

**La pénalité due à la maternité chez les femmes
canadiennes**

par

**Hajar Kacem
(4213274)**

**Mémoire présenté au Département de science économique
de l'Université d'Ottawa
pour l'obtention du diplôme de Maîtrise**

**Directeur du mémoire : Professeur Pierre Brochu
ECO 6999**

**Ottawa, Ontario
Décembre 2012**

Résumé

Cette recherche présente une analyse soutenant l'existence de la pénalité due à la maternité chez les femmes canadiennes en utilisant les données de l'Enquête Sociale Générale, Cycle 20 de 2006. Notre analyse prend en considération les facteurs de base affectant l'accumulation de capital humain et de dépréciation de celui-ci mais aussi des facteurs moins communs dont la présence d'horaire flexible ainsi que la possibilité d'une productivité moins élevée au travail reliée aux responsabilités familiales. Nous concluons que ceux-ci n'expliquent pas la pénalité due à la maternité chez les mères canadiennes et que la présence d'un syndicat serait le facteur le plus significatif en terme d'impact.

1. Introduction

L'inégalité salariale entre les sexes est un sujet bien connu, que ce soit dans le milieu académique ou dans la population courante. Il existe plusieurs recherches à travers le monde sur le sujet qui examinent les facteurs pertinents à cet égard. D'après Drolet (2001) la différence de ratio des gains entre les hommes et les femmes, basé sur les revenus annuels au Canada aurait diminué pour atteindre 0,72 au début des années 1990. Depuis, il semblerait que ce ratio ait connu des changements minimes. Ceci suggère que certains facteurs restent encore à être reconsidérés en terme d'impact afin d'expliquer la présence persistante de l'inégalité salariale entre les sexes.

Un facteur plus récent dans la littérature, relié à l'équité salariale, est la pénalité due à la maternité. Étant donné la nature même du phénomène, il s'agit ici d'un sujet bien propre aux femmes. Phipps, Burton et Lethbridge (2001) se sont penchés sur l'importance de ce phénomène pour les femmes canadiennes. Il est d'ailleurs de plus en plus important de comprendre les différents aspects qui affectent les femmes sur le marché du travail puisque celles-ci représentent maintenant plus de la moitié des employés au pays (Drolet 2011).

Notre recherche abordera donc la question de pénalité due à la maternité¹ chez les femmes canadiennes et son ampleur en utilisant l'Enquête Sociale Générale, Cycle 20 de Statistique Canada. Nos résultats seront de base nationale et seront spécifiquement pour les femmes actives et à temps plein sur le marché du travail, âgées entre 24 et 54 ans. Nos premiers résultats seront, entre autres, une mise à jour d'environ 11 ans de la recherche de Phipps, Burton et Lethbridge (2001).

Nous estimons une pénalité due à la maternité chez les femmes canadiennes de 9,8% comparativement à une prime de paternité pour les hommes de 11,0%. Les arrêts de travail ainsi que le choix de retour à temps partiel sont aussi ajoutés, mais ceux-ci n'impliquent pas de changement. Puis la présence d'un syndicat sera prise en considération. Ceci sera le facteur le plus déterminant causant une baisse de la pénalité due à la maternité, d'environ 2,8 point de pourcentage, toutes choses étant égales par ailleurs.

Nous allons aussi nous intéresser aux hypothèses qui ne sont pas toujours quantifiables de la littérature existante. Les hypothèses les plus souvent mentionnées sont que les mères valorisent des horaires de travail plus faciles à combiner avec leurs responsabilités familiales par rapport à des revenus plus élevés, qu'elles sont moins motivées à poursuivre une carrière et qu'elles subissent un déclin de productivité du aux heures consacrées à faire du travail à la maison

¹ L'estimation de la pénalité due à la maternité présentée dans cette recherche sera basée sur les revenus totaux et non sur un taux horaire. Étant donnée que le taux horaire n'est pas disponible, nous choisissons de suivre la méthode de Phipps, Burton et Lethbridge (2001) qui avait eux aussi des restrictions similaires.

(Glauber, 2012; Napari, 2010; Gangl et Ziefle, 2009; Phipps, Burton et Lethbridge, 2001). Nos résultats ne supportent pas ces hypothèses comme étant des raisons clé de la présence de la pénalité due à la maternité.

Dans la section 2, nous présenterons d'abord la littérature connexe et pertinente à la question afin de mettre le lecteur en perspective. La section 3 introduit notre base de données ainsi que la définition des différentes variables utilisées tout au long de l'analyse. La section 4 présente ensuite notre modèle économique ainsi que nos résultats et nous finirons par un test de robustesse.

2. Littérature

Certaines recherches, dont Napari (2010), concluent que l'inégalité salariale entre les sexes serait en diminution dans la plupart des marchés de travail mais que la pénalité due à la maternité serait non seulement restée constante mais augmenterait dans plusieurs pays. Cette recherche analyse plus spécifiquement les pénalités salariales dues à la maternité en analysant les femmes avec et sans enfants et en utilisant les données du '*Finnish Longitudinal Employer-Employee Database*' (FLEED) de *Statistics Finland* de la période de 1993 à 2002 dans le marché du travail du secteur privé. Le groupe d'individus visé était âgé de 16 à 69 ans en 1990 et furent suivis jusqu'en 2002. Napari obtient ses données sur les congés familiaux en utilisant '*The Social Insurance Institution of Finland*' (KELA) qu'il relie ensuite aux données de *Statistics Finland*. Plus précisément, il s'intéresse à la variation de la

pénalité due à la maternité selon les distributions sur les échelles salariales. Sa recherche conclut une pénalité due à la maternité d'environ 10% à 15%, ce qui est conforme avec d'autres recherches déjà conduites dans le passé (Budig and England, 2001 ; Waldfogel, 1995, 1997, 1998). Un facteur important semble être la durée du congé de maternité pris par la mère ; lorsque celui-ci serait inférieur à deux ans, la pénalité serait nettement inférieure à celle des congés dépassant cette période. Les mères se retrouvant au dessus de la classe salariale moyenne sont aussi sujettes à une pénalité beaucoup plus grande que les mères dans les catégories salariales inférieures. Il obtient ces résultats en se basant sur une méthodologie qui fut déjà utilisée dans le passé (Ejrnaes and Kunze 2004) et qui permet de différencier les revenus en différentes catégories dont : avant la première naissance, au moment du retour au marché du travail et après le retour au marché du travail. Il est important de garder en considération, lorsque l'on compare ces résultats avec des résultats canadiens que les politiques par rapport au congé de maternité change grandement d'un pays à un autre et que ces changements de politiques ceci peuvent donc engendrer des résultats différents.

Gangl et Ziefle (2009) mettent en valeur des arguments en faveur de l'idée que l'inégalité salariale entre les sexes devrait plutôt se nommer l'inégalité salariale familiale « Family wage gap ». Ceci soutient entre autres la recherche de Waldfogel (1998b) et Polachek (2006). D'après eux, la différence salariale entre les hommes et les femmes célibataires serait mineure alors que la différence entre les hommes et les femmes mariés serait significativement élevée. Il faut garder en perspective que

le fait d'analyser le statut matrimonial des femmes est considéré, dans leur recherche, comme étant en corrélation avec le fait de devenir mère. Gangl et Ziefle (2009) prennent en considération les heures passées à faire du travail à la maison, le déclin possible de productivité dans leurs emplois rémunérés et même si cela n'est pas nécessairement le cas, la perception de l'employeur qu'il pourrait y avoir un déclin de productivité. De plus, la longueur du congé de maternité pris, la mise en place de politique reliée au retour au travail et la mise en place de programme de subvention de garderies sont aussi pris en considération. Leur recherche est basée sur des données longitudinales internationales harmonisées en Grande-Bretagne, en Allemagne de l'ouest et aux États-Unis. En prenant en considération la possibilité de changement dans les choix d'emplois par les mères après l'accouchement, ils obtiennent des résultats d'effets variant de 10% à 18% par enfant et déterminent que l'écart est lié aux politiques de travail et aux droits des femmes enceintes qui diffèrent par pays.

