

INTRODUCTION

L'histoire des législations sur les normes du travail au Canada s'entremèle avec celle des droits des femmes. De tout temps, ces législations ont été présentées comme une façon de réduire les injustices et les inégalités vécues sur le marché du travail et, plus particulièrement, celles subies par les femmes. D'ailleurs, à leurs premiers balbutiements, ces lois ne s'appliquaient qu'aux femmes et aux enfants. Encore aujourd'hui, la présence massive des femmes sur le marché du travail et les préoccupations liées à la conciliation travail-famille sont à l'origine d'un grand nombre de nouveaux types de normes. Partout au pays et dans les pays industrialisés, les gouvernements ont endossé ces objectifs et ont eu recours aux législations sur les normes du travail afin d'encadrer le marché de l'emploi. Face à l'omniprésence de ces législations, il est essentiel de vérifier si ces dernières ont permis de réaliser une des missions qui leur étaient destinées : réduire les inégalités vécues par les femmes sur le marché du travail.

Dans le cadre de ce mémoire, nous examinons l'impact des normes du travail sur l'équité salariale entre les femmes et les hommes au Canada. À l'aide de données provenant de l'*Enquête sur la population active de Statistique Canada de 1997 à 2002*, nous estimons le rôle des différentes normes du travail dans la détermination du niveau de salaire des individus. L'analyse des différences entre les résultats de l'estimation de l'équation de salaire pour les hommes et les femmes nous permet de tirer des conclusions quant à l'effet des normes sur la discrimination salariale. Bien que nous utilisions une méthodologie classique,

notre étude innove en ajoutant aux variables habituelles des équations de salaire (expérience, éducation, caractéristiques d'emploi, etc.) des indicateurs qui expriment le degré de protection des normes du travail.

Notre mémoire s'inscrit dans une très mince tradition d'analyse économique des impacts des normes du travail. En effet, au-delà de la masse d'études sur le salaire minimum, rares sont les économistes qui, jusqu'à maintenant, ont effectué des recherches sur le sujet. Malheureusement, les personnes qui tentent d'appuyer solidement et objectivement leur argumentation face aux législations des normes du travail sur les résultats et les théories de l'analyse économique risquent trop souvent de se retrouver devant le néant. La solitude pèse plus encore si l'on tente, comme nous nous y appliquons, d'analyser le lien entre les normes du travail et la discrimination des femmes sur le marché de l'emploi.

L'originalité de notre étude nous impose d'en justifier les fondements théoriques. Plusieurs facettes de l'analyse économique nous permettent de tracer un lien direct entre les normes du travail et la discrimination salariale. C'est d'abord pour répondre au paradoxe principal des théories de la discrimination que certaines économistes y ont porté attention. De manière quasi unanime, ces différentes théories prévoient qu'à long terme les forces de la concurrence devraient faire disparaître la discrimination. Pourtant au Canada et même aux États-Unis, où l'économie est des plus concurrentielles, la discrimination entre les hommes et les femmes existe toujours. La clef de ce paradoxe réside pour certaines auteures dans le fait que les législations du travail font partie des institutions qui limitent la libre concurrence et par conséquent maintiennent artificiellement la discrimination.

Sans traiter spécifiquement des normes du travail, quelques auteures examinent directement le lien entre la réglementation d'une industrie et la présence de discrimination au domaine de l'emploi. Dans une étude du secteur du transport par autobus aux États-Unis, Schwartz-Miller et Talley (2000) démontrent que la déréglementation de cette industrie a eu pour conséquence de réduire la discrimination salariale entre les travailleurs des deux sexes. Les auteures citent quatre autres études qui démontrent le lien entre la réglementation d'une industrie et la présence de discrimination raciale (Schwartz-Miller et Talley, 2000, p. 146).

La théorie des *insider-outsider* développée par Lindbeck et Snower (1988) établit un autre pont entre les normes du travail et la discrimination. Cette théorie est fortement influencée par la théorie des clubs qui a souvent été appliquée à l'analyse de la syndicalisation. Les législations des normes du travail, particulièrement celles concernant la protection d'emploi, favorisent à l'isolement des détentrices d'emploi (*insiders*) face à la concurrence des chômeuses ou des travailleuses intéressées par leurs emplois (*outsiders*). En effet, selon cette théorie, les normes réduisent les risques de congédiements et alourdissent les procédures de mise à pied, ce qui permet aux employées d'obtenir un plus grand pouvoir de négociation. Ce pouvoir de négociation permet aux *insiders* d'influencer les décisions sur les niveaux de main-d'œuvre, privilégiant, selon leurs intérêts, l'amélioration de leur salaire avant l'accroissement du nombre de postes. Par conséquent, la réduction de l'embauche renforce l'exclusion des *outsiders* et affecte négativement leur salaire en créant une suroffre de travailleuses sur le marché des *outsiders*. Les mouvements opposés entre les salaires du groupe des *insiders* – qui sont majoritairement des hommes entre 30 et 55 ans – et ceux des *outsiders* – femmes et jeunes – expliquent le maintien de la discrimination.

Les seules vérifications empiriques de cette théorie concernent l'impact des normes de protection d'emploi sur la participation des différents groupes. L'OCDE (1999) ainsi que Montenegro et Pagés (2003) n'arrivent pas à démontrer hors de tout doute l'impact positif des normes de protection d'emploi sur le taux de chômage des femmes. Cet effet d'exclusion des *outsiders* par les normes du travail reste encore à démontrer. Pour ce qui est de leur impact sur l'écart salarial entre les femmes et les hommes, le terrain demeure toujours en friche.

D'autres études s'inscrivent en faux avec cette dernière théorie. Deux raisons majeures permettent de croire qu'un haut degré de protection par les normes du travail entraîne un impact positif sur les salaires de femmes. D'abord, le fait que les normes s'adressent avant tout aux travailleuses au bas de l'échelle et sans protection syndicale, position majoritairement occupée par les femmes, devrait induire un impact plus significatif pour celles-ci que pour les hommes qui sont déjà plus favorisés. Ensuite, l'obligation pour les

femmes de quitter le marché du travail lors de la naissance d'un enfant et leurs plus grandes responsabilités familiales ont souvent été citées comme une source importante de la discrimination dont elles sont victimes sur le marché du travail. Or, certaines normes tentent spécifiquement de remédier à ces situations (congés parentaux, droit de refus du temps supplémentaire, droit à l'absence pour obligation familiale...). Il est donc raisonnable de s'attendre à ce que ces normes aient plus d'impact sur les femmes que sur les hommes.

Rhum (1996) démontre, en comparant les législations des pays européens, que la durée du congé parental légal a un impact positif sur les salaires des femmes. Ces congés favorisent le retour chez le même employeur et le maintien de l'ancienneté. Ils évitent le gaspillage de capital humain spécifique à l'entreprise (expérience et formation) que la femme a développé et réduisent les risques de devoir recommencer depuis le début la recherche d'un emploi. Pour leur part, Dinardo, Fortin et Lemieux (1995) viennent appuyer l'hypothèse selon laquelle le niveau du salaire minimum réduit l'écart de salaire entre les hommes et les femmes. Ils constatent effectivement que la réduction du niveau réel du salaire minimum américain entre 1979 et 1988 a contribué de manière notable à l'accroissement de l'inégalité des salaires, surtout au détriment des femmes.

Le présent travail s'inscrit dans la lignée de cette dernière vision des normes du travail. Il tente donc de démontrer que les normes du travail ont un impact positif sur l'équité salariale entre les femmes et les hommes. Nous espérons que notre étude amènera une contribution à l'analyse économique des impacts des normes minimale du travail.

Déjà, un obstacle de taille se pointe à nous : comment construire des indicateurs quantitatifs fiables du degré de protection des normes du travail ? Le dépassement de cette difficulté détermine en grande partie la validité de notre étude. En effet, l'inclusion d'indicateurs fautifs dans l'estimation de notre équation de salaire risque de biaiser considérablement nos résultats. Encore une fois, c'est dans le noir, guidés par de rares études, que nous devons avancer et défricher notre chemin.

Le présent travail se divise en six chapitres. Comme ouverture, nous retraçons l'historique du développement des normes du travail au Canada et dressons une brève description du contexte politique et juridique qui les encadre. En deuxième lieu, afin d'approfondir notre réflexion économique sur les normes du travail, nous analysons les différentes théories qui en ont traité. Au troisième chapitre, nous abordons la question de la discrimination. La description de la situation actuelle des femmes sur le marché du travail au Canada est suivie d'une brève analyse des théories économiques de la discrimination. Dans le chapitre suivant, nous décrivons en détail notre modèle d'analyse. Les sources des données et les méthodes utilisées pour construire nos indicateurs sont présentées au chapitre 5. Enfin, au chapitre 6, nous présentons les résultats obtenus et discutons de leurs limites et de leur interprétation. En conclusion, nous amorçons une réflexion sur les conséquences économiques de nos résultats, ainsi que sur les difficultés rencontrées au cours de notre travail.

CHAPITRE I

LES NORMES DU TRAVAIL AU CANADA : HISTORIQUE ET DESCRIPTION

Présentes dans toutes les provinces du Canada, les législations des normes du travail sont marquées par le contexte légal, politique et historique qui les ont vu naître. Ce chapitre dresse un portrait des normes du travail au Canada. Après les avoir situées dans leur cadre législatif et politique, nous présentons un historique rapide de leur évolution. Cet historique nous permet de comprendre le lien serré entre les normes du travail et la lutte pour l'égalité des femmes sur le marché du travail. Enfin, nous procédons à une description des différents types de normes.

1.1 Le régime de législation du travail au Canada

Au Canada, les législations du travail sont en grande majorité de compétence provinciale. Même si l'Acte constitutionnel de 1867 ne spécifie aucunement la division des pouvoirs sur le sujet du travail et des relations ouvrières, il a semblé évident pour les tribunaux que ces sujets tombaient dans le champ du droit de propriété et du droit civil, champs où les gouvernements provinciaux exercent une compétence exclusive. Cependant, le gouvernement fédéral garde le pouvoir de légiférer en matière du travail pour les industries et travaux qui entrent dans ses champs de compétences. Ainsi, les secteurs à portée nationale comme l'aéronautique, le transport inter-provincial, les télécommunications, les banques – à l'exception des coopératives d'épargne – et la navigation sont régis par des législations fédérales. Il en va de même pour les employées de la fonction publique fédérale. Ces secteurs regroupent environ 10 % de la main-d'œuvre canadienne.

Malgré quelques différences dans les spécifications, les régimes de législations du travail se ressemblent beaucoup d'une province à l'autre. Ces législations se divisent en trois familles distinctes. La première regroupe les lois qui traitent des relations collectives de travail, de la syndicalisation et du règlement des conflits de travail. Un autre groupe de législations présentes dans toutes les provinces et au fédéral concerne la prévention et la réparation des accidents de travail et des maladies professionnelles. La dernière famille de lois, celle qui nous intéresse, regroupe les législations qui visent à encadrer le contrat individuel de travail en fixant des normes minimales quant aux conditions. Appelées « Labour standards », « Employment standards » ou « Normes du travail », ces lois sont présentes dans l'ensemble des 10 provinces et des 3 territoires du pays et constituent la section III du *Code canadien du travail*. De manière indirecte, les chartes des droits et libertés ont un impact sur le milieu de travail en bannissant la discrimination et en fournissant un recours contre le harcèlement sexuel.

