l'hypothèse selon laquelle les femmes ayant connu des interruptions de travail se retrouvent nécessairement dans des emplois typiquement "féminins" et qu'il n'existe aucune mobilité entre les emplois "masculins" et "féminins". Par contre, ils constatent que l'expérience acquise dans un emploi "masculin" entraîne une croissance salariale plus forte que dans un emploi "féminin" (respectivement, 2,6% et 1,9%).

Enfin, l'utilisation de données d'enquête allemandes permettant d'inclure une information plus directe sur l'acquisition de capital humain spécifique pousse Gerlach (1986) à rejeter les affirmations de Mincer et Polachek (1974) et de Mincer et Ofek (1982) et de conclure qu'il n'existe aucune évidence supportant l'hypothèse voulant que les femmes soient pénalisées pour des interruptions causées par le mariage, les enfants ou toute autre responsabilité familiale. Il prétend plutôt que l'écart salarial inexplicé est la résultante d'une asymétrie d'information.

#### **1.4 Résultats comparatifs entre l'expérience effective et l'expérience potentielle**

Au cours des années, quelques études ont soulevé le problème que pose l'usage de l'expérience potentielle comme approximation de l'expérience effective. Cependant, aucune d'entre elles n'a tenté de corriger cette mesure de façon à la rendre plus représentative de la situation de travail des femmes afin de permettre de meilleures comparaisons salariales entre hommes et femmes.

L'étude des Malkiel (1973) refaite à partir d'une mesure approximative de l'expérience génère des résultats assez différents de ceux obtenus à partir de l'expérience effective.

Les nouveaux résultats démontrent que l'usage de l'expérience potentielle entraîne une surestimation de l'expérience réelle des femmes et par conséquent, mène à une sous-estimation du rendement à l'expérience (baisse du coefficient de 5,9% à 3,7%).

Garvey et Reimers (1980) font, elles aussi, une distinction entre les résultats obtenus à l'aide de l'expérience réelle et de l'expérience potentielle. Elles appuient les conclusions des Malkiel (1973) quant à l'effet de l'usage de l'expérience potentielle sur le rendement à l'expérience des femmes. Les résultats de leurs estimations démontrent que la sous-estimation du rendement à l'expérience est très importante (7,9 points de pourcentage).

Or, dans le but de comparer le salaire de femmes blanches à celui de femmes noires, elles construisent, à l'aide d'un MCO et d'un Tobit, deux variables d'expérience qui reflètent de façon plus adéquate la situation de ces deux groupes de femmes (statut marital, nombre d'enfants, âge des enfants, etc). Les résultats obtenus à partir d'un échantillon de femmes de moins de 30 ans provenant du NLS de 1968-73 sont très concluants puisqu'ils démontrent que l'usage de ces deux variables procurent des résultats plus justes (des rendements de 11,3% par MCO et 12,6% par Tobit) que ceux obtenus à partir de l'expérience potentielle (4,7%).

Les résultats de Angle et Wissmann (1983) obtenus à partir du NLS de 1967 à 1969, quant à l'emploi de l'expérience potentielle, sont semblables à ceux obtenus dans les études antérieures. Ils constatent que le rendement à l'expérience des femmes est sous-estimé (0,47% contrairement à 3,49% lors de l'emploi de l'expérience réelle).

Enfin, en utilisant une banque de données créée à partir du "Current Population Census" de 1978 et du "Social Security Coverage" (1951-77), Moulton (1986) obtient des résultats similaires à ceux obtenus précédemment en ce qui concerne l'effet de l'expérience sur le salaire. Il constate que l'emploi de l'expérience potentielle provoque

une sous-estimation du rendement à l'expérience réelle des femmes de l'ordre de 2,2 points de pourcentage.

A la lumière de toutes ces études, il est clair que l'effet de l'expérience et des interruptions sur le salaire diffère chez les hommes et chez les femmes, et que la précision de la variable d'expérience peut influencer la détermination du salaire des femmes. C'est ce que nous tentons de démontrer dans les prochaines sections.

## **2.0 DONNÉES**

L'analyse du présent travail s'effectue à partir des données de l'enquête sur la mobilité professionnelle canadienne (CARMAC). Élaborée et traitée en 1973 par Statistique Canada et six chercheurs des universités de Carleton, Waterloo et McMaster à titre de complément de l'enquête mensuelle sur la main-d'oeuvre canadienne, cette enquête visait essentiellement à obtenir de l'information pancanadienne sur la mobilité inter-générationnelle et intra-générationnelle. De plus, contrairement aux études faites par le passé, cette enquête fut la première à questionner directement les femmes sur leurs caractéristiques socio-économiques; procurant ainsi de l'information plus fiable sur la situation socio-économique réelle des femmes et plus particulièrement, sur leur expérience effective de travail.

L'avantage principal que présente cette banque de données est de contenir à la fois de l'information précise sur l'expérience réelle (effective) de travail des hommes et des femmes et sur les variables qui composent l'expérience potentielle (en l'occurrence, l'âge et le nombre d'années d'éducation); ce qui permet d'évaluer l'effet de chacune de ces deux mesures d'expérience sur le revenu d'emploi. De plus, elle contient sensiblement la même information à caractère socio-démographique que l'on retrouve dans la majorité des enquêtes disponibles à l'heure actuelle.

La distribution d'un questionnaire d'une cinquantaine de questions portant sur des éléments aussi variés que l'emploi, les revenus, les occupations, l'éducation, le lieu de résidence, le statut marital, les enfants, etc... à plus de 57 000 individus a résulté en une banque de données d'environ 45 000 répondants dont 51% sont des femmes et 49% sont des hommes âgés de plus de 17 ans et n'étant pas étudiant à temps plein.

Les principales variables retenues pour les fins de notre étude sont les suivantes: le revenu d'emploi moyen, constitué principalement de toutes les sommes d'argent reçues à titre de rémunération de travail; l'expérience effective de travail, représentée par le nombre d'années travaillées depuis la fin des études; le nombre d'années d'éducation, correspondant au nombre total d'années passées dans une institution d'enseignement;

le nombre d'années d'interruption de travail, constitué de la différence entre l'année de retrait du marché du travail et l'année de retour; l'âge du répondant; le nombre total d'enfants présentement vivants; l'âge du plus jeune enfant; la province où réside actuellement le répondant; le groupe ethnique auquel s'associe le répondant; la langue d'usage courante; l'année à laquelle s'est marié le répondant pour la première fois; le nombre d'années de résidence en sol canadien depuis l'immigration; et finalement, le nombre total d'années d'éducation du père et de la mère du répondant.

Enfin, pour les besoins de notre étude, nous nous sommes limités aux individus âgés entre 17 et 65 ans qui participent à temps plein durant toute l'année au marché du travail puisque les mesures du nombre d'heures et de semaines travaillées ne sont disponibles que par catégories assez grossières. Cette restriction, jumelée à quelques autres mesures de contrôle nous permettant de comparer directement les hommes et les femmes sur une même base, nous laisse avec un échantillon principal composé de 3 242 femmes et 9 107 hommes.

### **3.0 PRÉSENTATION DU MODELE ET DES HYPOTHESES**

Puisqu'au cours des vingt dernières années le modèle de capital humain a été l'outil de prédilection pour déterminer et analyser la structure salariale individuelle, nous considérons que ce modèle est tout désigné pour les fins du présent travail.