Baker et Milligan (2008) se sont aussi intéressés aux impacts des congés de maternités et des politiques qui y sont reliés à travers le temps. Ils prennent en considération la longueur des congés de maternités, mais aussi les probabilités que les mères, après l'accouchement, retournent aux mêmes emplois et les effets que cela implique sur le marché du travail canadien. Ils utilisent les données de l'Enquête sur la Population Active (EPA) qui leur donne l'avantage d'avoir des échantillons plus grands, des périodes d'analyse plus longues, plus de cohortes et

des données par rapport au marché du travail plus précises.² Ils concluent que les emplois avec des politiques de travail où la mère a un poste assuré à son retour augmente non seulement le temps du congé de maternité mais aussi la probabilité que celles-ci retournent à leurs emplois ensuite. Leur recherche indique aussi que le retour au travail après un long congé de maternité est le résultat de deux attitudes: les mères reviennent directement sur le marché du travail par besoin de pouvoir subvenir à leurs enfants ou elles prennent de nouveaux emplois à temps-partiel pendant que leurs enfants sont jeunes avant de retourner chez leurs employeurs initiaux. Ils soutiennent que le changement des lois en faveur de la protection d'emplois en matière de congés de maternités, est le mécanisme premier par lequel les congés pris par les mères ont un impact à long terme positif sur le marché du travail. Selon Baker et Milligan (2008) ces changements donnent de meilleures chances de réussite aux femmes et aident à protéger la santé des nouveaux nés.

Une autre étude par rapport aux changements de politiques a été faite par Hegewisch et Gornick (2011) qui s'intéressent particulièrement aux impacts des législations reliées à ce qui a trait à l'équilibre travail-famille. Ils analysent 21 pays faisant partie de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE) dont le Canada. Ils tentent ainsi de démontrer l'impact important que ces politiques ont, afin de maximiser la contribution sur le marché du travail des femmes, diminuer les inégalités de revenus entre les sexes et d'augmenter l'implication des hommes dans les tâches non-rémunérés reliées à la famille. En

² L'EPA permet entre autre de différencier entre les périodes de travail avant et après l'accouchement.

considérant les mêmes facteurs, Marshall (2010) s'intéresse aussi plus particulièrement à la Prestation Supplémentaire de Chômage (PSC), qui permet aux parents durant leur congé, de couvrir en totalité ou en partie la différence des gains reçus par l'assurance-emploi ou le Régime Québécois d'Assurance Parentale (RQAP) et leurs gains habituels. En 2008, 80% des nouvelles mères qui occupaient un emploi ont reçu des prestations de maternité ou de congé parental et 1 sur 5 de celles-ci ont aussi reçu des prestations complémentaires de l'employeur. Les futures mères canadiennes ont une probabilité plus élevée de recevoir des prestations complémentaires si elles travaillent dans de grandes entreprises (500 employés et plus) ou si elles travaillent dans le secteur public. À long terme, ce programme a un impact positif sur le retour au marché du travail des mères, puisque la majorité des employeurs qui y participent le font à condition que la mère reprenne son emploi dans les délais stipulés et qu'elle reste au service de l'employeur pendant une période déterminée, à défaut de devoir rembourser les prestations, si bien que 96% des mères touchant cette prestation retournent chez le même employeur.

Glauber (2012) analyse la question de pénalité salariale due à la maternité d'un point de vue peu exploré. Cette recherche américaine s'intéresse plus particulièrement aux différences de pénalité des femmes dans des milieux de travail ayant une prédominance féminine par rapport aux femmes dans les autres milieux. Elle utilise les données du '*National Longitudinal Survey of Youth*' (NLSY) et observe en particulier qu'un tiers des femmes participant au marché du travail se retrouvent classifiées dans 10 catégories dont la plupart se retrouvent dans les domaines

suivants : secrétaires, gérantes, caissières, superviseuses de ventes, infirmières et enseignantes au primaire. Les femmes de ces catégories gagnent en général un revenu inférieur aux femmes travaillant dans des domaines où les hommes sont majoritaires ou avec un ratio égalitaire d'hommes et de femmes. Les femmes se retrouvant dans des domaines majoritairement de sexe féminin payent aussi une pénalité due à la maternité plus élevée que les femmes dans d'autres domaines, d'une différence d'environ 7% pour le premier et deuxième enfant, et de 3% à 5% pour trois enfants ou plus. Elle conclut aussi que les revenus inférieurs et les pénalités supérieures payées par ces femmes ne sont pas compensées de façon équivalente avec des satisfactions comme des horaires à temps-partiel, des horaires flexibles, de l'assurance santé, des congés de maladie ou des vacances, en relation avec l'emploi qu'elles occupent.

On peut aussi retrouver de l'information publiée par Statistique Canada sur l'implication des femmes sur le marché du travail Canadien à travers le temps mais aussi les différences entre les femmes canadiennes sans enfants et les mères canadiennes. Drolet (2011) utilise l'Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR) pour démontrer que les hommes au Canada continuent de gagner plus que les femmes, mais aussi qu'il y a eu effectivement un déclin important dans la différence salariale entre les sexes jusqu'en 1990, pour atteindre un ratio de 0,72 des gains femmes-hommes. Par contre, il semblerait que depuis lors, le déclin soit minime. Elle déclare aussi qu'en 2009, 4 femmes sur 5, âgées de 25 à 54 ans participaient au marché du travail à temps plein, ce qui représentait environ la

moitié de la population de tous les employés canadiens. La proportion de femmes actives détenant un diplôme universitaire chez les femmes de ce même groupe d'âge a augmenté elle aussi pour passer de 15,7% en 1990 à 29,3% en 2008. D'ailleurs, dans la même année, 62% des diplômes du premier cycle et 54% des diplômes des cycles supérieurs furent décernés à des femmes.

Zhang (2009) obtient que l'écart entre les mères et les femmes sans enfant est d'environ 12% et que celui-ci varie considérablement avec le nombre d'enfants, passant de 9% pour un enfant à 12% pour deux enfants et jusqu'à 20% pour 3 enfants et plus. Ces écarts varient aussi en fonction de la catégorie d'âge pour les canadiennes, et les mères plus jeunes subissent un écart plus faible. Le temps pris hors du travail d'une durée de plus de 3 ans est considéré comme un facteur négatif important dans l'écart et le statut matrimonial peut représenter jusqu'à 20% de la différence entre les mères seules et les femmes célibataires sans enfants. Les femmes très scolarisées semblent subir une pénalité plus grande par rapport aux femmes avec un niveau d'éducation peu élevé pour toutes les catégories d'âges.

Par contre Zhang (2008) a aussi obtenu des résultats basés sur une analyse à long terme. En utilisant le Fichier de Données Longitudinales sur la Main-d'Oeuvre (FDLMO) et les données de l'Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDRR) de 1993 à 2004, elle détermine qu'à long terme les taux d'emplois des mères canadiennes ont augmenté et qu'elles sont moins susceptibles de quitter leurs emplois après avoir eu des enfants. Les mères analysées dans son échantillon ont

connu des pertes de gains horaires moyens allant de 40% à 30% dans l'année de la naissance et l'année suivante. Les pertes de gains subsistent dans les années après l'année deux, mais diminuent largement et disparaissent à partir de la septième année. Un résultat très peu conforme avec la plupart de la littérature qui conclut que le capital humain perdu durant le congé de maternité n'est jamais compensé.

Phipps, Burton et Lethbridge (2001) se pose la question : pourquoi les mères canadiennes ont-elles des revenus inférieurs aux femmes qui n'ont jamais eu d'enfants. Un point soulevé par la recherche était le revenu des pères sur le marché du travail qui était de 133,6% le revenu des hommes sans enfants en 1996, un phénomène avec un résultat à l'opposé de la réalité des femmes. Ils considèrent plusieurs hypothèses pour expliquer le revenu inférieur des mères. Entre autre, l'impact du temps passé hors du marché du travail durant le congé de maternité et donc une accumulation de capital humain inférieure à celle des autres femmes, l'augmentation des tâches non rémunérées à la maison et l'idée que cela influence négativement la productivité des mères dans leurs emplois, la possibilité que les mères choisissent volontairement des emplois avec des revenus inférieurs mais plus flexibles par rapport à leurs besoins familiaux, le fait que les mères sont possiblement moins motivées à avoir une carrière professionnelle et la possibilité qu'il y ait une discrimination sur le marché du travail, simplement reliée au fait d'être mère.