Dans toutes les provinces, les législations sur les normes du travail ont une portée universelle. C'est-à-dire qu'elles couvrent l'ensemble des travailleuses salariées peu importe leur secteur d'activité, le type d'emploi ou la région. Seulement quelques types d'emplois sont exclus de l'application de ces normes, mais il s'agit d'exceptions¹. À travers le pays, ces législations sont administrées et appliquées par des commissions mixtes plus ou moins indépendantes. Par exemple, La *Loi sur les normes du travail* du Québec institue la création d'une Commission des normes du travail. Celle-ci, dirigée par un conseil d'administration dont les membres sont nommés par le gouvernement, et qui est formé d'une directrice générale et de 12 autres membres provenant à égalité de milieux des employeuses et des travailleuses. Munie d'une équipe d'enquêteuses et de procureures, la Commission a le pouvoir de poursuivre, de faire enquête et de donner des amendes aux employeuses qui ne respectent pas la loi. Cette commission a aussi le mandat de proposer des améliorations aux lois sur les normes du travail en vigueur. Seul le gouvernement fédéral diffère en cette pratique. En effet, l'application de la section III du *Code canadien du travail* est une responsabilité directe de la Direction du développement des ressources humaines Canada.

1.2 Développement historique des normes du travail

Le développement des législations du travail au Canada n'est nullement le produit d'initiatives des législatrices. Il est plutôt le résultat de compromis politiques qui répondaient à des événements tragiques, des mouvements de contestation sociale et des pressions de la part de différents groupes sociaux organisés. Tout au long de leur histoire, une préoccupation particulière pour la défense des droits des femmes colore leur développement. Que se soit pour répondre à des préoccupations d'ordre social et moral ou pour réagir aux demandes des mouvements de défenses des droits de femmes, les normes du travail ont été orientées afin de permettre une plus grande égalité des femmes au travail.

1.2.1 Les premiers pas

Au début de la confédération, les travailleuses faisaient face à un système de justice qui les considérait égales à leur patronne au point de vue juridique. Conforme à la vision des droits individuels et contractuels du *Common Law* britannique², le contrat de travail était considéré comme un contrat privé entre deux parties et les différends devaient se régler devant les tribunaux civils. L'intervention du gouvernement dans les relations de travail correspondait, dans l'esprit de l'époque, à une interférence dans les affaires privées. Malgré cette prétendue neutralité de l'État, ce dernier intervenait parfois. Plus souvent qu'autrement, ces interventions favorisaient les employeuses. McCallum (1995, p. 578) cite l'exemple si fréquent de l'envoi de troupes afin de protéger les terrains des entreprises et d'assurer le passage des briseuses de grève. De son côté, le *Master and Servant Act*, adopté en Ontario en 1847, permettait aux employées et patronnes d'amener leurs litiges devant des magistrats locaux. Les remèdes proposés par cette loi s'avéraient par contre inégaux : une patronne trouvée coupable devait corriger les torts commis, tandis qu'une employée pouvait être passible d'amende ou de prison.

Les premières législations apparentées aux normes du travail ont été adoptées en Ontario et au Québec en 1884 et en 1885. Le *Factories Act* et l'*Acte des manufactures* limitaient la

¹ Voir Annexe A2 pour une liste des exceptions selon les dispositions.

² Même au Québec, malgré la présence d'un code civil d'inspiration française, les législations du travail sont principalement un héritage anglo-saxon.

durée du travail pour les femmes et les enfants à 10 heures par jour et à 60 heures par semaine. Elles fixaient aussi l'âge minimum d'embauche à 12 ans pour les garçons et à 14 ans pour les filles. Enfin, ces lois jetaient les premières bases de réglementation sur la santé et la sécurité dans les manufactures. Ces lois répondaient aux préoccupations qu'avait soulevées le « *Rapport des commissaires chargés de faire enquête sur le fonctionnement des moulins et fabriques du Canada et sur la main-d'œuvre qui y est employée* » sur les abus de certaines employeuses (Hébert et Trudeau, 1987).

Comment expliquer cette soudaine intervention de l'État ? Les employeuses, tout comme les syndicalistes, s'opposaient à la fixation par la loi de conditions minimales. Les premières justifiaient cette opposition sur le principe du droit individuel inaliénable de contracter librement. Les syndicats, eux, croyaient fermement que l'organisation des travailleuses mènerait davantage à de meilleurs salaires que la décision législative d'un gouvernement qui ne les représentait pas (Labour Law Casebook Group, 1991).

Selon McCallum (1995), deux motifs peuvent expliquer ces interventions. D'une part, avec ses politiques protectionnistes, la Politique nationale adoptée par le gouvernement fédéral a grandement favorisé les industrielles, au détriment des agricultrices. Les gouvernements souhaitaient donc s'assurer que les ouvrières ne se joignent pas aux agricultrices dans leur contestation. Les premières normes ont servi à acheter l'allégeance de la classe ouvrière à la classe politique. D'autre part, comme les normes ne s'adressaient qu'aux femmes, les gouvernements ont facilement justifié leur intervention par un souci paternaliste de préserver l'ordre moral et certaines conditions nécessaires à l'épanouissement des familles de la nation.

Cet argument de la nécessité de protection des femmes et des enfants a refait surface lors de l'adoption des lois sur le salaire minimum des femmes dans la majorité des provinces après la Première Guerre mondiale. Les syndicats étaient aussi d'accord avec le principe du salaire minimum pour les femmes puisqu'elles étaient plus vulnérables à l'exploitation. De plus, tous s'accordaient sur la nécessité de s'assurer que « ... les mères gagnaient assez pour

pouvoir se nourrir sans être forcée de se prostituer³ ». Ainsi, dès leurs premiers balbutiements, les lois sur les normes du travail comportaient des préoccupations quant aux injustices connues par les femmes sur le marché du travail. Or, pour plusieurs critiques féministes, ce caractère ciblé des normes ne reflétait pas nécessairement une volonté d'égalité réelle entre les hommes et les femmes :

« Factories acts symbolically restored women to their appropriate place, recognising their weakness and providing them with state protection in place of the father or husband who had once been master of the workplace and home [which were the same]. In emphasising special treatment for women and children, instead of protection for all workers, the factories act did not directly contradict liberal ideas about the importance of citizen making their own agreements, because women and children were not full citizen anyway ». (McCallum, 1995, p. 583)

Les lois sur le salaire minimum des femmes répondait à une autre préoccupation politique : la nécessité d'assurer la paix sociale et le maintien du système économique et politique. À la suite de la Grève générale de Winnipeg en 1919, la répression sanglante qui en a résulté et face à la menace de la montée des mouvements révolutionnaires en Europe, les gouvernements ont senti le besoin de s'imposer comme arbitre au sein des conflits patronaux-ouvriers. Pour favoriser le retour au dialogue, le gouvernement fédéral a mis sur pied la Conférence industrielle nationale. Cette dernière a recommandé l'adoption par les provinces de salaires minimaux et la création de commission mixte pour administrer cette loi.

Au cours des années 20, la Colombie-Britannique a joué un rôle de leader. Elle a été la première province à limiter le nombre d'heures de travail pour la totalité des salariées dans les mines, les manufactures, la foresterie et la construction. La loi votée en 1923 limitait à 8 heures la journée et à 48 heures la semaine de travail. En 1925, avec le BC Minimum Wage Act, la province proclamait le premier salaire minimum pour hommes au pays.

³ Rapport officiel de la Conférence industrielle nationale, cité dans McCallum (1995, p. 590). Traduction libre.

1.2.2 La maturité

La Deuxième Guerre mondiale a consolidé le rôle des gouvernements dans la planification, le développement et la réglementation de l'économie. Les gouvernements provinciaux ont donc commencé à multiplier leurs interventions législatives dans le marché du travail. À la fin des années 40, l'Ontario, le Québec, le Manitoba, la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique avaient toutes adopté des législations accordant des vacances payées aux employées des manufactures. À partir des années 60, la moitié des provinces ont adopté des congés fériés payés.

À la suite de la Colombie-Britannique, les provinces ont modifié leur législation sur le salaire minimum et les heures de travail afin d'y inclure les hommes et d'éliminer les distinctions de genre. La deuxième vague de législation qui culmine dans les années 60 et 70 est pourtant, elle aussi, marquée par une grande préoccupation pour les conditions particulières aux femmes. Dès les années 60, plusieurs provinces ont adopté des lois afin de s'assurer que les femmes étaient payée à « salaire égal pour travail égal » (LBCG, 1991, p. 25). En 1964, le Nouveau-Brunswick a innové en rendant accessible aux non-syndiquées les congés de maternité en les incluant dans sa loi sur les normes minimales d'emploi. Dans la décennie suivante, la Colombie-Britannique, le gouvernement fédéral, la Nouvelle-Écosse, le Manitoba et la Saskatchewan allaient suivre. Au Québec, en Ontario et comme dans les autres provinces, les congés de maternités ont été inclus lors de la création des *Lois sur les normes du travail* au tout début des années 80.

C'est à la fin des années 70 et au cours des années 80 que les gouvernements provinciaux vont consolider leur rôle d'arbitre sur le marché du travail en adoptant des lois qui englobent de manière cohérente l'ensemble des réglementations du contrat individuel de travail telles que nous les connaissons aujourd'hui (*Voir tableau 1.1*).

Trois facteurs peuvent expliquer l'adoption de ces lois. D'abord, les années 70 ont été marquées par une activité syndicale très forte et souvent conflictuelle. Pour les employeuses, les normes du travail apparaissent comme une façon de calmer les esprits. Pour les syndicats, la nécessité de revendiquer des normes minimales universelles est devenue de plus en plus

claire. Ces derniers réalisent que, malgré la forte croissance de la syndicalisation des dernières décennies, il leur serait impossible de syndicaliser la totalité des salariées. Il devenait donc important de garantir des conditions minimales à celles exclues par le droit à l'organisation.

Tableau 1.1 : Les lois sur les normes du travail dans les différentes provinces

Terre-Neuve	1990	Labour Standards Act
Île-du-Prince-Édouard	1988	Labour Standards Act
Nouvelle-Écosse	1989	Labour Standards Act
Nouveau-Brunswick	1982	Employment Standards Act
Québec	1979	Loi sur les normes du travail
Ontario	1980	Employment Standards Act
Manitoba	1957	Labour Standards Act
Saskatchewan	1978	Labour Standards Act
Alberta	1988	Labour Standards Code
Colombie-Britannique	1980	Employment Standards Act
Fédéral	1985	Section III Code canadien du travail

De plus, de nouveaux mouvements sociaux structurés et mobilisés, entre autres ceux ayant trait à la défense des droits des femmes, viennent diversifier le débat sur les conditions des travailleuses. L'accès à des protections de base reconnues universellement pour toutes les travailleuses devient une revendication importante des mouvements de femmes. D'autant plus que les femmes représentent la majorité des employées qui œuvrent dans les secteurs difficiles à syndiquer telles que les services aux individus. De son côté, l'idéologie favorable à l'État providence de l'époque a contribué à inciter les gouvernements à intervenir dans la législation des conditions de travail. Enfin, on remarque qu'un phénomène d'émulation a stimulé les provinces à adopter les unes après les autres des législations presque similaires.