Essentiellement, ce modèle consiste à mettre en relation le salaire d'un individu avec son niveau d'éducation et d'expérience de travail ainsi qu'avec certaines de ses caractéristiques individuelles. De façon générale, il prend la forme suivante:

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 * S + \beta_2 * EXP + \beta_3 * EXP^2 + \beta_4' * Z + u$$

où Y représente le revenu de travail; S, le nombre total d'années d'éducation; EXP, le nombre total d'années d'expérience de travail; EXP<sup>2</sup>, le nombre total d'années d'expérience de travail au carré (puisque l'on suppose que la croissance de revenu est décroissante dans le temps); Z, un vecteur de caractéristiques socio-démographiques (statut marital, nombre d'enfants, lieu de résidence, ethnie, etc); et u, le terme d'erreur aléatoire. De plus, l'emploi de la forme logarithmique du revenu d'emploi permet l'obtention directe du rendement à l'éducation et à l'expérience des individus puisque les coefficients représentent des semi-élasticités.

L'utilisation de ce modèle permet donc l'estimation du revenu de différents groupes d'individus sur les bases de leurs caractéristiques personnelles et par conséquent, permet d'effectuer de nombreuses comparaisons directes entre ces groupes.

De façon générale, l'estimation de ce modèle nous permet d'anticiper une relation positive entre l'expérience de travail et le salaire ( $\beta_2 > 0$ ) de même qu'entre l'éducation et le salaire ( $\beta_1 > 0$ ) et ce, tant chez les hommes que chez les femmes.

Pour les fins du présent travail, nous traitons le problème que pose l'usage de l'expérience potentielle dans l'équation de salaire des femmes en quatre étapes distinctes: soit, l'estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) du modèle de capital humain

de base (voir les équations 1 et 2, annexe A-3); l'estimation par MCO du modèle de capital humain détaillé (voir les équations 3 et 4, annexe A-3); l'estimation par MCO de l'expérience effective et de l'expérience effective au carré (voir les équations 5 et 6, annexe A-3); et, l'estimation par moindres carrés à deux étapes (2SLS) du système d'équations comprenant le modèle de capital humain de base et les modèles de prédiction de l'expérience effective et de l'expérience effective au carré (voir les équations 7 à 9, annexe A-3).

La première étape consiste essentiellement à estimer deux spécifications du modèle de capital humain, soit une à partir de l'expérience effective et l'autre, à l'aide de l'expérience potentielle, et ensuite d'en comparer les résultats. Ceci dans le but de vérifier l'hypothèse voulant que le choix de la variable d'expérience (effective ou potentielle) entraîne des différences dans le rendement à l'expérience des femmes. De façon générale, on anticipe une sous-estimation du rendement à l'expérience effective lorsqu'on utilise l'expérience potentielle dans l'équation de salaire des femmes. De plus, on prévoit que les rendements à l'expérience effective seront assez semblables chez les hommes et les femmes alors qu'on suppose un écart important entre le rendement à l'expérience potentielle des hommes et des femmes.

La seconde étape vise uniquement à vérifier que le phénomène observé dans l'étape précédente n'est pas le reflet d'une mauvaise spécification ou d'un manque d'information dans le modèle. Ainsi, l'introduction de nouvelles variables fortement corrélées avec le revenu d'emploi permet de s'assurer que le problème de différence de rendement observé chez les femmes persiste toujours et qu'il est impossible de l'éliminer par le seul ajout de variables.

Or, l'obtention de résultats corroborant les hypothèses émises jusqu'à présent, nous permet de conclure que la mesure d'expérience potentielle n'est pas une mesure assez complète pour refléter adéquatement la situation réelle de l'expérience de travail des

femmes et que par conséquent, elle est inappropriée pour évaluer l'effet exacte de l'expérience de travail des femmes sur leur revenu.

Pour résoudre ce problème, nous tentons dans la troisième étape d'obtenir une mesure d'expérience reflétant plus justement la situation de travail réelle des femmes. Nous procédons en estimant par MCO l'expérience effective de travail (et l'expérience effective au carré) à l'aide de variables pouvant influencer directement cette composante de l'équation de salaire. Cette analyse nous permet de déterminer les variables qui serviront d'instruments dans l'étape suivante et d'obtenir des prédictions de l'expérience effective.

Enfin, la quatrième et dernière étape consiste à remplacer dans le modèle de capital humain de base l'expérience effective (et l'expérience effective au carré) par l'expérience prédite (et l'expérience prédite au carré) dans le cadre d'un 2SLS. L'introduction d'instruments (c'est-à-dire des variables fortement corrélées avec l'expérience sans l'être avec le terme d'erreur de l'équation de salaire) permet de réestimer l'équation de salaire des hommes et des femmes à l'aide des moindres carrés à deux étapes (2SLS) et de comparer les résultats ainsi obtenus avec ceux de la première analyse. Cette procédure nous permet, par le fait même, de corriger le problème potentiel de l'endogénéité de l'expérience.

Nous retrouvons les résultats de la mise en application de ces quatre étapes dans la section qui suit.

## **4.0 RÉSULTATS EMPIRIQUES ET ANALYSE**

A première vue, lorsqu'on se réfère au tableau 1, on observe un écart salarial important (37,8%) entre les hommes et les femmes ayant, de façon générale, des caractéristiques semblables (âge, nombre d'années d'éducation, nombre d'enfants, etc).

En approfondissant l'étude de ce tableau, on remarque certaines différences importantes au niveau du nombre d'années d'expérience de travail. Ainsi, lorsqu'on compare l'expérience effective des hommes et à celle des femmes, on constate que les hommes ont acquis beaucoup plus d'années d'expérience de travail (20,20 années) que les femmes (12,67 années), soit un écart d'environ 7,5 ans. Par contre, lorsqu'on considère l'expérience potentielle, on note que cet écart est beaucoup plus faible (3,64 années). De plus, en comparant directement l'expérience effective à l'expérience potentielle, on constate que la différence est assez faible chez les hommes alors que chez les femmes il y a une nette surestimation de l'expérience effective. Or, ce phénomène peut s'expliquer par le fait que les femmes connaissent des interruptions de travail (9,47 années) beaucoup plus importantes que les hommes (3,31 années), et qu'un très grand nombre de femmes (67,5%) connaissent ces périodes de non participation prolongées (plus de trois ans) (voir tableau 2). Par ailleurs, il est intéressant de constater que la combinaison du nombre d'années d'expérience effective et du nombre d'années d'interruption correspond de très près au résultat de l'expérience potentielle; ce qui nous indique que cette dernière ne permet pas de tenir compte d'une réalité importante dans l'offre de travail des femmes, en l'occurrence les interruptions de carrière.