Ils utilisent les données de l'Enquête Sociale Générale - Famille (ESG) de 1995 de Statistique Canada qui comparativement à la recherche citée plus haut faite aux États-Unis et au Royaume-Uni leur a permis de déterminer la cause de toute interruption de travail rémunéré d'au moins six mois, si la personne retourne au même lieu de travail ou non après l'interruption et les heures de travail non rémunérées. Ils se sont concentrés sur un échantillon de femmes âgées de 25 à 54 ans travaillant à temps plein durant l'année de l'enquête. Leur recherche conclut qu'en prenant en considération les hypothèses d'arrêt d'accumulation du capital humain et la dépréciation de celui-ci durant le congé de maternité, la pénalité salariale due à la maternité passe de 17% à 12.5%. Lorsqu'ils distinguent entre les mères qui retournent aux mêmes emplois et celles qui changent d'emplois, ils déterminent qu'il n'y a pas de pénalité pour celles qui retournent aux mêmes emplois. Finalement, leur dernière conclusion est qu'il existe une corrélation négative entre les heures de travail non-rémunérées et le revenu des mères.

Notre recherche a entre autres comme but d'enrichir la littérature canadienne, puisque la plupart des études sur la pénalité due à la maternité sont conduites jusqu'à présent en Europe ou aux États-Unis. Notre recherche tentera de déterminer si la pénalité due à la maternité est existante chez les femmes canadiennes de notre échantillon, mais aussi son ampleur. Nous rajeunirons ainsi la littérature canadienne existante en commençant par une mise à jour de l'analyse proposée par Phipps, Burton et Lethbridge (2001). Nous présenterons des résultats en utilisant une

méthodologie similaire mais produisant des résultats rajeunis d'environ onze ans, ainsi que de meilleures estimations étant donné la taille de notre base de données.

Nous nous différencierons aussi du reste de la littérature internationale en testant les effets de la présence d'un syndicat. Puis nous tenterons de déterminer si les horaires flexibles et la difficulté de concentration au travail causée par les obligations familiales sont des causes éminentes pouvant expliquer la pénalité due à la maternité chez les femmes canadiennes actives sur le marché du travail.

3. Données

Cette recherche sera basée sur les données publiques de l'Enquête Sociale Générale (ESG), Cycle 20, de 2006 : Enquête sur les transitions familiales. Cette enquête de Statistique Canada a comme buts de : rassembler des données sur les tendances sociales, de manière à suivre l'évolution des conditions de vie et du bien-être des Canadiens ; et fournir des renseignements sur des questions de politique sociale précises qui suscitent déjà ou qui susciteront de l'intérêt. Le cycle 20 de l'ESG est le quatrième dans lequel on recueille des renseignements détaillés sur la famille au Canada. Il y eu avant lui le cycle 5 en 1990 avec 13 495 répondants, le cycle 10 en 1995 avec 10 749 répondants et le cycle 15 en 2001 avec 24 310 répondants. Le Cycle 20 a un total de 23 608 répondants. La taille des enquêtes à partir de 2001 passe à plus de 20 000 répondants, ce qui est presque le double des deux premières enquêtes. Notre échantillon sera restreint aux femmes faisant partie d'une certaine

catégorie d'âge, travaillant un certain nombre d'heures minimum et en différenciant celles qui ont eu des enfants et des arrêts de travail. Une enquête d'une telle taille est donc critique pour notre analyse afin d'avoir un échantillon qui soit assez grand, étant donné nos restrictions, et d'obtenir ainsi des estimations précises.

On y retrouve les questions habituelles concernant les caractéristiques démographiques selon l'âge, le sexe et l'état matrimonial mais aussi l'équilibre entre la vie professionnelle et la vie familiale, l'histoire professionnelle et les congés de maternité et de paternité. L'ESG n'est pas une enquête longitudinale à la base, mais les données rétrospectives peuvent être utilisées dans ce but si elles sont intégrées à l'étape de la conception des questions.

La population visée par le cycle 20 de l'ESG se compose de toutes les personnes de 15 ans et plus vivant au Canada, excluant le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut, ainsi que les pensionnaires à temps plein des établissements. L'ESG consiste à mener des enquêtes téléphoniques. Par conséquent, les personnes vivant dans des ménages sans téléphones sont exclues (moins de 2% de la population cible) et les personnes n'ayant que le service téléphonique par cellulaire sont également exclues (environ 5% de la population).

3.1 Échantillonnage

Notre analyse sera basée sur une population cible, âgée de 25 à 54 ans pour tous les résultats présentés.³ De plus nous n'avons gardé que les personnes ayant déclaré que leur activité principale durant les 12 derniers mois était un travail ou un emploi rémunéré à son propre compte et d'y travailler à temps plein, c'est-à-dire au moins 30 heures par semaine. Les données de l'ESG ne nous permettent pas de différencier entre les travailleurs ayant un emploi rémunéré et les travailleurs autonomes et nous reconnaissons que cela peut biaiser l'estimation de nos résultats. Par contre nous tentons de minimiser certains de ces effets en ne prenant en considération que les travailleurs à temps plein par rapport à un horaire de 30 heures ou plus (l'ESG, cycle 20 présente ses résultats ainsi).⁴ Ceci permettra ainsi de créer un échantillon plus homogène, mais surtout de pouvoir analyser les personnes qui à la base veulent travailler et ainsi de mieux déterminer les impacts reliés au fait d'avoir des enfants pour les individus actifs sur le marché du travail canadien. Les individus ayant déclaré 'ne pas savoir' ou ayant choisi de s'abstenir de répondre pour certaines de nos spécifications ne seront pas inclus dans notre échantillon.

Le revenu annuel total est défini comme le total de toutes les sources de revenu du répondant et avant toute déduction gouvernementale. L'ESG nous fournit de l'information sur le revenu total annuel par personne sous forme de 12 catégories

³ Ceci suit la méthodologie de Phipps, Burton et Lethbridge (2001).

⁴ Nous avons aussi fait une analyse pour tous les individus actifs sur le marché du travail sans discrimination sur le nombre d'heures travaillées. Les résultats estimés furent similaires à ceux obtenus en utilisant la méthodologie de Phipps, Burton et Lethbridge (2001).

d'intervalles passant de 'aucun revenu' à '100 000\$ et plus'.⁵ N'ayant pas accès aux déclarations de revenu exact par individu, nous utiliserons la même méthode que Phipps, Burton, Lethbridge (2001) en prenant le point médian de chacun des 11 premiers intervalles comme point de référence, sauf pour le dernier. Pour les personnes ayant déclaré un revenu annuel total de plus de 100 000\$, l'estimé utilisé fut basé sur les données de l'Enquête sur la Dynamique du Travail et du Revenu (EDTR) de 2006, qui permet de calculer une moyenne pour les individus ayant déclaré un revenu annuel total de plus de 100 000\$. La moyenne obtenue en utilisant les déclarations de revenu annuel total de 100 000\$ et plus du EDTR fut de 159 483\$. Le logarithme de chacune des 12 valeurs estimées sera la variable dépendante de notre modèle économétrique.