Pendant la décennie 90, un rôle d'innovation a été tenu par le Québec qui a apporté des modifications importantes à sa loi. En plus de reconnaître le droit de contester un

congédiement injuste, la loi québécoise sur les normes du travail garantissait maintenant une protection en cas d'absence pour maladie, une troisième semaine de vacances sans solde, des congés parentaux pour les deux parents et le droit de refuser le temps supplémentaire en cas d'obligation parentale. Certains de ces règlements vont se propager aux autres provinces dans les années suivantes.

1.2.3 Des tentatives de recul

La dernière période de l'histoire des normes du travail a été marquée par une tentative de recul de la part de certains gouvernements provinciaux. À la suite de l'élection d'un gouvernement conservateur en Ontario, des modifications aux normes ont été apportées en octobre 2000. Cette nouvelle loi a fait passer de 48 à 60 heures la semaine maximale et a permis d'étaler les heures supplémentaires sur plusieurs semaines afin d'éviter le paiement de la prime. Du côté du Québec, dans la foulée du rapport de la Commission sur l'allégement réglementaire, le gouvernement a décidé d'abandonner ses principaux décrets de conventions collectives qui garantissaient des normes minimales supérieures aux employées des secteurs de la couture, du meuble et du verre.

Or, malgré ces tentatives de recul, le regain de mobilisation politique autour des enjeux de la précarité et de la pauvreté a incité certains gouvernements à augmenter le niveau de protection de leurs normes du travail⁴. Par exemple, la dernière réforme qui a eu lieu au Québec en mai 2003 a amené des améliorations de la loi en faveur des travailleuses. De plus, cette réforme a ouvert une nouvelle voie en adoptant un recours contre le harcèlement psychologique au travail. Cette mesure vient répondre aux pressions acharnées de groupes populaires comme Au bas de l'échelle, aux pressions des organisations syndicales, mais aussi à la montée des préoccupations face à la multiplication des problèmes de santé mentale au travail (dépression et épuisement professionnel). L'avenir nous dira si les autres provinces suivront le Québec dans cette voie.

⁴ Les deux Marches mondiales de femmes ressortent comme exemple.

1.3 Portrait des normes du travail actuelles

Hormis les détails, les normes du travail adoptées par les différentes législations provinciales se ressemblent beaucoup. Nous pouvons diviser ces normes en cinq catégories que nous analyserons à la suite. Les détails des normes province par province peuvent être consultés aux tableaux de l'annexe A.

1.3.1 Salaire et temps de travail

L'ensemble des provinces possède une loi assurant un salaire minimum. Par contre, le Code canadien ne fixe pas de niveau de salaire minimum, mais impose l'obligation pour l'employeuse de verser le salaire minimum fixé par le gouvernement de la province où le travail a lieu. Certaines provinces comme la Nouvelle-Écosse, le Québec, l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique fixent plusieurs niveaux de salaire afin de tenir compte de différents bassins de main-d'œuvre. Souvent, les salaires minimaux sont plus bas pour les étudiantes, les travailleuses inexpérimentées ou les travailleuses recevant des pourboires.

Des normes fixent aussi le nombre d'heures maximales à la journée et à la semaine au delà duquel il est interdit d'exiger qu'une employée travaille. Certaines provinces n'imposent pas de maximum d'heure, mais accordent à la travailleuse le droit de refuser de travailler. Enfin, dans le but de décourager les horaires excessifs, l'ensemble des provinces a adopté le principe de la majoration du salaire pour les heures qui dépassent ce qui est considéré comme la journée ou la semaine normale de travail. Enfin, des règles sont souvent imposées au sujet des pauses quotidiennes et des périodes de repas.

1.3.2 Congés et vacances

En plus des congés fériés lors des fêtes religieuses ou civiles, réputés chômés et payés, toutes les législations provinciales garantissent à toutes les employées le droit à des vacances payées. Certaines législations accordent également aux employées une protection d'emploi lors d'absence pour des raisons de santé. Dans ces cas, la protection n'est en vigueur qu'après un certain nombre de mois à l'emploi et dure pour une période allant de 5 jours à 17 semaines, selon les provinces.

1.3.3 Congés parentaux et familiaux

Avec l'arrivée massive des femmes sur le marché du travail, la conciliation travail-famille est devenue une préoccupation importante. Les législations sur les normes minimales de travail illustrent bien ce phénomène. D'abord, toutes les provinces garantissent aux femmes enceintes la possibilité de s'absenter du travail en cours de grossesse tout en assurant leur sécurité d'emploi. Ensuite, les parents d'un nouvel enfant jouissent aussi de la possibilité de quitter le travail pour une certaine période sans risquer de perdre leur lien d'emploi. De plus, toutes les législations considèrent le congédiement d'une femme pour le seul motif qu'elle est enceinte comme une forme de discrimination strictement interdite par la charte des droits et libertés. Sans être dans les normes du travail, le Québec est tout de même la seule province à offrir la possibilité du retrait préventif pour la femme dont les conditions de travail représentent un danger pour la santé de l'enfant qu'elle attend ou qu'elle allaite. Le code canadien pour sa part n'assure que le déplacement des femmes enceintes vers d'autres tâches plus sécuritaires.

Quelques provinces accordent une protection d'emploi aux personnes qui doivent s'absenter afin de répondre à des urgences familiales. L'entrée en vigueur du congé de compassion octroyé par le gouvernement fédéral dans le cadre de son programme d'assurance-emploi incitera sûrement les provinces à légiférer pour garantir une sécurité d'emploi à celles qui doivent s'absenter plusieurs semaines pour assister un membre malade de sa famille. Le Québec et la Saskatchewan ont déjà pris des initiatives en ce sens.

1.3.4 Normes de protection d'emploi

Les normes de protection d'emploi sont sans doute celles dont les effets secondaires ont été le plus étudiés (OCDE, 1999). L'obligation de donner un préavis lors d'une cessation d'emploi représente la première norme de cette famille. Ce préavis écrit sert à informer l'employée de son congédiement éventuel ou constitue un certain nombre de semaines de salaire à verser en cas de congédiement immédiat. Seule l'Ontario ajoute à ce préavis

l’obligation pour l’employeuse d’offrir une indemnité de départ proportionnelle à la durée du lien d’emploi.

Trois juridictions, le fédéral, la Nouvelle-Écosse et le Québec, offrent un recours administratif en cas de congédiement jugé injustifié. Ce recours donne accès à de l’aide juridique et permet à l’employée d’être entendue devant un tribunal administratif. Ce recours diffère grandement des poursuites autorisées devant les tribunaux civils en vertu du *Common law* dans les différentes provinces. En effet, ce dernier recours signifie que l’employée assume seule sa défense et que le cas est analysé selon le droit des contrats. De plus, le recours administratif permet dans certains cas à l’employée d’obtenir sa réintégration à l’emploi, ce qui est impossible devant les tribunaux civils (Canadian Master Labour Guide, 1997, p. 313). Il est important de noter que la protection n’est disponible en Nouvelle-Écosse que pour les employées ayant plus de 10 ans de service pour la même entreprise, ce qui ne touche qu’une minorité d’employées.

Enfin, dans quelques provinces, la loi sur les normes du travail prévoit des obligations spéciales pour les patronnes qui veulent procéder à des licenciements collectifs. Ces règles visent avant tout à permettre aux gouvernements, syndicats ou employées de mettre en place un processus de reclassement des personnes licenciées. Parmi les contraintes imposées aux patronnes se trouvent un préavis plus long que celui pour les licenciements individuels, l’obligation d’informer le gouvernement et l’organisation ouvrière avant de procéder au licenciement et, parfois, l’obligation de participer à un comité mixte de reclassement et de le financer.

1.3.5 Autres lois qui touchent les travailleuses non syndiquées

Bien que notre étude porte principalement sur les législations des normes minimales de travail, nous avons jugé pertinent d’analyser l’impact de certaines autres lois qui touchent les travailleuses non syndiquées. Notre analyse inclut les lois sur l’équité salariale et la discrimination positive pour la fonction publique. La notion d’équité salariale au niveau juridique réfère au fait qu’une personne qui occupe un emploi « traditionnellement » féminin

doit recevoir un salaire équivalent à celles occupant des emplois équivalents en terme de responsabilités, de difficultés et de formation requise.

Toutes les provinces ont des lois interdisant la discrimination salariale. Par contre, peu d'entre elles ont poussé plus loin leur intervention en faveur des femmes. Seulement certaines juridictions ont adopté des lois ou des politiques afin d'encourager l'atteinte de l'équité salariale, tant dans le secteur public que privé. Certains gouvernements ont aussi mis en place des politiques de discrimination positive afin d'assurer une représentation équitable des femmes aux différents niveaux de leur fonction publique ou des entreprises avec lesquelles ils sont en étroites relations.

Enfin, une section des codes du travail traitant de l'accès à la syndicalisation nous intéresse puisqu'elle touche les non-syndiquées. Dans l'ensemble des provinces, les lois exigent que la majorité des employées expriment leur désir de faire partie d'un syndicat avant d'en reconnaître légalement l'accréditation. Certaines provinces reconnaissent automatiquement un syndicat lorsque celui-ci démontre qu'il a obtenu une majorité de signatures. D'autres provinces exigent l'étape supplémentaire du référendum d'accréditation. Sans discuter des raisons, la pratique nous démontre que l'obligation du référendum rend le processus de syndicalisation plus difficile.

Malgré leurs différences dans les détails, les législations des normes du travail des différentes provinces ont des liens de parenté très forts. Issues du même cadre législatif, ces lois répondent à des décisions politiques, des objectifs sociaux et des événements dont les histoires s'entrecroisent. Cette cohérence laisse croire que les différentes législations répondent à une même rationalité économique. Nous verrons au prochain chapitre de quelle façon les économistes ont tenté d'expliquer l'existence de ces normes du travail.

CHAPITRE II

THÉORIES ÉCONOMIQUES DES NORMES DU TRAVAIL

Depuis plus d'un siècle la très grande majorité des gouvernements des pays industrialisés, y compris les provinces canadiennes comme nous l'avons vu au chapitre précédent, adoptent des normes minimales pour tenter de corriger ce qu'ils considèrent des problèmes dans le marché du travail. Malgré cette unanimité dans l'application politique, peu d'économistes expliquent leur pertinence. Cette quasi-absence porte ombrage à la discipline de l' «économie du travail ». Ainsi, comme l'exprime Michael Piore (1986, p. 156), l'omniprésence des normes du travail dans nos sociétés nous force à tenter de comprendre les motivations sociales, économiques et politiques qui les soutiennent. C'est donc pour tenter d'approfondir cette analyse que le présent chapitre présente les différentes théories économiques des normes du travail.