L'estimation successive du modèle de capital humain de base à partir des différentes mesures d'expérience nous permet de juger de l'ampleur du problème. Les résultats de ces estimations se trouvent dans les tableaux 3 et 4. Lorsqu'on étudie le tableau 3 et que l'on compare le rendement à l'expérience effective des hommes (4,6%) à celui des femmes (3,8%), on constate que la différence est peu importante, que tous les coefficients sont hautement significatifs et que le pouvoir explicatif du modèle des hommes et des femmes est assez élevé (compte tenu que nous travaillons en coupe

TABLEAU 1

Statistiques descriptives (variables continues)

(Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

Variables	Femmes		Hommes		Écart (F - H)	test T sur la diff. des moyennes <sup>1,2</sup>		
	moyenne	écart-type	nb. d'obs.	moyenne			écart-type	nb. d'obs.
revenu d'emploi moyen (\$ 1973)	5566.17	2726.92	3370	8945.93	4216.12	9710	-3379.76	53.19
âge	36.25	12.94	3570	39.50	12.07	10366	-3.25	13.15
nombre d'années d'éducation	11.71	2.82	3430	11.25	3.50	9696	0.46	-7.75
nombre d'années d'expérience effective	12.67	10.12	3570	20.20	12.25	10366	-7.53	36.26
nombre d'années d'expérience potentielle	18.34	13.89	3430	21.98	13.40	9696	-3.64	13.31
nombre d'années d'interruption	9.47	7.86	1171	3.31	4.41	902	6.16	-22.61
nombre d'années de mariage	16.26	11.97	2567	16.32	10.55	8825	-0.06	0.24
nombre d'enfants	1.83	1.86	2724	2.54	1.90	9142	-0.72	17.57
nombre d'enfants vivant à la maison	1.53	1.34	1997	2.10	1.48	8084	-0.56	16.45
âge du plus jeune enfant	14.07	9.26	1774	12.12	8.94	1253	1.95	-5.82
nombre d'années d'éducation du père	8.63	3.89	3117	8.14	3.85	8890	0.49	-6.05
nombre d'années d'éducation de la mère	8.80	3.74	3144	8.29	3.63	8853	0.52	-6.70

1 Sous l'hypothèse que les variances ne sont pas égales.

2 Niveau critique approximatif du  $|t| = 2,576$ .

TABLEAU 2

Statistiques descriptives (variables dichotomiques)  
 (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps  
 plein durant toute l'année au marché du travail)

Variabiles	Femmes	Hommes
statut marital	3570	10366
· mariés	63.4%	85.4%
· autres	36.6%	14.6%
âge du plus jeune enfant	1774	1253
· moins de 6 ans	18.4%	25.1%
· 6 à 12 ans	24.8%	28.4%
· 13 à 18 ans	22.5%	19.0%
· 18 ans et plus	34.3%	27.5%
niveau d'éducation	3534	10255
· aucun	0.2%	0.5%
· élémentaire	13.6%	24.0%
· secondaire	39.8%	41.2%
· post secondaire	29.8%	13.0%
· collégial	3.3%	4.7%
· universitaire	13.3%	16.5%
périodes d'interruption	1171	902
· 1 à 3 ans	32.5%	74.1%
· 4 à 6 ans	12.2%	13.2%
· 7 à 10 ans	14.3%	7.1%
· 11 à 14 ans	15.8%	2.4%
· 15 à 20 ans	14.3%	1.9%
· 20 ans et plus	10.9%	1.3%
langue	3558	10336
· anglais	66.0%	63.7%
· français	19.2%	20.3%
· autres	14.7%	16.0%
ethnie	3521	10279
· Nord-Américains	85.3%	86.9%
· Britanniques	5.0%	3.9%
· Français	1.9%	1.9%
· Européens de l'ouest	1.0%	1.3%
· Européens de l'est	1.8%	1.5%
· Européens du sud	1.5%	1.4%
· Autres	3.5%	3.2%
province	3570	10366
· Atlantique	18.4%	18.0%
· Québec	19.7%	19.2%
· Ontario	30.8%	29.8%
· Prairies	20.1%	21.1%
· Colombie-Britannique	11.0%	11.9%

TABLEAU 3

Estimation par MCO du log du revenu d'emploi - modèle basé sur l'expérience effective  
(Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

variables indépendantes	Femmes		Hommes	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	7.1501 ***	0.0393	7.7737 ***	0.0261
expérience effective	0.0380 ***	0.0024	0.0460 ***	0.0015
expr <sup>2</sup> /100	-0.0637 ***	0.0062	-0.0830 ***	0.0033
nb. d'années d'éducation	0.0895 ***	0.0028	0.0663 ***	0.0016
R <sup>2</sup>	0.2822		0.2048	
R <sup>2</sup> ajusté	0.2815		0.2045	
nombre d'observations	3242		9107	

- \*\*\* Significatif à un niveau de 1%.
- \*\* Significatif à un niveau de 5%.
- \* Significatif à un niveau de 10%.

TABLEAU 4

Estimation par MCO du log du revenu d'emploi - modèle basé sur l'expérience potentielle  
(Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

variables indépendantes	Femmes		Hommes	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	7.1536 ***	0.0451	7.7477 ***	0.0285
expérience potentielle	0.0247 ***	0.0021	0.0425 ***	0.0014
expp <sup>2</sup> /100	-0.0390 ***	0.0048	-0.0725 ***	0.0029
nb. d'années d'éducation	0.0949 ***	0.0031	0.0695 ***	0.0017
R <sup>2</sup>	0.2363		0.1992	
R <sup>2</sup> ajusté	0.2356		0.1989	
nombre d'observations	3242		9107	

- \*\*\* Significatif à un niveau de 1%.
- \*\* Significatif à un niveau de 5%.
- \* Significatif à un niveau de 10%.

transversale). Par contre, lorsqu'on compare ces mêmes rendements à partir du tableau 4, on remarque un écart considérable entre le rendement à l'expérience potentielle des hommes (4,25%) et celui des femmes (2,47%).

Une comparaison directe des tableaux 3 et 4 démontre que l'emploi de l'expérience potentielle aux dépens de l'expérience effective ne provoque aucun changement majeur dans le rendement à l'expérience des hommes. Par contre, chez les femmes la situation est différente. On observe une diminution notable du pouvoir explicatif du modèle ainsi qu'une baisse très importante du coefficient d'expérience. Conséquemment, comme plusieurs études dans l'on mentionné, l'usage de l'expérience potentielle démontre clairement qu'il y a sous-estimation du rendement à l'expérience effective des femmes. Enfin, on constate que le changement dans le rendement à l'éducation des femmes ne permet pas d'expliquer entièrement l'écart observé entre le rendement de l'expérience potentielle et celui de l'expérience effective.

Or, pour s'assurer que les résultats obtenus dans les tableaux 3 et 4 ne sont pas le simple reflet d'un manque d'information dans le modèle, nous avons répété l'étape précédente mais en y introduisant cette fois des variables qui, selon la théorie, peuvent avoir un impact direct sur le salaire. Dans un premier temps, nous avons utilisé des variables (statut marital, nombre d'enfants et province de résidence) que l'on retrouve généralement dans l'enquête sur la population active canadienne (modèle I - LMAS). Ensuite, nous avons repris l'exercice à partir de variables (langue, ethnie et nombre d'années depuis l'immigration) semblables à celles que l'on retrouve dans le recensement canadien (modèle II - CENSUS). Enfin, nous avons introduit dans le modèle des variables (année du premier mariage et nombre d'années d'éducation du père et de la mère) qui sont propres à la banque de données que nous utilisons dans ce travail (modèle III - CARMAC). Tous les résultats de ces estimations sont présentés dans les tableaux 5 et 6.