L'éducation de l'individu sera aussi prise en considération comme étant le niveau de scolarité le plus élevé atteint et sera définie à l'aide de 4 catégories : avoir fait des études partielles dans une école secondaire sans l'obtention d'un diplôme, avoir obtenu son diplôme d'études secondaires, avoir obtenu un diplôme ou certificat d'études d'un collège communautaire ou avoir complété un doctorat, une maîtrise ou un baccalauréat. Le lieu de résidence sera aussi pris en considération et défini d'après la région, soit : région de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, région des Prairies et la Colombie-Britannique.⁶

⁵ Les catégories de revenu sont : Aucun revenu, moins de 5 000\$, de 5 000 à 9 999\$, de 10 000 à 14 999\$, de 15 000 à 19 999\$, de 20 000 à 29 999\$, 30 000 à 39 999\$, de 40 000 à 49 999\$, de 50 000 à 59 999\$, de 60 000\$ à 79 999\$, de 80 000 à 99 999\$, et 100 000\$ et plus.

⁶ La région de l'Atlantique inclut : Terre-Neuve et le Labrador, l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick. La région des prairies inclut: le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta.

Étant donnée la disponibilité de l'âge du répondant au début de sa première période de travail de plus de 6 mois et à temps plein, sans tenir compte des emplois étudiant, l'expérience potentielle de l'individu sera simplement calculée comme étant la différence entre son âge actuel et cette information. Certaines valeurs pour l'expérience potentielle étaient inférieures à zéro dues à la différence des âges déclarés par le répondant. Ceci n'étant pas une possibilité, nous avons choisi d'enlever ces individus de notre échantillon (11 observations enlevées). Comme les données du ESG, cycle 20 nous ont permis de construire un historique de travail pour chaque individu, nous avons aussi créé une variable pour l'expérience réelle. L'expérience réelle fut calculée en prenant la valeur de l'expérience potentielle et en soustrayant le temps total d'arrêt de travail de l'individu (incluant les congés de maternité). Le temps total d'arrêt d'un individu prendra en considération les arrêts de travail de plus de 6 mois et ce, allant jusqu'à 4 périodes d'arrêts. Certaines valeurs pour le temps d'interruption étaient inférieures à zéro dues à la différence des âges déclarés par le répondant lors de son retour au travail et lors de son départ. Nous choisissons d'enlever ces individus de notre échantillon (7 observations enlevées).

Tableau 1 présente les variables sommaires que nous venons de décrire pour les hommes et les femmes, qui seront utilisées dans notre modèle de capital humain comme variables indépendantes par rapport au revenu annuel total. On peut remarquer que plus de la moitié des hommes de notre échantillon ont un revenu

total se situant entre 30 000 et 80 000\$ alors que la moitié des femmes ont un revenu total inférieur situé entre 20 000 et 60 000\$. Plus de 86% des individus ont déjà été mariés ou en union de fait et plus de 66% ont au moins un enfant. Aussi, plus de 60% détiennent un diplôme d'études postsecondaires quelconque. La différence entre l'expérience potentielle et l'expérience réelle est d'une ampleur différente pour les hommes et les femmes. On retrouve une différence de 0,10 point de pourcentage entre l'expérience potentielle et réelle pour les hommes comparativement à 0,30 point de pourcentage pour les femmes.

Les modèles de recherche lors de l'analyse de la pénalité due à la maternité utilisent très souvent l'hypothèse d'un arrêt ou d'une dépréciation du capital humain de la mère pour expliquer le phénomène. La deuxième hypothèse la plus souvent citée est basée sur des phénomènes non calculables dans la plupart des cas, comme la motivation au travail et le choix d'avoir une plus grande flexibilité d'horaire. L'ESG, cycle 20, nous offre une base de données avantageuse en relation avec ces questions pour expliquer les différences salariales des mères. En premier lieu, nos données permettent de différencier entre les raisons qui ont motivé un individu à prendre une absence du travail de plus de 6 mois. Ceci nous permettra non seulement de tester les hypothèses de détérioration et d'arrêt d'accumulation de capital humain comme justification du revenu inférieur des mères, mais de faire une analyse comparative des congés de maternités par rapport aux autres types de congés. De plus, nous pouvons déterminer si le retour au travail, lorsqu'il a eu lieu, fut à temps plein ou à temps partiel. Nous prendrons ensuite en considération l'effet de la

présence d'un syndicat pour les femmes de notre échantillon. Une analyse qui jusqu'à présent n'a pas encore été faite en relations avec la pénalité due à la maternité.

Nous continuerons en testant les hypothèses comme quoi les choix d'horaire et les heures de travail ménager pourraient causer un déclin de productivité ou créer une perception de déclin de productivité chez l'employeur ce qui pourrait être une cause des revenus moins élevés chez les mères (Glauber, 2012; Napari, 2010; Gangl et Ziefle, 2009; Phipps, Burton et Lethbridge, 2001). Nous prendrons en considération pour ce faire : la possibilité d'avoir un horaire flexible ainsi que la difficulté de concentration au travail due aux obligations familiales. Pour finir, nous prendrons en considération l'appartenance à un groupe de minorité visible ou autochtone ainsi que la présence d'un handicap.

4. Analyse

4.1 Effet familial

Nous estimerons nos résultats en utilisant le model économétrique semi-log suivant :

$$\ln(\text{revenu})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{enfant}_i + \beta_2 \text{éducation}_i + \beta_3 \text{expérience}_i + \beta_4 \text{expérience}_i^2 + \beta_5 \text{région}_i + \beta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

où $\ln(revenu)_i$ représente le logarithme du revenu total de l'individu i . La variable binaire $enfant_i$ vaudra un si l'individu a déjà eu au moins un enfant et zéro sinon.⁷ Ce sera notre indicateur de pénalité due à la maternité. Le vecteur $éducation_i$ inclut le niveau de scolarité le plus élevé atteint par l'individu,⁸ la variable $expérience_i$ détermine l'expérience potentielle de l'individu, le vecteur $région_i$ qui donne la région de résidence et le vecteur de paramètre X_i inclura au fur et à mesure le statut matrimonial de l'individu et son historique de travail.

Tableau 2 présente les résultats de l'équation (1) en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et en rajoutant les différents contrôles au fur et à mesure. Les résultats pour les hommes sont présentés dans les colonnes (1) à (4) et ceux des femmes dans les colonnes (5) à (8).

On remarque dans le Tableau 2 que la variable qui sert à calculer la pénalité due à la maternité varie d'environ 6,6% entre l'ajout du premier contrôle et du dernier pour les hommes. L'écart est moins grand pour les femmes et est de 3,6%. Malgré les écarts de valeurs chez les deux sexes, le signe de la pénalité est consistant avec les résultats de notre recherche. C'est-à-dire que les hommes semblent toujours connaître une prime reliée au fait d'être père, alors que les femmes subissent une pénalité reliée au fait d'être mère.

⁷ On choisit de représenter les enfants à l'aide d'une variable binaire plutôt que le nombre exact en suivant la méthodologie de Phipps, Burton et Lethbridge (2001).

⁸Les catégories d'éducation sont: avoir fait des études partielles sans l'obtention d'un diplôme, avoir un diplôme d'études secondaires, avoir un diplôme ou un certificat d'études d'un collège communautaire et avoir un doctorat ou un maîtrise ou un baccalauréat.

Les colonnes (3) et (7) du Tableau 2 présentent des résultats similaires pour les deux sexes sauf pour la variable qui définit le fait d'être père ou mère. Les coefficients d'éducation et d'expérience sont statistiquement significatifs pour les deux sexes et sont de signe positif. Par contre, l'effet d'être mère sur le revenu n'est pas seulement significativement différent de celui d'être père, mais il a un effet opposé. Nos résultats suggèrent que, toutes choses égales par ailleurs, les mères auraient des revenus inférieurs d'environ 5,7% par rapport aux femmes sans enfants. Mais que les pères auraient des revenus supérieurs d'environ 17,6% par rapport aux hommes sans enfants. À l'opposé des mères, il n'y aurait donc pas une pénalité reliée à la paternité mais une prime salariale. Ceci est conforme avec les résultats de Phipps, Burton et Lethbridge (2001).

On retrouve dans la littérature existante, dont Napari (2010) et Zhang (2008), que comparativement aux hommes et aux femmes en couple, les différences salariales entre les hommes et les femmes célibataires seraient inexistantes. De plus l'état matrimonial chez les femmes pourrait représenter une différence de revenu allant jusqu'à 20% (Zhang, 2008). On rajoute donc une variable binaire qui prend la valeur de 1 si l'individu a déjà été marié ou a déjà vécu en union libre et 0 sinon afin de prendre ce facteur en considération.