2.1 L'approche orthodoxe

Les modèles de la théorie néoclassique servent rarement à justifier de manière rationnelle l'existence de normes du travail. Dans un grand nombre d'études sur leurs impacts secondaires, les normes sont souvent perçues comme des sources de rigidité, des coûts et des entraves au bon fonctionnement du marché du travail. Le débat entourant la « flexibilité » du marché du travail animé entre autres par l'OCDE fournit un bon exemple de cette tendance. Traditionnellement, pour les tenants du libéralisme, la réglementation du marché du travail constitue avant tout une limitation de la liberté de contrat, de la liberté de jourir et d'utiliser librement sa propriété et sa personne. D'ailleurs, plusieurs jugements des

cours supérieures américaines ont fait tomber les premières législations du travail en les déclarants contraire à la Charte des droits⁵.

Pour plusieurs économistes néoclassiques, les inégalités constatées sur le marché du travail proviennent des défaillances dans la répartition du capital humain : paresse de certaines employées, manque de formation ou problèmes personnels des autres. De plus, cette inégalité est le prix à payer pour permettre l'accumulation du capital nécessaire au progrès économique (Kaufman, 1998).

Ce n'est qu'avec l'apparition des théories sur les défaillances naturelles des marchés qu'il est devenu possible de justifier les normes du travail. Les « externalités » de Pigou (ou Coase), l'« information imparfaite » de Stiglitz, les « biens publics » de Samuelson, les « monopsonies » de Joan Robinson et le « dilemme du prisonnier » de Nash, laissent de l'espace pour une théorie économique des normes du travail. Quelques économistes ont esquissé une explication des normes à l'aide de ces défaillances (Adisson et Teixeira, 2001), mais aucune n'a présenté de modèle précis. Nous développerons des explications après avoir passé en revue les autres approches économiques.

2.2 Les approches hétérodoxes

2.2.1 L'analyse marxiste

La documentation théorique sur les normes du travail est presque entièrement le fait d'économistes s'identifiant à l'une ou l'autre des écoles de pensée hétérodoxes. Du côté de l'analyse économique marxiste, les normes du travail représentent un mécanisme de réforme nécessaire afin de retarder l'écroulement du système capitaliste. Individuellement, les capitalistes ont intérêt à exploiter le plus intensivement la classe ouvrière en réduisant au minimum leurs conditions de travail. Cette course vers le bas fait descendre les salaires sous le niveau nécessaire à la reproduction sociale des prolétaires pour atteindre parfois le salaire de survie. Ne pouvant baisser davantage le salaire journalier, les capitalistes compensent en

⁵ Par exemple, en 1886, la Cour suprême de Pennsylvanie se penche sur la loi exigeant que les salaires soient versés en argent et non en note de crédit. Elle déclare cette loi anticonstitutionnelle (Kaufman, 1998, p. 355).

augmentant le nombre d'heures et la cadence de travail. Ces deux phénomènes, qui affectent la santé et la reproduction de la classe ouvrière, provoquent à moyen et à long terme une réduction du nombre de travailleuses aptes à servir le capital. Cette diminution de la main-d'œuvre disponible aura pour conséquence éventuelle une hausse des salaires, car pour Marx « ... *the general movements of wages are exclusively regulated by the expansion and contraction of the industrial reserve army...* ». (1967, p. 170-171, dans Booth, 1978, p. 138) La hausse des salaires conduit à une baisse du taux de profit, et donc à l'effritement du rythme d'accumulation nécessaire à la survie du système capitaliste. L'intervention de l'État par l'imposition de normes est donc nécessaire à l'équilibre entre les intérêts individuels des capitalistes et l'intérêt collectif du système capitaliste.

Quoi que Marx perçoive les réformes sociales comme une façon de prévenir un changement fondamental des relations de classes, donc de retarder la révolution, il semble malgré tout favorable à l'imposition de normes du travail (Booth, 1978). Pour lui, ces normes fournissent une victoire au prolétariat, ce qui aide à la constitution d'une conscience de classe. Elles permettent aussi une amélioration immédiate des conditions de vie des travailleuses. Enfin, les preuves de l'effet nettement positif des premières législations du travail en Angleterre constituent une victoire théorique pour Marx :

« [...] it was the first time that in broad daylight the political economy of the middle class [apôtre du laissez faire] succumbed to the political economy of the working class ». (Marx et Engels, 1966, vol. 2, p. 6, dans Booth, 1978, p. 155)

L'analyse des normes du travail des économistes néomarxistes diffère peu de celle de Marx. Par contre, le conflit entre la nécessité d'améliorer les conditions de vie des ouvrières dans l'immédiat et l'espoir de provoquer rapidement l'effondrement du système capitaliste divise les appuis aux normes.

2.2.2 L'analyse keynésienne

Pour les post-keynésiennes ainsi que pour les héritières de Kalecki, l'inégalité du pouvoir de négociation dans le marché du travail justifie l'adoption par les gouvernements de normes

du travail sévères. Selon ces théoriciennes, la détermination des salaires et des conditions de travail n'est que peu influencée par le jeu de l'offre et de la demande sur le marché du travail ou sur la valeur du produit marginal. Si le marché influence directement le nombre d'emplois, les conditions d'emploi sont plutôt issues de la confrontation du rapport de force entre patrons et employés (Couillard, Dostaler et Trudeau, 1986, p. 4). La réglementation permet d'égaliser un peu ce rapport de force, mais assure surtout un maintien du niveau d'emplois en temps de ralentissement économique. Ce maintien des emplois est un des éléments qui permet de relancer la demande globale et ainsi de relancer l'économie qui sortirait difficilement de crise sans aide.

2.2.3 L'analyse institutionnaliste de Commons

Les analyses les plus poussées des normes du travail se retrouvent du côté des économistes de l'école institutionnaliste. Nous discutons d'abord des positions de John R. Commons, sans doute un des économistes les plus influents dans le domaine des relations industrielles. Il est en effet reconnu comme le père de la plupart des grands régimes de protection des travailleuses et travailleurs en Amérique du Nord (santé et sécurité, chômage, normes du travail⁶). Ses analyses proviennent d'une étude de l'histoire et de nombreuses observations « sur le terrain » des relations de travail dans l'industrie américaine.

Commons reconnaît tout d'abord l'immense inégalité qu'on retrouve sur le marché du travail entre les employeuses et les ouvrières. Il dénonce souvent ce qu'il appelle la *cutthroat competition*, un contexte qui pousse les conditions de travail vers le bas :

« Another reason for low wage scale [...] is the cutthroat competition of the workers for work. Among the unskilled, unorganized workers, the wage that the cheapest labourer – such as the partially supported women, the immigrant with low standards of living, or the workman oppressed by extreme need- is willing to take, very largely fixes the wage level for the whole group. » (Commons, 1936, p. 48)

⁶ Il fait partie du « Labor Hall of Fame », un honneur décerné par l'association des Friends of the Department of Labor aux États-Unis. Voir Barbash, Jack. 1989. « John R. Commons : pioneer of labor economics ». *Monthly Labor Review*, vol. 112, n° 5 (mai), p. 44-49.

Il discute du problème des externalités liées au travail abusif⁷. Les normes du travail seraient pour lui une réponse à cette défaillance du marché. Il note aussi l'importance des normes dans le partage du travail et la sécurité d'emploi en période de ralentissement, deux éléments qui permettent selon lui de réduire le chômage. Il affirme aussi que les normes du travail servent à réduire les tensions sociales qui pourraient mener à un développement des mouvements révolutionnaires. Son analyse du rapport entre les lois et le marché constitue sa contribution originale la plus importante.

Pour Commons, le marché ne fonctionne pas selon une loi naturelle universelle. Selon lui, les règles qui encadrent le marché ont une incidence fondamentale sur les résultats des négociations et des échanges qui s'opèrent en son sein. Ces règles de fonctionnement résultent de décisions politiques, juridiques et de traditions ayant cours dans une société donnée et diffèrent à travers le temps et d'une culture à l'autre (McIntyre et Ramstad, 2002).

Il est impossible de dissocier l'économie des lois selon Commons. L'exemple le plus fondamental est la reconnaissance et la protection juridique de la propriété privée. Un marché libre ne saurait fonctionner de manière efficace si aucune loi ou institution juridique et pénale n'assurait le droit à la propriété privée. Au lieu d'échanger, plusieurs individus accapareraient les biens d'autrui sans contrepartie. L'établissement du droit de propriété est donc essentiel au marché.

Or, pour Commons, « ... *the implantation of ‘justice’ into market process had been imperfect* », particulièrement dans le marché du travail (1936, p. 295). Les régimes juridiques issus du Common Law considèrent le contrat de travail (la relation employeuse-employée) comme toute autre forme de contrat. Pourtant, trois grandes différences séparent l'échange de travail de toute autre forme d'échange de propriété. Une première différence provient de la nature particulière du « bien » échangé sur le marché du travail. Par le travail, l'employée offre non seulement sa force motrice ou créatrice, mais elle met aussi en jeu son développement personnel et social ainsi que sa santé.

⁷ Par son régime de protection de la santé et de sécurité où les employeurs doivent cotiser en proportion du nombre d'accidents à avoir lieu dans leur entreprise, il tente de trouver un moyen d'internaliser les coûts sociaux.

Une autre différence provient de l'inégalité fréquente dans la relation employeuse-employée. La relation entre la travailleuse sans propriété autre que sa force de travail et la patronne détentrice du capital crée une inégalité de pouvoir de négociations parce que la travailleuse est sous la nécessité impérieuse d'arriver à un accord immédiatement. De cet accord dépend son gagne-pain⁸ (Commons, 1936, p. 502).

La dernière différence provient du déséquilibre de protection des droits des travailleuses par le système des tribunaux civils. D'une part, la majorité des juges proviennent de classes aisées et proches de celles des propriétaires de capitaux. Leurs décisions tranchant les litiges relatifs aux contrats de travail comportent un biais en faveur des employeuses. D'autre part, les travailleuses les plus exposées à l'exploitation et à la fraude sont souvent celles qui n'ont aucune connaissance ni moyens financiers pour défendre leur cause devant des tribunaux où elles doivent affronter le service du contentieux de leur employeuse (Kaufman, 1998).

Commons tire donc la conclusion suivante : pour assurer le bon fonctionnement du marché des marchandises, tous acceptent l'importance d'un bon système de lois dont l'application est assurée par un service de police et des tribunaux. Le marché du travail a alors besoin lui aussi d'institutions pour encadrer son fonctionnement. Or, ce marché particulier doit posséder des institutions particulières. Pour Commons, le marché du travail doit être encadré par une législation et des normes particulières ainsi que par la création de tribunaux spécifiques.

La structure des commissions de santé et sécurité, ainsi que des commissions des normes du travail actuelles (commission indépendante à participation tripartite et tribunaux administratifs) représentent bien la vision de Commons.