TABLEAU 5

Estimations par MCO du log du revenu d'emploi - 3 modèles basés sur l'expérience effective (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

variables indépendantes	MODELE I - LMAS		MODELE II - CENSUS		MODELE III - CARMAC							
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes					
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type				
constante	7.1004 ***	0.0635	7.7558 ***	0.0428	7.0616 ***	0.0642	7.7550 ***	0.0429	6.8827 ***	0.1107	8.0088 ***	0.0926
exp. effective	0.0340 ***	0.0028	0.0365 ***	0.0017	0.0341 ***	0.0028	0.0361 ***	0.0017	0.0371 ***	0.0032	0.0352 ***	0.0020
exp <sup>2</sup> /100	-0.0571 ***	0.0071	-0.0672 ***	0.0034	-0.0568 ***	0.0071	-0.0666 ***	0.0034	-0.0609 ***	0.0077	-0.0697 ***	0.0037
nb. d'an. éduc.	0.0798 ***	0.0032	0.0633 ***	0.0016	0.0835 ***	0.0033	0.0638 ***	0.0016	0.0827 ***	0.0038	0.0627 ***	0.0018
marié (e)	0.0375 *	0.0224	0.0820 ***	0.0253	0.0302	0.0224	0.0789 ***	0.0253	-0.0109	0.0264	0.0611 **	0.0293
nb. d'enfants	-0.0218 ***	0.0050	0.0040	0.0030	-0.0204 ***	0.0049	0.0049 *	0.0030	-0.0100	0.0066	0.0011	0.0034
I-P-E	0.0809	0.0853	-0.2787 ***	0.0558	0.0819	0.0850	-0.2751 ***	0.0557	0.0156	0.0690	-0.2701 ***	0.0590
N-E	0.0726	0.0515	-0.0156	0.0307	0.0705	0.0515	-0.0137	0.0307	0.0545	0.0553	-0.0132	0.0332
N-B	0.1278 **	0.0562	-0.0499	0.0327	0.1268 **	0.0564	-0.0350	0.0330	0.1228 **	0.0602	-0.0369	0.0337
Québec	0.2234 ***	0.0473	0.0965 ***	0.0268	0.2180 ***	0.0532	0.1425 ***	0.0308	0.2126 ***	0.0573	0.1195 ***	0.0354
Ontario	0.3014 ***	0.0451	0.2057 ***	0.0261	0.2801 ***	0.0455	0.2063 ***	0.0264	0.2819 ***	0.0491	0.1880 ***	0.0285
Manitoba	0.1689 ***	0.0551	0.0315	0.0320	0.1495 ***	0.0555	0.0384	0.0323	0.1446 ***	0.0589	-0.0014	0.0349
Saskatchewan	0.1659 ***	0.0554	-0.0851 ***	0.0311	0.1536 ***	0.0555	-0.0828 ***	0.0313	0.1450 ***	0.0595	-0.0925 ***	0.0335
Alberta	0.2634 ***	0.0511	0.0716 **	0.0296	0.2467 ***	0.0513	0.0742 ***	0.0298	0.2345 ***	0.0550	0.0543 *	0.0320
C-B	0.2410 ***	0.0497	0.2210 ***	0.0283	0.2263 ***	0.0498	0.2225 ***	0.0285	0.2423 ***	0.0537	0.2111 ***	0.0309
langue française					-0.0016	0.0336	-0.0616 ***	0.0193	0.0005	0.0361	-0.0595 ***	0.0210
autres langues					0.0573 **	0.0287	0.0035	0.0160	0.0657 **	0.0306	0.0168	0.0173
Britanniques					-0.0106	0.0398	0.0115	0.0261	-0.0128	0.0433	0.0083	0.0281
Français					-0.1245 *	0.0714	0.0281	0.0387	-0.1579 **	0.0773	0.0170	0.0415
Euro. de l'ouest					-0.0793	0.0636	0.0201	0.0452	-0.0708	0.0844	0.0030	0.0476
Euro. de l'est					0.0150	0.0658	-0.0852 **	0.0427	0.0494	0.0684	-0.0961 **	0.0454
Euro. du sud					0.2240 ***	0.0724	0.1975 ***	0.0472	0.2405 ***	0.0757	0.2106 ***	0.0503
autres ethnies					-0.0329	0.0514	-0.0186	0.0296	-0.0235	0.0540	-0.0305	0.0318
immig. depuis 5					0.0987 *	0.0577	-0.0419	0.0338	0.0980 *	0.0594	-0.0307	0.0363
année 1 mariage									0.0029 **	0.0013	-0.0034 ***	0.0011
éduc. du père									-0.0038	0.0027	0.0054 ***	0.0017
éduc. de la mère									0.0057 **	0.0029	-0.0011	0.0018
R <sup>2</sup>	0.2976		0.2512		0.3054		0.2548		0.3230		0.2635	
R <sup>2</sup> ajusté	0.2935		0.2499		0.2989		0.2526		0.3145		0.2608	
nombre d'observations	2466		8056		2466		8056		2092		7030	

\*\*\* Significatif à un niveau de 1%.

\*\* Significatif à un niveau de 5%.

\* Significatif à un niveau de 10%.

TABLEAU 6

Estimations par MCO du log du revenu d'emploi - 3 modèles basés sur l'expérience potentielle (Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

variables indépendantes	MODELE I - LMAS				MODELE II - CENSUS				MODELE III - CARMAC			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	7.1051 ***	0.0688	7.7449 ***	0.0443	7.0737 ***	0.0695	7.7487 ***	0.0444	6.8009 ***	0.2143	8.5169 ***	0.1278
exp. potentielle	0.0230 ***	0.0026	0.0341 ***	0.0016	0.0227 ***	0.0026	0.0337 ***	0.0016	0.0234 ***	0.0033	0.0276 ***	0.0020
expp <sup>2</sup> /100	-0.0340 ***	0.0054	-0.0595 ***	0.0030	-0.0333 ***	0.0054	-0.0590 ***	0.0030	-0.0286 ***	0.0058	-0.0613 ***	0.0033
nb. d'an. éduc.	0.0842 ***	0.0035	0.0654 ***	0.0017	0.0873 ***	0.0036	0.0656 ***	0.0017	0.0894 ***	0.0043	0.0583 ***	0.0022
marié (e)	0.0266	0.0233	0.0751 ***	0.0254	0.0208	0.0233	0.0722 ***	0.0253	-0.0192	0.0272	0.0635 **	0.0293
nb. d'enfants	-0.0422 ***	0.0058	0.0045	0.0030	-0.0411 ***	0.0058	0.0055 *	0.0030	-0.0332 ***	0.0067	-0.0011	0.0034
I-P-E	0.0787	0.0876	-0.2858 ***	0.0558	0.0799	0.0874	-0.2815 ***	0.0558	0.0024	0.0916	-0.2833 ***	0.0590
N-E	0.0920 *	0.0528	-0.0194	0.0307	0.0919 *	0.0529	-0.0164	0.0307	0.0756	0.0569	-0.0192	0.0332
N-B	0.1399 **	0.0577	-0.0575 *	0.0327	0.1415 ***	0.0580	-0.0413	0.0331	0.1295 **	0.0620	-0.0455	0.0357
Québec	0.2379 ***	0.0485	0.0930 ***	0.0268	0.2410 ***	0.0546	0.1432 ***	0.0308	0.2284 ***	0.0589	0.1210 ***	0.0334
Ontario	0.3269 ***	0.0463	0.2037 ***	0.0261	0.3111 ***	0.0467	0.2084 ***	0.0263	0.3103 ***	0.0505	0.1841 ***	0.0285
Manitoba	0.1889 ***	0.0567	0.0306	0.0321	0.1736 ***	0.0572	0.0410	0.0323	0.1596 ***	0.0606	-0.0014	0.0349
Saskatchewan	0.1843 ***	0.0570	-0.0898 ***	0.0311	0.1738 ***	0.0571	-0.0844 ***	0.0313	0.1589 ***	0.0613	-0.0962 ***	0.0335
Alberta	0.2896 ***	0.0524	0.0673 **	0.0296	0.2758 ***	0.0527	0.0729 ***	0.0298	0.2621 ***	0.0566	0.0504	0.0320
C-B	0.2781 ***	0.0509	0.2174 ***	0.0283	0.2671 ***	0.0510	0.2221 ***	0.0285	0.2851 ***	0.0551	0.2069 ***	0.0309
langue française					-0.0084	0.0345	-0.0650 ***	0.0193	0.0036	0.0373	-0.0609 ***	0.0210
autres langues					0.0528 *	0.0295	-0.0101	0.0160	0.0571 **	0.0315	0.0140	0.0174
Britanniques					0.0136	0.0408	0.0056	0.0262	0.0120	0.0445	0.0059	0.0281
Français					-0.1478 **	0.0733	0.0172	0.0388	-0.1824 **	0.0795	0.0096	0.0415
Euro. de l'ouest					-0.0648	0.0859	0.0324	0.0453	-0.0506	0.0870	0.0133	0.0476
Euro. de l'est					0.0044	0.0676	-0.0694 *	0.0427	0.0367	0.0704	-0.0800 *	0.0454
Euro. du sud					0.2059 ***	0.0744	0.1853 ***	0.0472	0.2286 ***	0.0779	0.1967 ***	0.0503
autres ethnies					-0.0688	0.0527	-0.0362	0.0296	-0.0619	0.0556	-0.0396	0.0318
immig. depuis 5					0.0727	0.0592	-0.0449	0.0338	0.0820	0.0610	-0.0334	0.0363
année 1 mariage									0.0037	0.0025	-0.0091 ***	0.0014
éduc. du père									-0.0024	0.0028	0.0056 ***	0.0017
éduc. de la mère									0.0052 *	0.0029	-0.0012	0.0018
R <sup>2</sup>	0.2610		0.2498		0.2682		0.2531		0.2832		0.2635	
R <sup>2</sup> ajusté	0.2568		0.2484		0.2613		0.2510		0.2741		0.2608	
nombre d'observations	2466		8056		2466		8056		2092		7030	