Les résultats sont présentés dans le Tableau 2, colonnes (4) et (9) pour les hommes et les femmes respectivement. En examinant les résultats obtenus pour les hommes,

on peut remarquer que la prime reliée à la paternité est toujours présente mais qu'elle a diminué pour atteindre une valeur de 11,0%. Par contre, le fait d'avoir été en couple a un effet positif non négligeable pour les hommes d'une valeur supérieur de 17,8% par rapport aux hommes qui n'ont jamais été mariés ou en union libre.

Pour ce qui est des femmes il y a encore une pénalité reliée au fait d'être mère de 9,8% par rapport aux femmes qui n'ont jamais eu d'enfant et le fait d'avoir été en couple a aussi un effet positif qui se situe à 14,8% par rapport aux femmes qui ont toujours été célibataires. D'après ces résultats on peut, entre autres, débattre que la prime reliée à la paternité serait en partie une prime reliée à la vie de couple. Ceci supporte Waldfogel (1998b) et Polachek (2006) qui déterminent entre autres dans leurs résultats que la différence salariale entre les hommes et les femmes mariés serait significativement supérieure aux individus célibataires.⁹

4.2 Interruption de travail

Étant donnée la nature même du modèle capital humain utilisé pour obtenir nos résultats, l'accumulation de capital humain représente un facteur important. On prend donc les arrêts de travail des individus en considération afin d'obtenir une valeur moyenne de l'impact négatif que ceci provoque.

⁹ Nous avons aussi testé l'estimateur de pénalité due à la maternité pour les femmes en couples et célibataires dans deux groupes de régression séparés. Les résultats sont consistants avec ceux présentés dans le Tableau 2.

Tableau 3 présente les pourcentages d'individus ayant eu des interruptions de travail durant leurs carrières. Les résultats pour les hommes sont présentés dans la colonne (1) et ceux des femmes dans la colonne (2). Le pourcentage de femmes ayant pris un arrêt de travail (7,41%) est plus de 3 fois supérieur au pourcentage d'hommes ayant déclaré avoir déjà eu une interruption de travail (2,01%). D'ailleurs les interruptions pour un congé de maternité représentent environ 55% des arrêts de travail chez les femmes. Sans ceux-ci, le nombre total d'hommes et de femmes ayant déclaré des interruptions ne diffèreraient que d'environ 1,3 point de pourcentage.

La longueur moyenne de congé pris par des femmes est de 2,95 années, ce qui est presque deux fois la longueur moyenne de congé pris par des hommes qui se situe à 1,65 années. Le phénomène d'arrêt d'accumulation de capital humain sur le marché de travail canadien est donc un phénomène qui touche non seulement particulièrement les femmes mais dont l'effet de dépréciation sera plus important pour elles. Les prochains résultats seront donc restreints aux femmes et tenteront de déterminer quelles sont les autres facteurs étroitement reliés au fait d'avoir eu des enfants par rapport à leur historique de travail qui pourraient expliquer d'avantage la pénalité due à la maternité.

Étant donné les résultats du Tableau 3, il semblerait que l'expérience puisse être sujette à une erreur de mesure biaisée si les arrêts de travail ne sont pas pris en considération. De plus ceci serait un phénomène touchant particulièrement les

femmes puisque le nombre d'arrêts de travail semble être plus grand par rapport aux hommes, mais les arrêts semblent aussi beaucoup plus longs.

La prochaine étape de notre analyse fut de remplacer l'expérience potentielle par l'expérience réelle, et les résultats sont présentés dans le Tableau 4, colonne (1).¹⁰

On remarque que ceux-ci sont consistants avec les résultats obtenus en utilisant l'expérience potentielle. En effet la variable binaire qui détermine le fait d'avoir eu des enfants a changé de 0,1% pour passer à une pénalité due à la maternité d'une valeur de 9,9%. Puisque l'ajout indirect des arrêts de travail ne nous a pas permis d'en comprendre d'avantage sur la pénalité due à la maternité, nous allons analyser l'impact des arrêts de travail de façon directe dans notre prochain modèle.

On rajoute donc une variable discrète qui prendra en considération le temps de congé total de l'individu. Les résultats sont présentés dans la colonne (2) du Tableau 4. D'après la définition même du modèle de capital humain, on s'attend à ce qu'un arrêt de travail quel qu'il soit ait un impact de valeur négative sur le revenu. Les résultats obtenus lors de l'analyse des arrêts de travail ne sont pas statistiquement significatif. À cette étape, nous ne pouvons donc pas nous prononcer sur l'effet de ceux-ci. Le coefficient d'expérience quand à lui s'est maintenu à 3,5% par année. Il faudrait pouvoir déterminer la différence entre l'impacte des arrêts de travail et l'accumulation de l'expérience afin de pouvoir déterminer l'effet total sur le revenu des congés pris pendant une carrière. De plus, l'impact d'avoir eu des enfants est

¹⁰ Toutes les estimations futures utiliseront l'expérience réelle.

toujours statistiquement significatif avec un effet négatif de 9,4% pour les mères par rapport aux femmes qui n'ont jamais eu d'enfant.

Tableau 4, colonne (3) présente nos estimations en prenant compte des différentes raisons d'interruptions de travail. Cette nouvelle information en relation avec l'historique de travail prendra en considération si l'arrêt était pour un congé de maternité ou pour s'occuper des enfants, en raison d'une demande sur le marché du travail (travailleuse saisonnière, fin de contrat, fermeture de la compagnie), pour des raisons de santé et autres (déménagement, mariage, responsabilités familiales autre que les enfants). Nous n'avons pas obtenus de valeurs statistiquement significatives pour l'ensemble de ces spécifications.

Tableau 4, colonne (4) présente deux nouveaux résultats qui déterminent si les individus ayant déclaré avoir pris un congé de maternité ou un congé pour s'occuper des enfants sont toujours revenus sur le marché du travail à temps plein ou non. Nos résultats indiquent que si il y eu un retour au travail à temps partiel, chaque année accumulée de congé aura un effet négatif supérieur de 3,4% à prendre en considération sur le revenu de la femme. Le choix d'horaire de travail lors du retour a donc un impact non-négligeable sur le revenu de la mère, mais cela n'explique toujours pas la pénalité due à la maternité qui est encore estimée à un revenu inférieur d'environ 9,4% pour les mères par rapport aux femmes sans enfants. Nous mentionnons aussi que l'ajout de variable représentant le choix d'horaire de travail

peut entre autre créer un problème d'endogénéité puisque notre analyse est basée sur le revenu total et non sur le taux horaire.

4.3 Le syndicat

Les femmes canadiennes sont entre autres protégées par la Loi sur l'Assurance-Emploi lorsqu'elles prennent un congé de maternité. Malgré le fait que chaque province a des standards différents par rapport à la longueur du congé permis, il y a des similarités à travers le pays (Baker et Milligan, 2008). Il y a, entre autres, le fait que les employeurs ne peuvent renvoyer une employée due à une grossesse ou à une absence de travail suivant celle-ci. À part certaines conditions minimales qui sont imposées, c'est au niveau de l'entreprise que le choix d'aller au-delà des normes est fait (Paquet et Najem 2007). Les syndicats tentent entre autres d'obtenir des conditions de travail allant au delà de celles imposées par le gouvernement et ont généralement comme but de réduire l'écart salarial et représenter les minorités (Freeman et Medoff 1984). La présence d'un tel syndicat peut donc représenter un avantage pour les femmes mais aussi plus spécifiquement pour les mères par rapport au temps pris hors du travail ainsi qu'aux conditions reliées au congé de maternité.