Enfin, Commons rappelle que la possibilité de réduire presque à souhait les conditions de travail entraîne une sorte de compétition très peu souhaitable sur le plan social. La compétition a toujours été valorisée pour sa capacité à favoriser l'innovation et le talent. Par contre, lorsqu'une employeuse peut omettre de rechercher des méthodes de production

efficaces et réussir tout de même à garder un avantage compétitif du seul fait des salaires et des conditions minimes qu'elle accorde, l'incitatif à l'innovation et au talent disparaît. L'avantage ne sera plus à l'entreprise aux méthodes de production les plus efficaces, mais à celle qui exploite le plus ses employées.

2.2.4 Les analyses institutionnalistes récentes

Dans la deuxième moitié ⁸du siècle, un autre économiste a marqué l'école institutionnaliste : Michael Piore. Son analyse de la segmentation du marché du travail a eu un impact important dans l'analyse de la structure industrielle nord-américaine. Piore définit deux grands marchés du travail complètement distincts. Le « marché primaire » comprend l'ensemble des emplois au sein de grandes entreprises, développées sur le plan technologique et détentrices d'un certain pouvoir de marché. Ces emplois sont caractérisés par de bonnes conditions de travail, des salaires élevés, des règles bien définies de mobilité interne et la présence de gestionnaires du travail qui jouent le rôle d'intermédiaire entre les ouvrières et les patronnes. La présence d'ouvrières spécialisées et d'organisations ouvrières introduit des mécanismes de négociations. Il en résulte que le rapport de force entre les deux groupes détermine le niveau des conditions de travail. Le « marché secondaire », pour sa part, comporte les emplois des petites entreprises où le processus de production est assez simple et où la réalisation du travail demande peu de formation. Des bas salaires, un fort roulement du personnel et des relations directes entre les patronnes et les employées caractérisent ce deuxième marché. Contrairement au « marché primaire », ce marché n'offre pas de perspectives de développement ou de formation pour ses travailleuses. Au contraire, il aurait plutôt tendance à détériorer le capital humain de ces dernières. Comme les travailleuses du marché secondaire n'ont aucun pouvoir de négociation, les conditions sont donc arrêtées par les employeuses qui agissent comme des monopsones. Les différences de ces deux marchés sont renforcées par le fait qu'ils sont quasiment étanches l'un à l'autre (Couillard, Dostaler et Trudeau, 1986, p. 5).

⁸ Adam Smith reconnaissait ce désavantage : voir *The Wealth of Nations*, vol. 1, page 81.

Pour Piore, chaque marché appelle une réglementation différente. Un régime de relations industrielles pour tempérer les conflits de travail entre patronnes et organisations ouvrières dans le « marché primaire ». Tandis que des normes minimales doivent venir compenser le peu de pouvoir de négociation des travailleuses dans le « marché secondaire ». Ces normes assurent aussi un ralentissement de la détérioration du capital humain, en empêchant les employeuses de considérer les employées comme une ressource jetable et en les incitant à investir dans leur développement (Piore, 1986).

De leur côté, les tenants de la théorie de la régulation considèrent que les normes du travail constituent une composante nécessaire dans l'organisation moderne des relations de travail et du salariat. Cette organisation qui est le fruit d'un compromis entre les grandes compagnies capitalistes et le mouvement ouvrier est vitale à la croissance et au maintien du système capitaliste. Comme l'explique Robert Boyer (1987), les « rigidités » imposées par les normes du travail sont nécessaires à l'implantation d'autres formes de « flexibilités » dans les entreprises. Ainsi, les garanties de protection d'emploi s'avèrent précieuses pour favoriser l'attachement des travailleuses à l'entreprise. L'attachement et la sécurité leur permettent de collaborer à l'introduction de nouvelles technologies de production ou à une réorganisation du travail.

2.3 Ouverture vers une théorie néo-classique des normes du travail

Si peu d'économistes néoclassiques ont développé des modèles justifiant l'existence de normes du travail, il nous semble pertinent d'ébaucher une réflexion à l'aide des différentes défaillances du marché. D'abord, plusieurs types de normes permettent d'« internaliser » les coûts sociaux reliés au travail, des coûts rarement pris en compte lors de la fixation des conditions de travail. La vente de son travail engage non seulement sa force productive et créative, mais sa personne entière et sa santé. Ainsi, comme il est impossible de définir des droits de propriété pour la vie et la santé et qu'il s'avère hasardeux d'en évaluer la valeur, il devient impossible pour le marché du travail de considérer tous les coûts sociaux reliés au travail. La solution de marché proposée par Coase s'applique donc difficilement. Il faut ainsi trouver des solutions du côté des normes. La réglementation des heures supplémentaires tient compte des coûts familiaux et sociaux reliés aux trop longues heures de travail en raison de

leurs risques pour la santé physique et psychologique des employées. L'actualité nous pousse à considérer le cas des épuisements professionnels sous cet angle. Le congédiement d'un travailleur occasionne des coûts pour la société : reclassement, période de chômage et perte de productivité due à la partie non transférable de la formation particulière à cet emploi. Les normes de protection d'emploi contribuent à faire porter une partie de ces coûts à l'employeuse ou à réduire l'utilisation injustifiée du congédiement. Les congés parentaux empêchent quant à eux les employeuses de trop chercher à réduire la période consacrée par les parents à la garde d'un enfant naissant. Cette incitation à l'engagement parental permet à l'ensemble de la population de se porter mieux.

Les problèmes d' « information imparfaite » peuvent aussi expliquer, d'une part, la présence de normes du travail. Par exemple, les normes de protection d'emploi existent parce qu'il est impossible pour une employée de négocier une prime de perte d'emploi raisonnable, car elle ne possède pas l'information suffisante sur la santé économique de l'entreprise ou les perspectives du marché (Adisson et Teixeira, 2001). D'autre part, des problèmes de « sélection adverse » se posent pour une employeuse qui veut offrir volontairement des congés parentaux de longue durée. Ce dernier va attirer en premier lieu des employées prévoyant avoir des enfants sous peu, ce qui va augmenter au-dessus de la moyenne son taux d'absence et multiplier ses coûts (Rhum, 1996).

Pour justifier la présence de normes universelles appliquées par une organisation indépendante, il est possible d'avoir recours au « dilemme du prisonnier ». Socialement, il peut être avantageux que des normes strictes soient appliquées afin de préserver la santé, la sécurité et le développement des travailleurs et travailleuses. De plus, l'ensemble des entreprises peut bénéficier d'une main-d'œuvre qui n'est pas épuisée, qui est fidélisée et qui s'épanouit. Par contre, individuellement, chaque entreprise a avantage à réduire les conditions de travail de ses employées afin d'en tirer un avantage compétitif. Ainsi, laissée à elle-même, face à la menace d'une compétitrice qui peut abaisser ses conditions de travail, le choix rationnel de l'entreprise est de réduire ses conditions de travail. Par contre, cet équilibre de Nash n'est pas optimal au sens de Pareto pour les entreprises et la société (*voir*

matrice ci-jointe). Ainsi, la présence d'une institution externe qui impose de normes et punit les tricheurs permet de se rapprocher de l'optimum⁹.

		Employeur 2	
		Exploite	Respecte
Employeur 1	Exploite	6	0
	Respecte	8	10
	0	10	

Figure 1.1 Matrice des gains

Enfin, l'équilibre dans un marché, même s'il est parfaitement compétitif et répond à toutes les conditions (information parfaite, concavité des courbes de préférence...), mène à un optimum de Pareto. Cela signifie que toutes les possibilités d'échanges mutuellement désirables ont été épuisées par le marché. Par contre, rien ne nous indique que cet équilibre répondra au critère d'équité dans l'allocation des ressources. C'est peut-être en regard de ce critère que l'intervention des gouvernements en matière de conditions de travail est justifiée. Cet argument est amené à plusieurs reprises dans le débat sur le salaire minimum.

En établissant un lien entre la discrimination salariale et les normes du travail, les prochains chapitres tentent de vérifier certaines pistes théoriques élaborées ci-dessus.

⁹ Ne connaissant pas le choix de son concurrent, chaque employeur aura avantage à choisir d'exploiter car il se retrouve avec un gain potentiel de 7 ($6^* - + 8^*$ car les probabilités se divisent également entre les 2 choix). Pourtant, si il choisissait de respecter l'employeur gagnerait 10. Il ne fera rationnellement ce choix que s'il est convaincu que son concurrent fera le même. Cette éventualité n'est possible que si une contrainte extérieure les y force.

CHAPITRE III

LA DISCRIMINATION DES FEMMES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

Dans cette section, nous abordons la question de la discrimination. Pour mesurer l'impact des normes du travail sur la discrimination, il nous importe de bien comprendre cette dernière. Au cours de ce chapitre, nous dressons un portrait de la situation des femmes sur le marché du travail au Canada. Ensuite, nous esquissons une revue de quelques-unes des théories de la discrimination les plus importantes.

L'image traditionnelle de la femme « reine du foyer » et de l'homme pourvoyeur a été bousculée au cours de 40 dernières années. En effet, le taux de participation des femmes est passé de 29 % à 61,6 % pour l'ensemble du Canada entre 1961 et 2003¹⁰. L'écart entre les revenus des femmes et des hommes à lui aussi diminué. Si en 1967, les femmes travaillant à temps plein gagnaient en moyenne un revenu égale à 58,4 % de celui des hommes, ce ratio est aujourd'hui de plus de 72 % (Drolet, 2001, p.1). Pourtant, la place et la reconnaissance des femmes sur le marché du travail demeurent tout de même différencierées de celles des hommes. Leurs revenus de travail sont en moyenne inférieurs à ceux des hommes. Malgré des ouvertures, les femmes restent souvent cantonnées dans les secteurs « traditionnels » des services et de l'industrie légère. Enfin, encore aujourd'hui, travail atypique et précarité se conjuguent au féminin.

3.1 Les diverses facettes de la discrimination

Le concept de discrimination économique remonte au début du 20^e siècle alors que l'économiste suédois Gustav Cassel a posé, en comparant les salaires des hommes et ceux des femmes, la question suivante : « Sous quelles conditions des biens essentiellement identiques

¹⁰ Données citées dans Drolet (2001, p. 1) et Statistique Canada, *l'Enquête sur la population active*.

auront-ils des prix différents dans un marché compétitif¹¹ ? » Depuis ce temps et sans doute grâce à l'intervention marquée de Gary Becker (1971), le concept de *discrimination économique* fait presque uniquement référence à l'écart entre les revenus de personnes ayant le même niveau de productivité, mais appartenant à des groupes différents.