\*\*\* Significatif à un niveau de 1%.

\*\* Significatif à un niveau de 5%.

\* Significatif à un niveau de 10%.

L'analyse des résultats des tableaux 5 et 6 démontre que, de façon générale, les variables ont l'effet attendu sur le revenu de travail. Le rendement à l'éducation est plus élevé chez les femmes (ce qui est quelque peu surprenant !); le statut marital n'a qu'un faible impact sur le salaire des femmes alors qu'il est assez important chez les hommes; la présence d'enfants a un effet négatif sur le salaire des femmes mais non significatif chez les hommes; enfin, le niveau d'éducation du père a un effet significatif seulement chez les hommes alors que le niveau d'éducation de la mère n'en a que chez les femmes. De plus, l'introduction de ces variables a pour effet d'améliorer le pouvoir explicatif du modèle des hommes et des femmes.

Lorsqu'on s'attarde plutôt à la variable d'expérience de travail, on constate que les rendements à l'expérience effective des hommes et des femmes sont assez semblables (tableau 5). Toutefois, il est intéressant de noter que l'introduction de variables de contrôle dans le modèle a pour effet de réduire le coefficient chez les hommes (entre 3,52% et 3,65% comparativement au 4,6% du tableau 3), et d'accroître celui des femmes (3,7%) au-dessus de celui des hommes (3,5%) dans le modèle III-CARMAC.

Par contre, lorsqu'on considère l'expérience potentielle (tableau 6), on remarque que le phénomène d'écart de rendement observé plutôt ne semble pas disparaître. Nous pouvons toujours observer un écart important entre le rendement à l'expérience potentielle des hommes (3,4%) et celui des femmes (2,3%), à l'exception du modèle III-CARMAC où l'écart semble s'être réduit.

Enfin, lorsqu'on compare directement les tableaux 5 et 6, on note que l'emploi de l'expérience potentielle a toujours pour effet de sous-estimer le rendement à l'expérience réelle des femmes (2,3% versus 3,4%) et que le changement de rendement à l'éducation ainsi que l'ajout de variables de contrôle ne permettent pas d'expliquer complètement ce phénomène. Il semble donc évident que la mesure d'expérience potentielle telle que définie à l'heure actuelle (c'est-à-dire âge - nombre d'années d'éducation - 6) n'est pas

assez détaillée pour capturer certains éléments qui affectent directement l'offre de travail des femmes.

Nous croyons qu'en ajoutant de l'information à la mesure d'expérience potentielle nous pourrions parvenir à une mesure approximative de l'expérience beaucoup plus près de la vraie mesure d'expérience effective. C'est ce que nous tentons de faire en estimant l'expérience effective (et l'expérience effective au carré) à l'aide de variables qui lui sont fortement reliées. Les résultats de cette estimation sont réunis dans le tableau 7.

Nous effectuons cette étape en traitant quatre modèles différents (modèles I à IV) afin de déterminer quel est l'agencement de variables qui prédit le mieux l'expérience de travail des femmes et nous procure les meilleurs instruments possibles pour le traitement de l'étape suivante. De plus, à titre informatif, nous présentons deux modèles additionnels incluant de l'information sur les interruptions de travail (tableau 7a), pour démontrer que cet élément est hautement significatif et permet de faire augmenter sensiblement le pouvoir explicatif du modèle des femmes (soit une hausse de 4 points de pourcentage par rapport au modèle I - tableau 7).

Ainsi, dans un premier temps, nous tentons de recréer le plus exactement possible la mesure d'expérience potentielle en estimant l'expérience effective à partir de l'âge et du nombre d'années d'éducation (modèle I - tableau 7). Les résultats nous démontrent, qu'il existe bel et bien des différences entre les facteurs influençant l'expérience de travail des hommes et celle des femmes et que la mesure d'expérience potentielle telle que définie à l'heure actuelle n'est pas des plus pertinentes pour traiter l'équation de salaire des femmes. Ainsi, on remarque que l'emploi de ces deux seules variables permet d'expliquer 84,6% de l'expérience de travail des hommes mais seulement 57,6% de celle des femmes.

TABLEAU 7

Estimations par MCO de l'expérience effective - quatre modèles  
(Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

variables indépendantes	MODELE I				MODELE II			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	-13.7505 ***	1.2069	-18.3903 ***	0.4622	-2.9048	2.1250	-14.5431 ***	0.8357
âge	0.5955 ***	0.0090	0.9032 ***	0.0043	0.3546 ***	0.0400	0.8235 ***	0.0151
nb. d'an. édu.	0.9048 ***	0.1860	0.9540 ***	0.0647	-0.1237	0.2488	0.5691 ***	0.0951
nb. d'an. édu. <sup>2</sup>	-0.0397 ***	0.0079	-0.0566 ***	0.0026	-0.0304 ***	0.0080	-0.0527 ***	0.0027
enf. - de 6 ans	---	---	---	---	---	---	---	---
enf. 6 à 12 ans	---	---	---	---	---	---	---	---
enf. 13 à 18 ans	---	---	---	---	---	---	---	---
marié(e)	---	---	---	---	---	---	---	---
âge*éducation	---	---	---	---	0.0207 ***	0.0033	0.0071 ***	0.0013
R <sup>2</sup>	0.5762		0.8456		0.5809		0.8461	
R <sup>2</sup> ajusté	0.5758		0.8456		0.5804		0.8461	
nombre d'observations	3429		9695		3429		9695	