Tableau 5, présente les résultats pour les femmes faisant partie d'un syndicat ou d'un groupe qui négocie des conventions collectives par rapport aux femmes non-syndiquées. Le syndicat semble entre autre minimiser l'effet de tous les facteurs

confondus. Par contre lorsque l'on différencie les types de congé, les femmes non-syndiquées ayant pris un congé de maternité et qui sont revenues au travail à temps partiel subissent un effet négatif de 5,7% par année passée hors du travail. Ceci est une différence supérieure de 2,3 points de pourcentage par année sur le revenu par rapport à notre analyse antérieure. De plus nos estimations indiquent que les femmes canadiennes faisant partie d'un syndicat auraient une pénalité due à la maternité d'environ 7,9% par rapport aux femmes ne faisant partie d'aucun groupe qui négocie des conventions collectives avec leurs employeurs, qui se situe à environ 10,7%.¹¹ Le fait d'être syndiqué n'implique donc pas nécessairement de meilleurs revenus, mais nos résultats indiquent qu'il pourrait réduire les impacts négatifs reliés à l'arrêt d'accumulation de capital humain et sa dépréciation pour les mères canadiennes.

4.5 Horaires et productivité

Nous testerons maintenant les hypothèses de présence d'horaire flexible et de productivité inférieure au travail comme facteurs expliquant la pénalité due à la maternité. Une variable binaire prenant la valeur de 1 si l'individu a un horaire flexible qui lui permet de choisir les heures de sa journée de travail et 0 sinon, sera ajoutée au modèle de l'équation (1). La présence de manque de motivation ou de manque de productivité sera aussi prise en considération avec une autre variable

¹¹ Nous avons testé la différence des estimations pour les deux groupes et celles-ci est statistiquement significatives.

binaire prenant la valeur de 1 si l'individu a déclaré avoir de la difficulté à se concentrer au travail à cause de ses obligations familiales et 0 sinon.

Tableau 6 présente nos résultats pour les femmes non-syndiquées dans les colonnes (1) et (2) et syndiquées dans les colonnes (4) et (5). La pénalité due à la maternité est encore présente après l'ajout des contrôles pour les horaires flexibles ainsi que la concentration au travail. D'ailleurs celle-ci n'a pas beaucoup varié et se maintient à un impact négatif sur le revenu d'environ 11% pour les femmes non-syndiquées et de 8% pour celles qui le sont. Par contre, le signe des coefficients déterminant les femmes ayant déclaré avoir un horaire flexible ou même avoir de la difficulté à se concentrer est positif. Ceci implique que toutes choses étant égales par ailleurs dans notre modèle, les femmes ayant des horaires flexibles et déclarant avoir de la difficulté à se concentrer au travail auraient des revenus supérieurs. Ceci peut entre autres signifier qu'il pourrait y avoir un problème de causalité inverse qui pourrait entre autre indiquer que les personnes ayant un revenu plus élevé sont plus susceptibles de faire partie de ces deux catégories et non que le fait d'en faire partie implique des revenus supérieurs. Ceci n'étant pas intuitif, la question de cause à effet entre ces deux facteurs et le revenu total vaudrait la peine d'être examinée dans une recherche ultérieure.

4.6 Minorité

Comme derniers résultats et afin de tester la robustesse de ce que nous avons présenté jusqu'à maintenant, nous prendrons en considération trois nouvelles spécifications qui seront incluses sous forme de trois variables binaires. Ces trois variables prendront en compte le fait de faire partie d'une minorité visible ou d'être autochtone et d'avoir un état physique ou mental qui réduit la quantité ou le genre d'activités possibles au travail. Ceux ci sont présentés dans le Tableau 6, colonnes (3) et (6) pour les femmes non-syndiquées et syndiquées respectivement.

Les résultats les plus bas pour la pénalité due à la maternité varient d'environ 2 point de pourcentage par rapport à ceux obtenus en prenant en considération les minorités ethniques et la possibilité d'handicap. En effet les femmes non-syndiquées ont une pénalité due à la maternité de 10,1% et celles faisant partie d'une minorité visible ou étant autochtones subissent aussi un effet négatif d'environ 28% et 22% respectivement sur leurs revenus. Les mères faisant partie d'un syndicat ont un revenu inférieur d'environ 7,5% par rapport aux femmes syndiquées sans enfants. Celles faisant partie d'une minorité visible subissent un effet négatif d'environ 17,2%.

5. Conclusion

Cette recherche soutient la présence d'une pénalité due à la maternité chez les femmes canadiennes actives sur le marché du travail en utilisant les données du EGS, cycle 20 de 2006 et en se basant sur le revenu total. On estime que celle-ci se situe entre des valeurs statistiquement significatives de 12,4% et 7,5%. On soutient, que le phénomène de pénalité par rapport au revenu est propre aux femmes, puisque les hommes ayant déclaré avoir eu des enfants semblent être sujets à une prime d'environ 11,0% sur le revenu. De plus le statut matrimonial de l'individu peut créer une différence de revenu allant jusqu'à 18,9% chez les hommes et 14,8% chez les femmes.

Lors de notre analyse, nous avons testé non seulement les facteurs de base reliés au modèle économique de capital humain, mais aussi plusieurs facteurs spécifiques pouvant affecter l'implication des mères sur le marché du travail. Le choix d'un horaire de travail plus flexible ainsi que la baisse de productivité au travail due aux différentes responsabilités familiales furent pris en considération. Malgré tout la pénalité due à la maternité s'est maintenue entre 12,4% et 8,3%.

Nous finissons par mentionner que le facteur ayant eu l'impact le plus important fut la présence d'un syndicat. Toute analyse confondue, la présence d'un syndicat peut faire baisser la pénalité due à la maternité d'une valeur de 2,6 points de pourcentage.

Références

- Baker, M., & Milligan, K. (2008). How does job-protected maternity leave affect mothers' employment? *Journal of Labor Economics*, 26(4), 655-691
- Budig, M. J., & England, P. (2001). The wage penalty for motherhood. *American Sociological Review*, 66(2), 204-225
- Caranci, B., & Gauthier, P. (2010). In Beata Caranci P. G. (Ed.), *Career interrupted the economic impact of motherhood* / [Toronto, Ont.] : TD Economics, 2010.
- Dex, S., & Joshi, H. (1999). Careers and motherhood: Policies for compatibility. *Cambridge Journal of Economics*, 23(5), 641-659
- Drolet, M. (2011). Pourquoi l'écart salarial entre les hommes et les femmes a-t-il diminué? *L'Emploi Et Le Revenu En Perspective*, 23(1), 3-14
- Ejrnaes, M., & Kunze, A. (2004). Wage dips and drops around the first birth. *CAM*, 2004-01, 1-57
- Freeman, R.B. & Medoff, J. L. (1984). What do unions do? New York : Basic Books
- Gangl, M., & Ziefle, A. (2009). Motherhood, labor force behavior, and women's careers: An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography*, 46(2), 341-369
- Glauber, R. (2012). Women's work and working conditions: Are mothers compensated for lost wages? *Work and Occupations*, 39(2), 115-138
- Hegewisch, A., & Gornick, J. C. (2011). The impact of work-family policies on women's employment: A review of research from OECD countries. *Community, Work & Family*, 14(2), 119-138
- Joshi, H. (2002). Production, reproduction, and education: Women, children, and work in a British perspective. *Population and Development Review*, 28(3), 445-474

- Marshall, K. (2010). Prestations complémentaires versées par l'employeur. *L'emploi et le revenu en perspective*, 22(1), 5-14
- Napari, S. (2010). Is there a motherhood wage penalty in the finish private sector? *LABOUR*, 24(1), 55-73
- Paquet, R. & Najem, E. (2007). L'impact syndical sur l'entreprise canadienne et sa main-d'œuvre. *Revue internationale sur le travail et la société*, 5(3), 52-73
- Phipps, S., Burton, P., & Lethbridge, L. (2001). In and out of the labour market: Long-term income consequences of child-related interruptions to women's paid work. *Canadian Journal of Economics*, 34(2), 411-429
- Waldfogel, J. (1995). The price of motherhood: Family status and women's pay in a young British cohort. *Oxford Economic Papers*, 47(4), 584-610
- Waldfogel, J. (1997). The effect of children on women's wages. *American Sociological Review*, 62(2), 209-217
- Waldfogel, J. (1998). Understanding the "family gap" in pay for women with children. *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137-156
- Zhang, X. (2008). Emploi des mères canadiennes après la naissance d'un enfant et trajectoires des gains de leurs homologues occupées de façon continue. *Ottawa: Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail*, 1-46
- Zhang, X. (2009). Gains des femmes ayant des enfants et des femmes sans enfant. *L'emploi et Le Revenu en Perspective*, 21(3), 5-14

Tableau 1

Variables sommaires.