En économie du travail, dans les travaux sur la discrimination, l'intérêt est souvent porté sur la iniquité salariale entre deux groupes. Il est, par contre, possible d'élargir cette vision de la discrimination économique en intégrant d'autres concepts qui nous permettent de mieux constater la différence de traitements réservés aux hommes et aux femmes sur le marché du travail. Cette nouvelle définition comprend à la fois l'iniquité salariale et la ségrégation. **L'iniquité salariale** correspond à l'écart de revenu ou à l'écart de taux de salaire. De son côté, la ségrégation réfère à un traitement différent des hommes et des femmes sur le marché du travail au sujet d'aspects autres que monétaire. La **ségrégation horizontale** correspond à une limitation des entrées des membres d'un groupe au sein de certaines industries ou de certains métiers. La **ségrégation verticale** est la limitation des promotions des membres d'un groupe à certains niveaux de la hiérarchie des postes. Enfin, la concentration des membres d'un groupe dans certains statuts d'emplois particuliers (temps partiel, temporaire, non-syndiqué, etc.) définit ce qui peut être appelé de la **ségrégation statutaire**.

3.1.1 Travail égal, salaire égal ?

Malgré l'adoption dans les années 60 et 70 de lois interdisant la discrimination salariale basée sur le sexe dans l'ensemble des provinces canadiennes, l'écart entre les revenus des femmes et des hommes persiste. En 2001, les femmes gagnaient au travail en moyenne 64,2 % du revenu des hommes¹². Des éléments d'explication viennent nuancer ce chiffre. D'abord, il ne tient pas compte du nombre d'heures de travail et du type d'emploi occupés par les femmes. Plusieurs argumentent qu'encore aujourd'hui, les femmes choisissent de travailler moins d'heures afin de se consacrer aux responsabilités ménagères et parentales. Elles choisissent des emplois plus flexibles et des secteurs correspondant à leurs intérêts. Ainsi, selon ces derniers, on s'égare en assimilant à de la « discrimination » l'écart de revenus

¹¹ Traduction de l'auteur. Cité dans Cain (1986, p. 695).

résultant de choix personnels des femmes. Le débat reste ouvert puisque ces « choix » peuvent aussi être la résultante de contraintes sociales et économiques.

Cet écart de revenu s'explique tout d'abord par le moins grand nombre d'heures travaillées par les femmes. Les femmes employées travaillent en moyenne 31,1 heures par semaine, comparativement à 37,3 pour les hommes. De plus, 28 % des femmes travaillent à temps partiel, contre 10,9 % des hommes. Pour éliminer l'effet du nombre d'heures travaillées sur

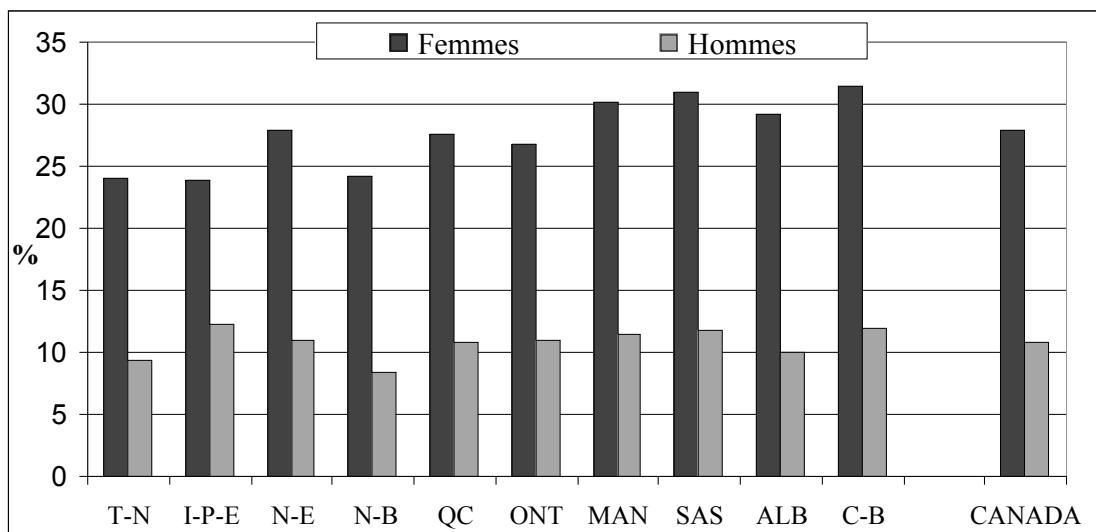


Figure 3.1 : Proportion des employées à temps partiel selon le sexe, EPA 1997-2002.

l'écart de revenu, il nous est possible de comparer les salaires horaires des femmes et des hommes. Pour les employées ciblées par l'*Enquête sur la population active entre 1997 et 2002*, le ratio du salaire des femmes par rapport à celui des hommes est de 81 %. Le salaire moyen des femmes est de 12,48 \$/heure, contre 15,55 \$/heure pour les hommes. Quand on distingue entre les employées à temps plein et à temps partiel, le ratio est de 114 % pour les employées à temps partiel et de 82 % pour les employées à temps plein.

¹² Statistiques Canada, *Enquête sur la dynamique du travail et du revenu*, CANSIM , tableau 201-0102.

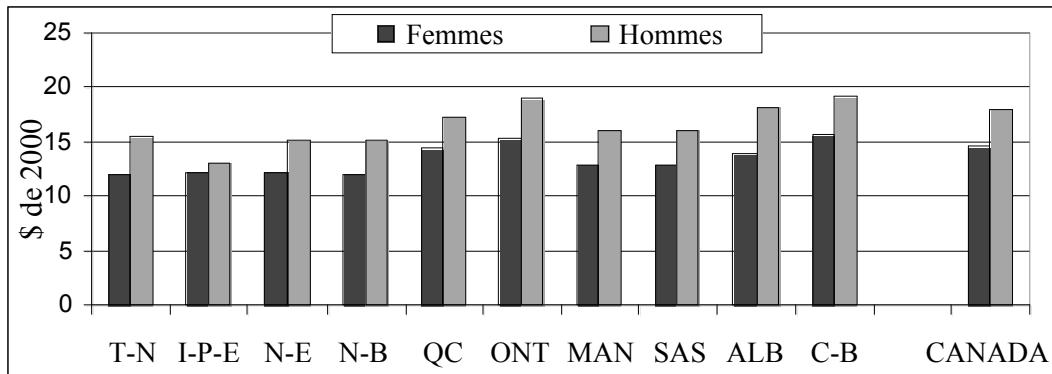


Figure 3.2 : Salaires moyens des employées selon les provinces, EPA 1997-2002.

Ce moins grand nombre d'heures de travail peut effectivement s'expliquer par la persistance de la division sexuelle du travail selon le schème traditionnel. Les femmes consacrent toujours plus de leur temps aux travaux non rémunérés. Les femmes dédient en moyenne 1,7 heures de plus pour les travaux non rémunérés, majoritairement des tâches domestiques. Même les femmes en emploi consacrent plus d'heures aux tâches non rémunérées que leurs confrères, soit en moyenne, plus de 1,3 heures par jour ou 9,1 heures par semaine, ce qui comble amplement la différence d'heures de travail salarié présentée plus haut.

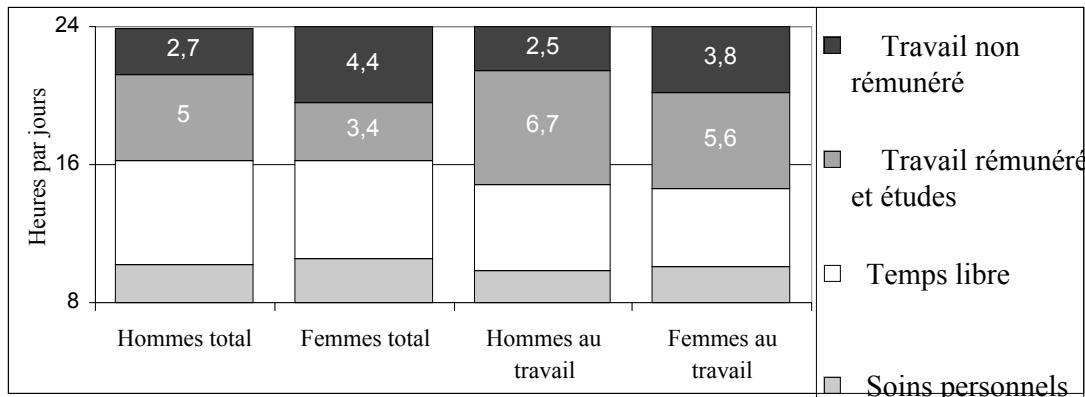


Figure 3.3 : Temps moyen consacré aux diverses activités en 1998

Sources : Statistiques Canada, *Enquête sociale générale*, CANSIM, tableau 113-0001

La proportion plus grande de salariées à bas salaire chez les femmes que chez les hommes est un autre élément qui attire l'attention lors des discussions sur les inégalités hommes-femmes. Comme le démontre la figure 3.4, la distribution des salaires féminins est centrée vers la gauche par rapport à celle de leurs confrères. Le salaire médian des femmes est de 13,02 \$ contre 16,51 \$ pour les hommes, ce qui représente un écart plus grand que pour le salaire moyen.

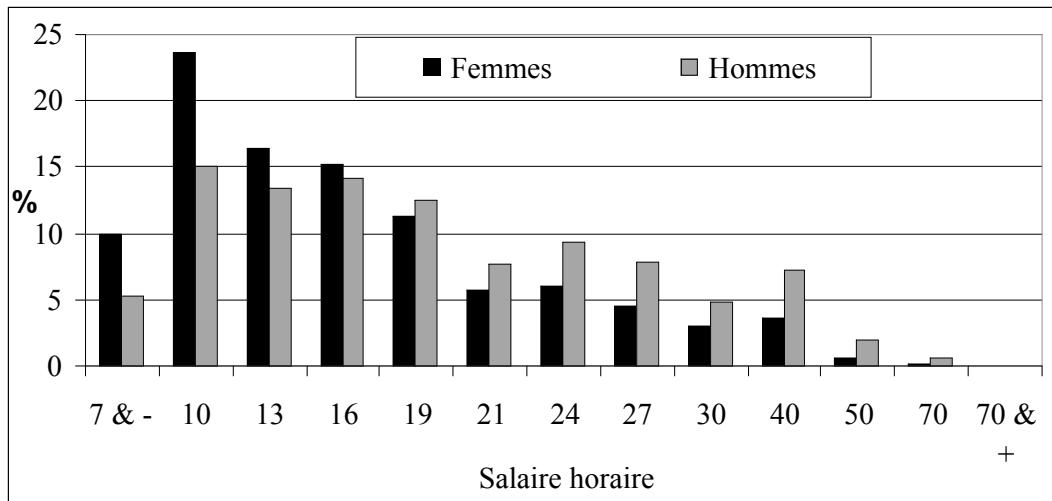


Figure 3.4 : Répartition des employées selon leur niveau de salaire, EPA 1997-2002

3.1.2 Ségrégation horizontale vers les secteurs « traditionnels »

L'inégalité des salaires entre travailleuses et travailleurs peut aussi s'expliquer en partie par la répartition de ces deux groupes dans les différents secteurs de l'activité économique. Les hommes occupent en grande majorité les secteurs riches de l'économie, délaissant les services et l'industrie légère aux femmes. Les figures 3.5a et 3.5b confirment la persistance de la ségrégation horizontale. Plus de 87 % des femmes travaillent dans le secteur tertiaire, contre 54 % pour les hommes. L'éducation, la santé et les services sociaux occupent près du tiers des femmes actives. Ce pourcentage est beaucoup plus élevé que le 8 % qu'on retrouve du côté des hommes. À l'opposé, les femmes sont très peu présentes dans les secteurs de la construction et de l'industrie lourde. Ces deux secteurs regroupent pourtant 7 % et 31 % des employés masculins. Par contre, l'impression que le secteur de l'industrie légère est

principalement féminin semble démentie par ces deux tableaux. En effet, 4 % des femmes y

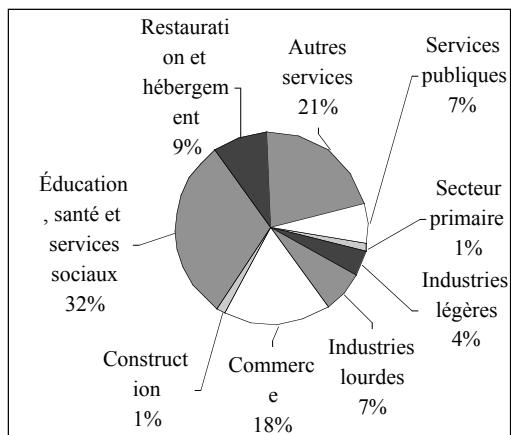


Figure 3.5a : Secteurs d'activité des femmes,
EPA 1997-2002.