variables indépendantes	MODELE III				MODELE IV			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	-12.5963 ***	1.2105	-18.6029 ***	0.4689	0.2124	2.1250	-14.7187 ***	0.8427
âge	0.6068 ***	0.0093	0.9002 ***	0.0044	0.3241 ***	0.0398	0.8204 ***	0.0151
nb. d'an. édu.	0.8629 ***	0.1836	0.9434 ***	0.0647	-0.3478	0.2463	0.5567 ***	0.0951
nb. d'an. édu. <sup>2</sup>	-0.0400 ***	0.0078	-0.0563 ***	0.0026	-0.0291 ***	0.0079	-0.0524 ***	0.0027
enf. - de 6 ans	-0.2760	0.4097	-0.6406 **	0.2847	-0.4216	0.4070	-0.6668 **	0.2843
enf. 6 à 12 ans	-1.7506 ***	0.3518	-0.5185 **	0.2671	-2.0578 ***	0.3516	-0.5754 **	0.2669
enf. 13 à 18 ans	-2.8899 ***	0.3732	-1.2159 ***	0.3272	-3.0993 ***	0.3715	-1.2374 ***	0.3267
marié(e)	-0.7509 ***	0.2434	0.5534 ***	0.1421	-0.6779 ***	0.2417	0.5252 ***	0.1420
âge*éducation	---	---	---	---	0.0243 ***	0.0033	0.0072 ***	0.0013
R <sup>2</sup>	0.5886		0.8462		0.5949		0.8467	
R <sup>2</sup> ajusté	0.5877		0.8461		0.5940		0.8465	
nombre d'observations	3429		9695		3429		9695	

\*\*\* Significatif à un niveau de 1%.

\*\* Significatif à un niveau de 5%.

\* Significatif à un niveau de 10%.

TABLEAU 7a

Estimations par MCO de l'expérience effective - deux modèles incluant les interruptions  
(Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

variables indépendantes	MODELE I				MODELE II			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	-15.6434 ***	1.9202	-21.0028 ***	1.6597	-13.6380 ***	2.0772	-21.2369 ***	1.7069
âge	0.7643 ***	0.0181	0.9042 ***	0.0167	0.7374 ***	0.0211	0.8993 ***	0.0171
nb. d'an. éduc.	0.8047 ***	0.2954	1.2527 ***	0.2227	0.7573 ***	0.2961	1.2472 ***	0.2231
nb. d'an. éduc. <sup>2</sup>	-0.0412 ***	0.0125	-0.0637 ***	0.0087	-0.0398 ***	0.0126	-0.0638 ***	0.0087
enf. - de 6 ans	---	---	---	---	-1.4158 **	0.7238	-0.8605	1.2076
enf. 6 à 12 ans	---	---	---	---	-0.9276 **	0.4798	-1.4681 *	0.8562
enf. 13 à 18 ans	---	---	---	---	-0.7342 *	0.4390	-1.2296	1.0244
marié(e)	---	---	---	---	-0.1173	0.4013	0.7100	0.5437
nb. d'an. interru.	-0.5732 ***	0.0252	-0.3559 ***	0.0445	-0.5658 ***	0.0256	-0.3431 ***	0.0450
R <sup>2</sup>	0.6161		0.8110		0.6184		0.8123	
R <sup>2</sup> ajusté	0.6148		0.8101		0.6157		0.8105	
nombre d'observations	1126		845		1126		845	

\*\*\* Significatif à un niveau de 1%.

\*\* Significatif à un niveau de 5%.

\* Significatif à un niveau de 10%.

Ensuite, nous procédons par l'introduction progressive de variables ayant un effet direct sur l'expérience de travail des femmes (âge\*nombre d'années d'éducation (modèle II), âge du plus jeune enfant et statut marital (modèle III), et âge du plus jeune enfant, statut marital et âge\*nombre d'années d'éducation (modèle IV)). Ceci nous permet d'augmenter le pouvoir explicatif du modèle des femmes et par conséquent, nous procure une mesure approximative de l'expérience plus raffinée.

Ainsi, à partir de cette expérience prédite (et l'expérience prédite au carré) nous procédons à la dernière étape de notre étude, soit la réestimation de l'équation de salaire des hommes et des femmes par la méthode des moindres carrés à deux étapes. Pour ce faire nous avons choisi nos instruments parmi les variables des modèles III et IV (tableau 7) pour l'équation de salaire des femmes et ceux des modèles I et II (tableau 7) pour celle des hommes. (Or, il est important de mentionner que le choix d'instruments différents pour les femmes et les hommes se justifie par le fait que les facteurs qui provoquent les interruptions de travail (enfants, statut marital, etc) ne jouent pas un rôle très important chez les hommes). Les résultats de cette dernière étape se retrouvent dans le tableau 8.

De façon générale, les résultats obtenus sont très intéressants. Le modèle (1) démontre que le coefficient de l'expérience prédite (3,6%) des femmes se rapproche de très près de celui de l'expérience effective obtenu initialement (3,8% dans le tableau 3) lorsqu'on utilise les variables du modèle III (tableau 7) comme instruments, et que ceci représente une nette amélioration par rapport au résultat que l'on obtient à l'aide de l'expérience potentielle (2,47% dans le tableau 4). De plus, on remarque que le rendement à l'éducation n'a pas changé sensiblement. Cependant, on note une hausse importante de l'écart-type du coefficient d'expérience (0,0086) par rapport à celui du tableau 3 (0,0024).

Par contre, lorsqu'on ajoute à ces instruments un terme interactif entre l'âge et le nombre d'années d'éducation, on constate dans le modèle (3) que tous les coefficients

demeurent hautement significatifs mais qu'il y a une amélioration additionnelle du coefficient d'expérience prédite (passant de 3,6% à 3,86%) ainsi qu'une légère amélioration du pouvoir explicatif du modèle (passant de 22,96% à 23,16%). De plus, on observe une baisse de l'écart-type de l'expérience prédite de 0,0011.

Chez les hommes, la situation est quelque peu différente. L'emploi de variables du modèle I (tableau 7) comme instruments procure des résultats moins intéressants (modèle (2)). On note une baisse importante des coefficients d'expérience prédite et d'expérience prédite au carré, ainsi qu'une baisse du niveau de significativité par rapport aux résultats du tableau 3. Or, l'ajout du terme interactif entre l'âge et le nombre d'années d'éducation semble pallier à cette lacune. Les résultats ainsi obtenus dans le modèle (4) démontrent que tous les coefficients deviennent hautement significatifs et que le rendement à l'expérience prédite (4,21%) se rapproche de très près de celui de l'expérience effective du tableau 3 (4,6%).

Il semble donc évident qu'en l'absence d'information sur l'expérience effective de travail, l'estimation de l'équation de salaire des hommes et des femmes doit se faire à partir d'une mesure approximative différente de celle utilisée à leur actuelle.

TABLEAU 8

Estimations par 2SLS du log du revenu d'emploi - 2 modèles basés sur l'expérience prédite  
(Femmes et hommes âgés entre 17 et 65 ans participant à temps plein durant toute l'année au marché du travail)

variables indépendantes	Femmes (1)		Hommes (2)	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	7.2152 ***	0.0608	7.8538 ***	0.1823
expérience prédite	0.0360 ***	0.0086	0.0370 *	0.0228
exp.prédite <sup>2</sup> /100	-0.0684 ***	0.0246	-0.0635	0.0518
nb. d'années d'éducation	0.0871 ***	0.0028	0.0656 ***	0.0018
R <sup>2</sup>	0.2303		0.1537	
R <sup>2</sup> ajusté	0.2296		0.1534	
nombre d'observations	3242		9107	

variables indépendantes	Femmes (3)		Hommes (4)	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
constante	7.1997 ***	0.0560	7.8134 ***	0.0387
expérience prédite	0.0386 ***	0.0075	0.0421 ***	0.0039
exp. prédite <sup>2</sup> /100	-0.0759 ***	0.0218	-0.0751 ***	0.0088
nb. d'années d'éducation	0.0872 ***	0.0028	0.0657 ***	0.0016
R <sup>2</sup>	0.2323		0.1604	
R <sup>2</sup> ajusté	0.2316		0.1601	
nombre d'observations	3242		9107	

- \*\*\* Significatif à un niveau de 1%.
- \*\* Significatif à un niveau de 5%.
- \* Significatif à un niveau de 10%.