Variables	(1)			(2)		
	N	Hommes Proportion	Écart- type	N	Femmes Proportion	Écart-type
Enfants, variable binaire						
Ne jamais avoir eu d'enfants	4 732	0,317	0,455	4 238	0,333	0,461
Avoir eu des enfants	4 732	0,683	0,455	4 238	0,667	0,461
Vecteur éducation						
Études partielles sans l'obtention d'un diplôme	4 732	0,108	0,301	4 238	0,054	0,227
Diplôme d'études secondaires	4 732	0,292	0,451	4 238	0,253	0,434
Diplôme ou certificat d'études d'un collège communautaire	4 732	0,310	0,458	4 238	0,374	0,482
Doctorat, maîtrise ou baccalauréat	4 732	0,290	0,458	4 238	0,319	0,468
Expérience potentielle	4 704	18,377	10,041	4 198	17,984	10,301
Expérience réelle	4 687	18,333	10,040	4 172	17,732	10,230
Vecteur région						
Région de l'Atlantique	4 732	0,179	0,249	4 238	0,202	0,265
Québec	4 732	0,196	0,424	4 238	0,201	0,433
Ontario	4 732	0,309	0,488	4 238	0,310	0,489
Région des prairies	4 732	0,204	0,381	4 238	0,182	0,365
Colombie-Britannique	4 732	0,112	0,337	4 238	0,105	0,327
État matrimoniale, variable binaire						
N'avoir jamais été marié ou en union de fait	4 732	0,139	0,873	4 238	0,134	0,316
Avoir déjà été marié ou en union de fait	4 732	0,861	0,873	4 238	0,866	0,316
Catégorie du revenu total						
Aucun revenu	4 732	0,127	43 305,22	4 238	0,143	31 839,64
Moins de 5 000\$	4 732	0,003	43 305,22	4 238	0,004	31 839,64
5 000\$ à 9 999\$	4 732	0,003	43 305,22	4 238	0,012	31 839,64
10 000\$ à 14 999\$	4 732	0,010	43 305,22	4 238	0,028	31 839,64
15 000\$ à 19 999\$	4 732	0,019	43 305,22	4 238	0,049	31 839,64
20 000\$ à 29 999\$	4 732	0,089	43 305,22	4 238	0,156	31 839,64
30 000\$ à 39 999\$	4 732	0,127	43 305,22	4 238	0,176	31 839,64
40 000\$ à 49 999\$	4 732	0,138	43 305,22	4 238	0,156	31 839,64
50 000\$ à 59 999\$	4 732	0,121	43 305,22	4 238	0,099	31 839,64
60 000\$ à 79 999\$	4 732	0,183	43 305,22	4 238	0,108	31 839,64
80 000\$ à 99 999\$	4 732	0,084	43 305,22	4 238	0,039	31 839,64
100 000\$ et plus	4 732	0,098	43 305,22	4 238	0,029	31 839,64

Les valeurs des variables sommaires sont pondérées.

Tableau 2

Effet de l'ajout de spécification par la méthode des MCO.

Variables	Hommes				Femmes			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Avoir eu des enfants	0,240* (0,000)	0,177* (0,000)	0,176* (0,000)	0,110* (0,000)	-0,079* (0,002)	-0,062** (0,018)	-0,057** (0,027)	-0,098* (0,000)
Expérience potentielle	-	0,023* (0,000)	0,024* (0,000)	0,022* (0,000)	-	0,036* (0,000)	0,035* (0,000)	0,034* (0,000)
(Expérience potentielle) ²	-	-0,000* (0,001)	-0,000* (0,001)	-0,000* (0,002)	-	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)
Avoir déjà été marié ou en union de fait	-	-	-	0,178* (0,000)	-	-	-	0,148* (0,000)
Études partielles sans l'obtention d'un diplôme	-0,147* (0,000)	-0,147* (0,000)	-0,293* (0,000)	-0,298* (0,000)	-0,147* (0,000)	-0,147* (0,000)	-0,293* (0,000)	-0,298* (0,000)
Diplôme ou certificat d'études d'un collège communautaire	0,123* (0,000)	0,120* (0,000)	0,086* (0,003)	0,084* (0,000)	0,123* (0,000)	0,120* (0,000)	0,086* (0,003)	0,084* (0,000)
Doctorat, maîtrise ou baccalauréat	0,434* (0,000)	0,431* (0,000)	0,503* (0,000)	0,450* (0,000)	0,434* (0,000)	0,431* (0,000)	0,503* (0,000)	0,450* (0,000)
Contrôle pour la région	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui
Constante	10,745* (0,000)	10,368* (0,000)	10,395* (0,000)	10,312* (0,000)	10,632* (0,000)	10,104* (0,000)	10,179* (0,000)	10,093* (0,000)
R ²	0,032	0,154	0,175	0,181	0,004	0,193	0,211	0,215
Observations	4 117	4 117	4 117	4 117	3 608	3 608	3 608	3 608

La variable dépendante est le log du revenu total. Le groupe de référence consiste des individus vivant en Ontario, âgés de 24 à 54 ans, travaillant à temps plein, avec un diplôme d'étude secondaire, n'ayant jamais été marié et sans enfants. * Significatif à un taux de 99% ; ** Significatif à un taux de 95% ; *** Significatif à un taux de 90%.

Tableau 3

Personnes ayant eu des interruptions ainsi que la moyenne total de temps hors du marché du travail par la méthode des MCO.

Variable	(1) Hommes	(2) Femmes
Individus ayant eu des interruptions de travail	2,01%	7,41%
Moyenne de la durée total des interruptions (en années)	1,65	2,95
Interruption pour des raisons de demande de marché	44,99%	10,32%
Interruption pour des raisons de santé	22,09%	9,43%
Interruption pour des raisons familiale	12,69%	6,80%
Interruption pour un congé de maternité/ paternité	1,61%	55,61%
Interruption pour s'occuper des enfants	0,0%	33,13%
Interruption pour autres raisons	3,15%	6,35%
Observations	4 715	4 209

Les pourcentages indiquant les raisons peuvent avoir un total supérieur à 100 puisque le même individu peut déclarer plus d'un arrêt de travail et donc plus d'une raison. Les individus ayant déclarés avoir eu un arrêt de travail pour des raisons d'immigration, d'éducation et 'autre' furent exclus. Les interruption pour des raisons de marché inclut: les travailleurs saisonnier, les fins de contrat, la fermeture d'une compagnie. Les interruptions pour autres raisons inclut : les déménagements, les soins aux personnes âgées et les mariages