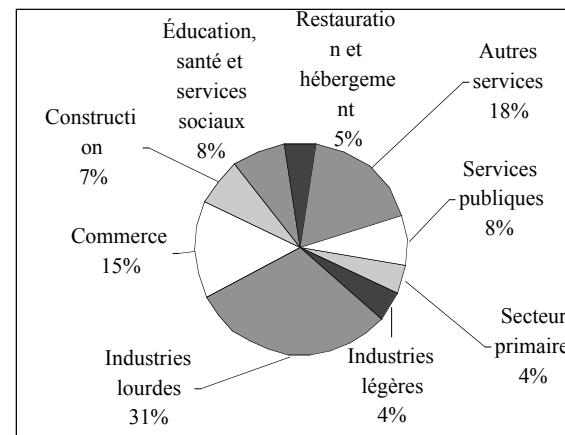


Figure 3.5b : Secteurs d'activité des hommes,
EPA 1997-2002.

œuvrent, tout comme 4 % des hommes. Tout de même, comme nous le verrons à la figure 3.6, ce secteur se compose d'une main-d'œuvre à 45 % féminine. Les secteurs des services publics, du commerce et des services divers sont les plus mixtes. Les femmes dominent dans la restauration et l'hébergement et l'éducation, la santé et les services sociaux, où elles représentent respectivement 64 % et 77 % de la main-d'œuvre.

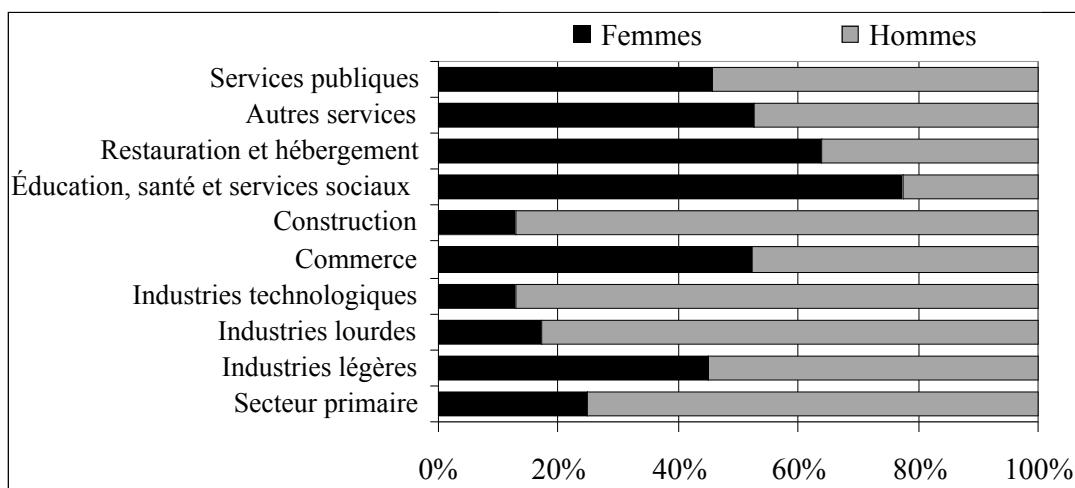


Figure 3.6 : Présence des sexes selon le secteur d'activité, EPA 1997-2002.

Cette répartition de la main-d'œuvre selon les secteurs a un impact sur l'écart de salaire entre les hommes et les femmes. En effet, les secteurs à majorité féminine sont ceux où les salaires sont les plus bas. Le salaire moyen pour la restauration et l'hébergement est de 9,34 \$, celui de l'industrie légère, de 13,73 \$ et celui du commerce, de 12,60 \$. De leur côté, les secteurs à majorité masculine de la construction, de l'industrie lourde et des matières premières offrent des salaires de 17,71 \$, de 18,20 \$ et de 17,21 \$. Le seul secteur à prédominance féminine qui rivalise est celui des services sociaux, avec un salaire moyen de 18,93 \$.

Il existe toujours une certaine ségrégation entre les femmes et les hommes dans certains types de professions. De manière anecdotique, l'analyse des professions des répondants à l'EPA révèle des clivages frappants : 99 % des secrétaires, 94 % des infirmières et 88 % des caissières sont des femmes. Au contraire, plus de 95 % des employées de la construction, 98 % des mécaniciens, 93 % des conducteurs et 96 % des électriciens sont des hommes.

Le secteur public est pour sa part très ouvert à l'entrée de femmes. En effet, plus de 27 % des femmes y travaillent. Cette proportion est importante en comparaison des 17 % d'hommes travaillant dans ce même secteur.

3.1.3 Ségrégation verticale

L'ascension de femmes dans l'échelle de responsabilités des entreprises est, elle aussi, plus difficile que pour leurs collègues masculins. Seulement 36,8 % des personnes occupant un poste de direction sont des femmes. Cette difficulté pour les femmes à obtenir des postes d'autorité est souvent expliquée ou justifiée par les problèmes de conciliation travail-famille. On remarque d'ailleurs que les femmes ne représentent que 28,3 % des parents qui détiennent un poste de direction. Par contre, il ne faut pas oublier que l'allocation des postes de direction est un processus à long terme. Ainsi, la faible représentation des femmes peut être le résultat de la discrimination passée sans qu'il y ait nécessairement toujours présence de barrière à l'entrée de nouvelles recrues féminines aux postes de direction.

L'écart s'accroît quand on examine de plus près la répartition des postes de direction. Chez les cadres supérieurs gestionnaires d'entreprises ou d'organismes, les femmes se retrouvent en proportion de seulement 28 %. La grande majorité des femmes ayant un poste de direction œuvrent dans le secteur des services aux individus (commerce, restauration et hébergement), où elles représentent 47 % du groupe.

La différence dans le niveau de formation ne peut pas être invoquée comme justification à cette répartition inégale des postes de direction. En effet, comme le montre la figure 3.7, les femmes possèdent en moyenne un niveau de scolarité très légèrement supérieur à celui des hommes.

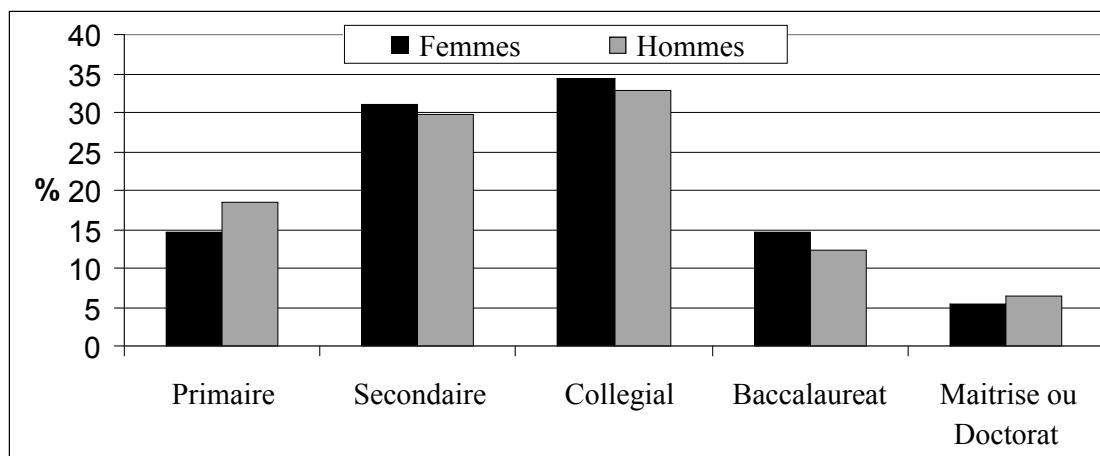


Figure 3.7 : Le niveau de scolarité, EPA 1997-2002.

3.1.4 Ségrégation statutaire : la précarité a-t-elle un genre ?

L'arrivée massive des femmes sur le marché du travail a coïncidé avec la croissance du secteur tertiaire et la montée du travail atypique. *Temps partiel, contractuelle, temporaire, sur appel et à la pige* sont des termes souvent entendus lors des discussions sur le monde actuel de l'emploi. Est-ce le signe d'un désir plus grand de liberté de la part des employées ou, au contraire, est-ce un recul vers la précarité ? Ici aussi, il s'avère facile d'affirmer que les femmes choisissent ce type d'emploi afin de pouvoir conjuguer travail et famille. Nous avons vu précédemment que plus de 28 % des femmes travaillent à temps partiel. De ce nombre,

plus du quart le font par dépit, ce qui représente 7,22 % des femmes employées, contrairement à 3,08 % des employés masculins¹³.

De leur côté, les postes temporaires ne sont pas l'apanage des femmes. Ces dernières constituent 12,64 % des employées contractuelles ou surnuméraires, une proportion qui n'est pas grandement supérieure à celle des 11,26 % que les employés masculins occupent.

Enfin, l'accès à la syndicalisation semble désormais plus facile pour les femmes. Dans plusieurs provinces, les femmes ont un plus haut taux de syndicalisation que les hommes. Cette réalité provient sans doute de la très forte présence des femmes dans le secteur public, un secteur fortement syndiqué. Comme l'illustre la figure 3.8, à l'échelle canadienne, 32,5 % des femmes sont syndiquées, contre 33,3 % des hommes.