- (1) L'estimation de l'équation de salaire des femmes a été faite à partir des instruments suivants: âge, éducation, éducation<sup>2</sup>, enf. - 6 ans, enf. 6-12 ans, enf. 13-18 ans et marié(e). (Voir modèle III - tab. 7)
- (2) L'estimation de l'équation de salaire des hommes a été faite à partir des instruments suivants: âge, éducation et éducation<sup>2</sup>. (Voir modèle I - tab. 7)
- (3) L'estimation de l'équation de salaire des femmes a été faite à partir des instruments suivants: âge, éducation, éducation<sup>2</sup>, âge\*éducation, enf. - 6 ans, enf. 6-12 ans, enf. 13-18 ans et marié(e). (Voir modèle IV - tab. 7)
- (4) L'estimation de l'équation de salaire des hommes a été faite à partir des instruments suivants: âge, éducation, éducation<sup>2</sup> et âge\*éducation. (Voir modèle II - tab. 7)

## CONCLUSION

A l'heure actuelle, plusieurs sources de données présentent des lacunes en matière d'information. Parmi les plus importantes on note l'absence d'une des composantes essentielles de l'équation de salaire, soit l'expérience effective de travail. Or, ceci a eu pour effet de provoquer l'émergence d'une variable de remplacement, notamment l'expérience potentielle.

Cependant, la présente analyse nous a démontré que l'usage de l'expérience potentielle dans l'équation de salaire des femmes est inapproprié. Bien qu'assez représentative de l'expérience effective de travail des hommes, cette mesure telle que définie à l'heure actuelle (soit, âge - nb. d'années d'éducation - 6), ne constitue pas un reflet adéquat de l'offre de travail des femmes puisqu'elle en néglige un aspect important - les interruptions de carrière.

Comme nous avons pu le constater empiriquement, cette mesure approximative a pour effet de surestimer l'expérience réelle de travail des femmes et d'en sous-estimer le rendement. Conséquemment, l'usage d'une telle variable mène inévitablement à des résultats erronés chez les femmes; ce qui, dès lors, empêche toutes comparaisons éclairées entre le salaire des hommes et celui des femmes.

Une tentative d'amélioration de cette mesure par l'introduction de variables fortement reliées à l'expérience de travail des femmes nous a permis de remédier, en partie, à cette situation. Ainsi, lorsque nous incorporons de l'information sur les facteurs qui causent les interruptions de travail (enfants, mariage, etc), nous pouvons approximer plus justement l'offre de travail des femmes et obtenir des résultats plus près de ceux que l'on obtient à l'aide de l'expérience effective. Conséquemment, en réussissant à créer des mesures approximatives de l'expérience qui sont plus représentatives de la situation de travail des hommes et des femmes, ceci nous permet d'établir de meilleures bases de comparaisons lors de l'estimation de leur équation de salaire.

Enfin, bien que nous ne puissions conclure définitivement sur la question du différentiel salarial, il semble évident que la correction de la mesure d'expérience potentielle représente un pas dans la bonne direction. Ainsi, puisqu'il est possible de reconstituer cette nouvelle mesure approximative de l'expérience (l'expérience prédite) à partir de n'importe quelle source de données contenant de l'information à caractère socio-démographique, il semble évident qu'une telle mesure devrait être privilégiée aux dépens de l'expérience potentielle.

## **ANNEXES**

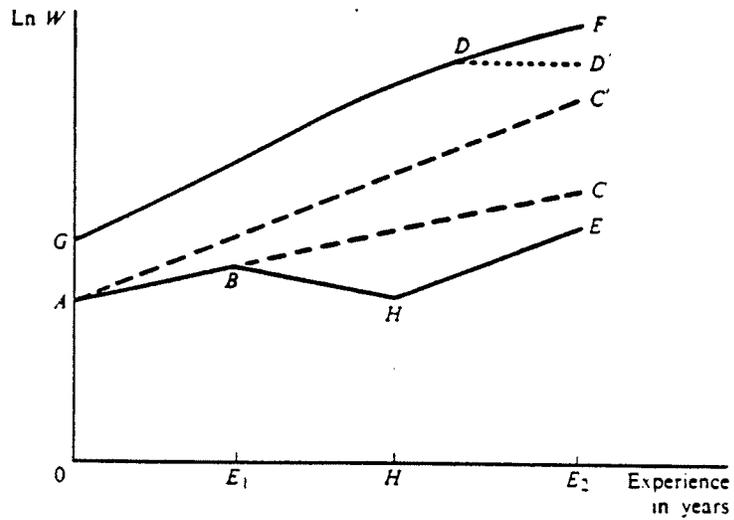
## Annexe A-1

Voici une brève description des termes les plus souvent utilisés dans le texte.

- L'expérience effective (EXPR) représente le nombre total d'années travaillées depuis la fin des études.
- L'expérience potentielle (EXPP) représente une mesure approximative de l'expérience effective et est définie comme suit: (âge - nb. d'années d'éduc. - 6).
- Les interruptions de carrière représentent le nombre d'années de non participation au marché du travail.

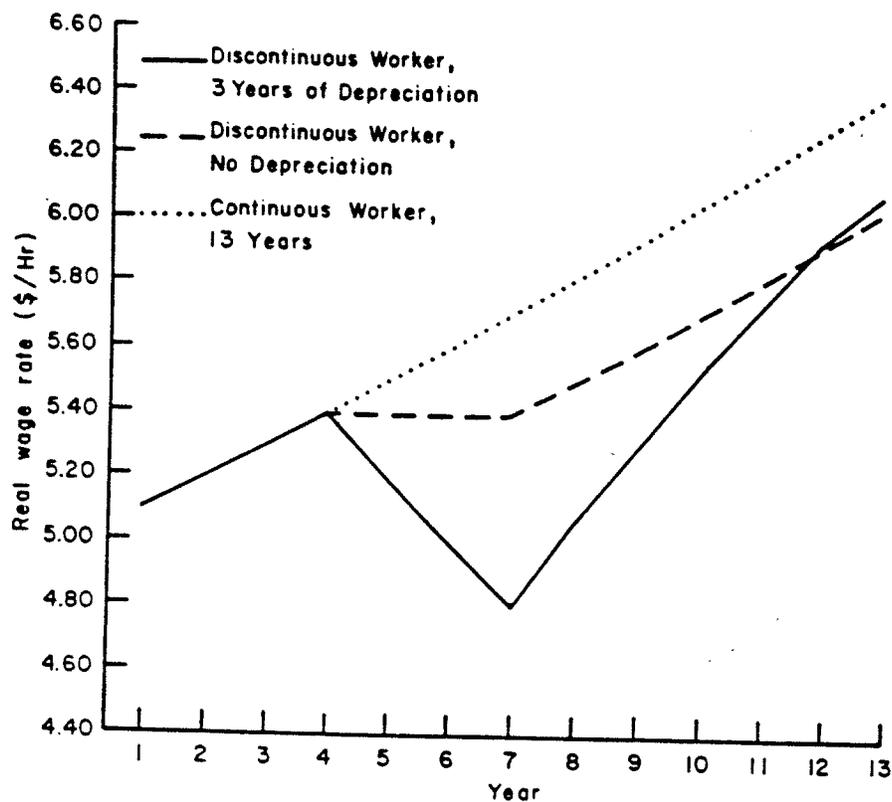
Annexe A-2

Graphique 1



Source: Polachek, Solomon (1975), **Discontinuous Labor Force Participation and Its Effect on Women's Market Earnings**, in C.B. Lloyd (ed.) *Sex Discrimination and the Division of Labor*, Columbia University Press, p. 109.