Tableau 4

Impact des différentes catégories d'arrêt de travail par la méthode des MCO.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Avoir eu des enfants	-0,099* (0,000)	-0,094* (0,000)	-0,094* (0,000)	-0,094* (0,001)
Expérience réelle	0,035* (0,000)	0,035* (0,000)	0,035* (0,000)	0,035* (0,000)
(Expérience réelle) ²	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)
Temps d'arrêt de travail en années	-	-0,018 (0,031)	-	-
Temps d'arrêt de travail pour un congé de maternité/ enfants si toujours à temps plein	-	-	-	-0,011 (0,603)
Temps d'arrêt de travail pour un congé de maternité/ enfants si a déjà été à temps partiel	-	-	-	-0,034* (0,004)
Temps d'arrêt de travail pour un congé de maternité/ s'occuper des enfants	-	-	-0,023 (0,033)	-
Temps d'arrêt de travail pour des raisons de demande sur le marché	-	-	-0,056 (0,040)	-0,053 (0,050)
Temps d'arrêt de travail pour des raisons de santé	-	-	0,015 (0,667)	0,011 (0,765)
Temps d'arrêt de travail pour autres raisons	-	-	-0,001 (0,947)	-0,000 (0,998)
Avoir déjà été marié ou union de fait	0,146* (0,000)	0,147* (0,000)	0,147* (0,000)	0,147* (0,000)
Études partielles sans l'obtention d'un diplôme	-0,297* (0,000)	-0,295* (0,000)	-0,297* (0,000)	0,299* (0,000)
Diplôme ou certificat d'études d'un collège communautaire	0,087* (0,002)	0,088* (0,002)	0,087* (0,002)	0,087* (0,003)
Doctorat, maîtrise ou baccalauréat	0,502* (0,000)	0,502* (0,000)	0,501* (0,000)	0,501* (0,000)
Contrôle pour la région	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	10,089* (0,000)	10,085* (0,000)	10,086* (0,000)	10,087* (0,000)
R ²	0,217	0,219	0,219	0,220
Observations	3 590	3 590	3 590	3 590

La variable dépendante est le log du revenu total. Le groupe de référence consiste des femmes vivant en Ontario, âgées de 24 à 54 ans, travaillant à temps plein, avec un diplôme d'étude secondaire, n'ayant jamais été marié, sans enfants et n'ayant pas pris d'arrêt de travail. * Significatif à un taux de 99% ; ** Significatif à un taux de 95% ; *** Significatif à un taux de 90%.

Tableau 5

Impact de la présence d'un syndicat par la méthode des MCO.

	Non-syndiqué			Syndiqué		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Avoir eu des enfants	-0,108* (0,003)	-0,107* (0,003)	-0,107** (0,023)	-0,080* (0,008)	-0,079* (0,009)	-0,079* (0,009)
Expérience réelle	0,044* (0,000)	0,043* (0,000)	0,043* (0,000)	0,017*** (0,086)	0,017* (0,000)	0,017* (0,000)
(Expérience réelle) ²	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,000*** (0,086)	-0,000*** (0,086)
Temps d'arrêt de travail en années	-0,023 (0,120)	-	-	-0,017 (0,036)	-	-
Temps d'arrêt de travail pour un congé de maternité/ enfants si toujours à temps plein	-	-	-0,015 (0,619)	-	-	-0,013 (0,365)
Temps d'arrêt de travail pour un congé de maternité/ enfants si a déjà été à temps partiel	-	-	-0,057** (0,023)	-	-	-0,023 (0,067)
Temps d'arrêt de travail pour un congé de maternité/ s'occuper des enfants	-	-0,031 (0,112)	-	-	-0,020 (0,045)	-
Temps d'arrêt de travail pour des raisons de demande sur le marché	-	-0,089* (0,000)	-0,088* (0,000)	-	-0,010 (0,831)	-0,008 (0,859)
Temps d'arrêt de travail pour des raisons de santé	-	-0,003 (0,918)	-0,003 (0,924)	-	0,022 (0,694)	0,016 (0,801)
Temps d'arrêt de travail pour autres raisons	-	0,008 (0,632)	0,008 (0,634)	-	-0,026 (0,114)	-0,025 (0,107)
Avoir déjà été marié ou union de fait	0,189* (0,000)	0,189* (0,000)	0,189* (0,000)	0,076** (0,027)	0,075** (0,028)	0,076** (0,028)
Études partielles sans l'obtention d'un diplôme	0,301* (0,000)	-0,305* (0,000)	-0,308* (0,000)	-0,180 (0,197)	-0,181 (0,195)	-0,182 (0,193)
Diplôme ou certificat d'études d'un collègue communautaire	0,062*** (0,089)	0,063*** (0,088)	0,061*** (0,095)	0,115* (0,001)	0,115* (0,001)	0,115* (0,001)
Doctorat, maîtrise ou baccalauréat	0,535* (0,000)	0,536* (0,000)	0,533* (0,000)	0,387* (0,000)	0,387* (0,000)	0,387* (0,000)
Contrôle pour la région	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	9,970* (0,000)	9,969* (0,000)	9,972* (0,000)	9,470* (0,000)	10,400* (0,000)	10,400* (0,000)
R ²	0,222	0,223	0,223	0,216	0,217	0,217
Observations	2 368	2 368	2 368	1 222	1 222	1 222

La variable dépendante est le log du revenu total. Le groupe de référence consiste des femmes vivant en Ontario, âgées de 24 à 54 ans, travaillant à temps plein, avec un diplôme d'étude secondaire, n'ayant jamais été marié, sans enfants et n'ayant pas pris d'arrêt de travail. * Significatif à un taux de 99% ; ** Significatif à un taux de 95% ; *** Significatif à un taux de 90%.

Tableau 6

Impact du choix d'horaire, de la motivation ainsi que l'effet des groupes de minorités par la méthode des MCO.

	Non-syndiqué			Syndiqué		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Avoir eu des enfants	-0,115* (0,001)	-0,124* (0,001)	-0,101* (0,004)	-0,077** (0,010)	-0,083* (0,006)	-0,075** (0,012)
Expérience réelle	0,042* (0,000)	0,042* (0,000)	0,037* (0,000)	0,017* (0,001)	0,016* (0,001)	0,016* (0,001)
(Expérience réelle) ²	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,001* (0,000)	-0,000 (0,095)	-0,000 (0,113)	-0,000 (0,092)
Temps d'arrêt de travail en années	-0,021 (0,151)	-0,022 (0,134)	-0,024 (0,110)	-0,016** (0,049)	-0,015** (0,048)	-0,016** (0,043)
Horaire flexible	0,158* (0,000)	0,154* (0,000)	0,146* (0,000)	0,090* (0,006)	0,091* (0,005)	0,087* (0,006)
Difficulté de concentration au travail du aux obligations familiales	-	0,057 (0,054)	0,066** (0,023)	-	0,049 (0,075)	0,052 (0,053)
Être autochtone	-	-	-0,224* (0,001)	-	-	-0,019 (0,825)
Faire parti d'une minorité visible	-	-	-0,283* (0,000)	-	-	-0,172* (0,001)
État physique ou mental réduisant la quantité d'activité possible au travail	-	-	-0,079 (0,065)	-	-	-0,083** (0,025)
Avoir déjà été marié ou union de fait	0,189* (0,000)	0,184* (0,000)	0,159* (0,001)	0,069** (0,042)	0,068** (0,048)	0,052 (0,127)
Études partielles sans l'obtention d'un diplôme	-0,295* (0,000)	-0,294* (0,000)	-0,272* (0,000)	-0,167 (0,223)	-0,173 (0,199)	0,076** (0,028)
Diplôme ou certificat d'études d'un collège communautaire	0,056 (0,127)	0,057 (0,119)	0,060 (0,086)	-0,120* (0,001)	0,120* (0,001)	-0,182 (0,193)
Doctorat, maîtrise ou baccalauréat	0,516* (0,000)	0,514* (0,000)	0,527* (0,000)	0,390* (0,000)	0,388* (0,000)	0,115* (0,001)
Contrôle pour la région	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Constante	9,935* (0,000)	9,919* (0,000)	10,042* (0,000)	10,383* (0,000)	10,368* (0,000)	10,400* (0,000)
R ²	0,235	0,236	0,260	0,224	0,227	0,243
Observations	2 368	2 368	2 368	1 222	1 222	1 222

La variable dépendante est le log du revenu total. Le groupe de référence consiste des femmes vivant en Ontario, âgées de 24 à 54 ans, travaillant à temps plein, avec un diplôme d'étude secondaire, n'ayant jamais été marié, sans enfants, n'ayant pas pris d'arrêt de travail, ayant des horaires fixes, sans difficulté de concentration au travail, ne faisant pas partie d'une minorité visible ou d'un groupe autochtone et sans handicap physique ou mental. * Significatif à un taux de 99% ; ** Significatif à un taux de 95% ; *** Significatif à un taux de 90%.