Graphique 2



Source: Corcoran, Mary, G.J. Duncan & M. Ponza (1983), *A Longitudinal Analysis of White Women's Wage*, *Journal of Human Resources* 18(4), p. 508.

### Annexe A-3

#### Modèle de capital humain de base (Estimation par MCO)

$$(1) \quad \ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 * S + \beta_2 * \text{EXPR} + \beta_3 * \text{EXPR}^2 + u_1$$

$$(2) \quad \ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 * S + \beta_2 * \text{EXPP} + \beta_3 * \text{EXPP}^2 + u_2$$

#### Modèle de capital humain contrôlant pour les caractéristiques socio-démographiques (Estimation par MCO)

$$(3) \quad \ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 * S + \beta_2 * \text{EXPR} + \beta_3 * \text{EXPR}^2 + \beta_4' * Z + u_3$$

$$(4) \quad \ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 * S + \beta_2 * \text{EXPP} + \beta_3 * \text{EXPP}^2 + \beta_4' * Z + u_4$$

#### Prédiction de l'expérience et de l'expérience au carré (Estimation par MCO)

$$(5) \quad \text{EXPR} = \beta_0 + \beta_1 * \text{AGE} + \beta_2 * S + \beta_3 * S^2 + \beta_4' * Z + u_5$$

$$(6) \quad \text{EXPR}^2 = \beta_0 + \beta_1 * \text{AGE} + \beta_2 * S + \beta_3 * S^2 + \beta_4' * Z + u_6$$

#### Système d'équations simultanées (Estimation par 2SLS)

$$(7) \quad \ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 * S + \beta_2 * \text{EXPR} + \beta_3 * \text{EXPR}^2 + u_7$$

$$(8) \quad \text{EXPR} = \beta_0 + \beta_1 * \text{AGE} + \beta_2 * S + \beta_3 * S^2 + \beta_4' * Z + u_8$$

$$(9) \quad \text{EXPR}^2 = \beta_0 + \beta_1 * \text{AGE} + \beta_2 * S + \beta_3 * S^2 + \beta_4' * Z + u_9$$

\* Il est à noter que chacune de ces équations est estimée séparément pour les hommes et pour les femmes.

## BIBLIOGRAPHIE

- Angle, John & D.A. Wissmann (1983), **Work Experience, Age, and Gender Discrimination**, *Social Science Quarterly* 64(1), pp. 66-84.
- Corcoran, Mary (1979), **Work Experience, Labor Force Withdrawals, and Women's Wages: Empirical Results Using the 1976 Panel of Income Dynamics** in C.B. Lloyd, E.S. Andrews and C.L. Gilroy(eds.) "*Women in the Labor Market*", Columbia University Press, pp. 216-245.
- Corcoran, Mary, G.J. Duncan & M. Ponza (1983), **A Longitudinal Analysis of White Women's Wage**, *Journal of Human Resources* 18(4), pp. 497-520.
- Corcoran, Mary, G.J. Duncan & M. Ponza (1984), **Work Experience, Job Segregation, and Wages** in B.F. Reskin (ed.) "*Sex Segregation in the Workplace: Trends, Explanations, and Remedies*", National Academy Press, Washington D.C., pp. 171-191.
- Cox, Donald (1984), **Panel Estimates of the Effects of Career Interruptions on the Earnings of Women**, *Economic Inquiry* 22(3), pp. 386-403.
- Even, William E. (1987), **Career Interruptions Following Childbirth**, *Journal of Labor Economics* 5(2), pp. 255-277.
- Garvey, Nancy & C. Reimers (1980), **Predicted vs Potential Work Experience in an Earnings Function for Young Women**, *Research in Labor Economics* 3, pp. 99-127.
- Gerlach, Knut (1986), **A Note on Male-Female Wage Differences in West Germany**, *Journal of Human Resources* 22(4), pp. 584-592.
- Goyder, John C. (1981), **Income Differences between the Sexes: Findings from a National Canadian Survey**, *Revue canadienne de sociologie et d'anthropologie* 18(3), pp.321-342.
- Gronau, Reuben (1988), **Sex-Related Wage Differentials and Women's Interrupted Labor Careers - the Chicken or the Egg**, *Journal of Labor Economics* 6(3), pp. 277-301.
- Gunderson, Morley (1979), **Decomposition of the Male-Female Earnings Differential: Canada 1970**, *Revue canadienne d'économique* 12(3), pp. 479-485.
- Hersch, Joni (1991), **Male-Female Differences in Hourly Wages: The Role of Human Capital, Working Conditions, and Housework**, *Industrial and Labor Relations Review* 44(4), pp. 746-759.

- Hill, M. Anne (1990), **Intercohort Differences in Women's Labor Market Transitions**, *American Economic Review* 80(2), pp.289-292.
- Jung, Jin Hwa & F.M. Magrabi (1991), **Work Experience, Specific Human Capital, and Earnings**, *Quarterly Review of Economics and Business* 31(1), pp. 15-27.
- Jusenius, Carol L. (1977), **The Influence of Work Experience, Skill Requirement, and Occupational Segregation on Women's Earnings**, *Journal of Economics and Business* 29, pp. 107-14.
- Kahn, Lawrence M. (1980), **Wage Growth and Endogenous Experience**, *Industrial Relations* 19(1), pp. 50-63.
- Korenman, Sanders & D. Neumark (1991), **Marriage, Motherhood, and Wages**, *Journal of Human Resources* 27(2), pp. 233-255.
- Malkiel, Burton & J.A. Malkiel (1973), **Male-Female Pay Differentials in Profesional Employment**, *American Economic Review* 65(3), pp. 693-705.
- Mincer, Jacob & S. Polachek (1974), **Family Investments in Human Capital: Earnings of Women**, *Journal of Political Economy* 82(2), pp. S76-S108.
- Mincer, Jacob & S. Polachek (1978), **Women's Earnings Reexamined**, *Journal of Human Resources* 13(1), pp. 118-134.
- Mincer, Jacob & H. Ofek (1982), **Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital**, *Journal of Human Resources* 17(1), pp. 3-24.
- Moulton, Brent R. (1986), **An Analysis of Female Work Experience Data Derived from Social Security Records**, *Journal of Economic and Social Measurement* 14, pp. 65-75.
- Oaxaca, Ronald (1973), **Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets**, *International Economic Review* 14(3), pp. 693-709.
- Polachek, Solomon (1975), **Discontinuous Labor Force Participation and Its Effect on Women's Market Earnings**, in C.B. Lloyd (ed.) *"Sex Discrimination and the Division of Labor"*, Columbia University Press, pp. 90-122.
- Sandell, Steven H. & D. Shapiro (1978), **An Exchange: The Theory of Human Capital and the Earnings of Women - A Reexamination of the Evidence**, *Journal of Human Resources* 13(1), pp. 103-117.