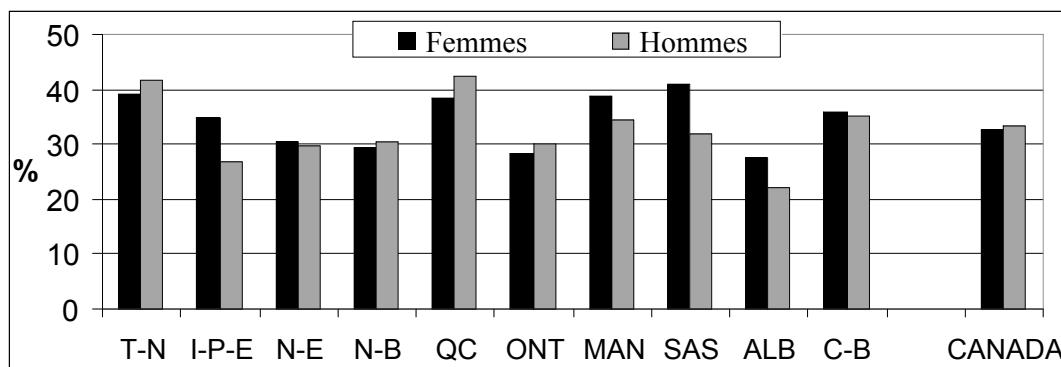


Figure 3.8 : Taux de syndicalisation chez les employées selon les provinces, EPA 1997-2002

Ce fort taux de syndicalisation a un impact positif sur l'équité salariale entre les deux sexes. En effet, ratio des salaires moyens femme-homme pour les employées syndiquées est de 90 %, au lieu de 76% pour les non-syndiquées.

Voyons maintenant comment la théorie économique tente d'expliquer ces réalités du marché du travail.

¹³ Statistiques Canada, EPA, CANSIM, tableau 282-0014

3.2 Les théories économiques de la discrimination :

Dans sa thèse de doctorat, publiée par la suite sous le nom de *The Economics of Discrimination* (Becker, 1971), Gary Becker affirme que la différence des salaires entre deux groupes émane d'un « goût pour la discrimination ». Ainsi, l'employeuse qui a des préjugés contre un groupe (les femmes, dans notre exemple) considère que le coût total de l'embauche d'une femme (W_f^P) est composé du salaire versé et d'une somme liée à la désutilité provenant de la présence d'une femme au travail :

$$(1) \quad W_f^P = W_f * (1 + d)$$

où d représente le coefficient de discrimination. Ce coefficient de discrimination salariale exprime le pourcentage de l'écart salarial entre des travailleurs et des travailleuses parfaitement substituables.

Pour Becker, la discrimination peut aussi venir de la désutilité causée à ceux qui travaillent au sein de l'entreprise par la présence d'une femme camarade de travail ou encore par la désutilité que ressentent les clientes lorsque servies par des femmes. Or, nous mettrons de côté ces explications car elles mènent en général aux mêmes conclusions et ne répondent pas aux questions qui nous préoccupent.

Si nous considérons que les employeuses appliquent le principe de la minimisation des coûts et paient leurs employées selon la valeur de leur produit marginal, en absence de discrimination, si :

$$PM_f = PM_m$$

nous avons :

Alors, en présence de discrimination :

$$W_f^P = W_m$$

$$W_f * (1 + d) = W_m$$

$$W_f + W_f d = W_m$$

nous obtenons le coefficient de discrimination

$$\begin{aligned}\frac{W_f \square W_m}{W_f} &= \frac{((W_m \square W_f d) \square W_m)}{W_f} \\ &= \frac{\square W_f d}{W_f} \\ &= \square d\end{aligned}$$

Une valeur de d positive signifie que l'écart salarial défavorise les femmes, et donc qu'il y a discrimination.

Selon la théorie élaborée par Becker, la logique d'une économie compétitive devrait entraîner la disparition complète de la discrimination à long terme. En effet, les employeuses avec peu de goût pour la discrimination pourraient n'engager que des femmes et ainsi augmenter leurs profits grâce aux bas salaires accordés à ces dernières. Avec le temps, ces firmes non discriminatoires auraient comme premier impact de faire augmenter la demande de femmes et ainsi de hausser leur salaire. D'autre part, les firmes discriminatoires seraient poussées à la faillite, réduisant ainsi la demande pour les employés masculins. Par conséquent, leur salaire diminuerait sur le marché.

Bien que simple et efficace, cette explication de la discrimination est confrontée à un paradoxe important : l'observation empirique démontre que la discrimination persiste même dans les économies les plus compétitives. C'est pour tenter de répondre à ce paradoxe que d'autres théories expliquant la discrimination et sa persistance seront développées.

Certaines, ainsi que Becker dans des textes ultérieurs dont nous discuterons plus tard, ont été tentées d'affirmer que la persistance de la discrimination provenait tout simplement d'un niveau de productivité intrinsèquement ou culturellement plus bas chez les femmes. Cette affirmation demeure toujours à démontrer à l'aide de critères objectifs autres que la simple adéquation « salaire = valeur de la productivité marginale ». D'ailleurs, la présence d'inégalité de productivité entre les hommes et les femmes, en particulier si elle s'explique par des contingences sociales (division sexuelle des rôles sociaux), ne serait-elle pas une raison suffisante pour expliquer l'intervention des gouvernements au niveau du marché du

travail? Nous avons vu plus tôt que les premières normes du travail étaient appuyées sur la prétention d'une telle inégalité entre les sexes. Loin de cette vision, nous restons fidèle à la définition de la discrimination énoncée au départ et nous nous penchons sur l'analyse des différences de prix entre deux « biens essentiellement identiques ».

3.2.1 La discrimination statistique

Inspirés par la théorie de l'information imparfaite, Arrow (1972) et Phelps (1972), ainsi que d'autres auteures, ont développé la théorie de la « discrimination statistique ». Comme les employeuses sont incapables de mesurer le taux réel de productivité des personnes qu'elles embauchent, elles s'en remettent à des indicateurs de productivité dont la valeur varie selon les groupes. D'une part, les employeuses se basent sur des généralisations statistiques afin d'évaluer les candidats. Elles auraient donc tendance à penser qu'une femme est moins efficace qu'un homme, car en moyenne les femmes ont moins d'expérience, moins de stabilité en emploi et occupent moins de postes de haut niveau. De cette façon, une femme très qualifiée est évaluée différemment et moins bien rémunérée qu'un homme de compétence égale.

De plus, cette asymétrie dans la rémunération du capital humain peut décourager les femmes à investir dans leur formation. Le coût du développement du capital humain est le même pour les femmes et pour les hommes, mais le rendement en est inférieur pour les premières. Ainsi, toute chose étant égale par ailleurs, les femmes investiront moins dans le développement de leur capital humain, tant en ce qui concerne la scolarité que la formation continue. Ce déficit d'investissement cause à son tour une augmentation de l'écart de salaire entre les femmes et les hommes. Bien que les statistiques du niveau d'éducation présentées plus haut démentent en partie cette vision, aucune donnée en notre possession ne nous permet d'évaluer s'il y a sous-investissement des femmes en formation continue.

Phelps (1972) appuie sa théorie sur le concept d'imprécision des signaux de compétences (diplômes, années d'expériences ou résultats de tests d'embauche). La rémunération d'une personne dépendrait du niveau de compétence moyen des gens de sa catégorie, auquel on ajoute ou soustrait une prime pour sa compétence personnelle. Or, comme les signaux de

compétences des femmes ont une plus grande probabilité d'erreur, les employeuses ne s'y fient que très peu lors de la fixation du salaire. Ainsi, une femme très compétente obtient un salaire plus proche de la moyenne, donc plus bas que celui d'un homme compétent qui a reçu une pleine prime. Cependant, comme le souligne Cain (1986), cette théorie permet d'expliquer la discrimination individuelle, mais ne garantit pas l'inégalité des salaires moyens entre les hommes et les femmes. Effectivement, comme on se réfère plus à la compétence moyenne qu'aux indicateurs personnels pour fixer le salaire des femmes, les non compétentes subissent une réduction moindre de leur salaire que leurs homologues masculins. Ainsi, rien n'assure que la sous-rémunération des premières dépasse en moyenne la sur-rémunération des dernières.

De plus, cette théorie ne règle pas le paradoxe de la persistance de la discrimination. Encore une fois, la différence entre la productivité perçue – celle qui détermine le salaire – et la productivité réelle crée des écarts de profit entre les entreprises discriminantes et non discriminantes, forçant les moins profitables à la faillite et mettant fin à la présence de discrimination.

Rothschild et Stiglitz (1982) apportent une réponse à ce paradoxe. Le problème d'information imparfaite sur le niveau de compétence des femmes entraîne non seulement une mauvaise évaluation du salaire mérité, mais crée aussi des appariements inadéquats entre la travailleuse et le type d'emploi qui lui correspond le mieux. Ces problèmes d'appariement causent directement une diminution de la productivité des femmes. Il s'en suit une diminution de leur salaire et, de nouveau, une sous-évaluation de leur capacité. Ici, il n'y a pas de différence d'avantages compétitifs entre compagnies discriminante ou non puisque le salaire plus bas est justifié par un niveau de productivité plus bas associé à un mauvais jumelage. Ainsi, même en compétition parfaite (information imparfaite sur le marché du travail), la discrimination peut persister.

3.2.2 Coïncidence des besoins ou ségrégation forcée ?

La concentration des femmes dans certains types d'emploi résulte-t-elle d'un libre choix ou de contraintes sociales ? La théorie économique de la discrimination apporte des réponses discordantes à cette question.

D'une part, la théorie du « cantonnement » développée entre autres par Bergmann (1971) perçoit la ségrégation comme le résultat de décisions prises par les employeuses ou les membres du groupe dominant. À l'aide de syndicats, le groupe dominant peut contrôler l'entrée dans un type d'emploi et en restreindre l'accès aux femmes. Par des comportements asociaux, le groupe dominant peut décourager la présence de femmes sur ses lieux de travail. Enfin, pour diverses raisons, les employeuses peuvent tout simplement refuser d'engager des femmes. Ce cantonnement entraîne une augmentation de l'iniquité salariale entre les femmes et les hommes. Exclues de certains types d'emplois, les femmes doivent se tourner vers les emplois encore disponibles, les emplois dits « féminins ». Ce type d'emploi étant limité, il y a une forte offre de main-d'œuvre féminine, ce qui cause une diminution de la rémunération.

D'autre part, certains perçoivent la ségrégation comme le résultat de préférences et de besoins différents entre les femmes et les hommes. Gary Becker, dans son texte de 1985 intitulé *Human capital, effort and the sexual division of labour*, explique la discrimination salariale et la ségrégation par ce qu'il appelle la « coïncidence des besoins ». Comme les femmes sont plus souvent en charge de la maisonnée, elles préfèrent des emplois leur laissant plus de flexibilité quant à l'horaire. Ainsi, elles sacrifient une part de leur salaire en échange d'une diminution des contraintes et d'une augmentation de leur liberté et de leur temps personnel. En outre, leurs activités autres que le travail (famille et éducation) leur exigeant beaucoup d'énergie, elles peuvent en consacrer moins au travail et sont ainsi moins productives que les hommes. Ainsi, selon cette théorie, c'est parce que les besoins de femmes correspondent à la réalité du temps partiel que plus de femmes le choisissent. L'illustration empirique que nous avons présentée plus haut confirme en partie cette vision. Par contre, rien ne démontre que pendant les heures où elles sont présentes au travail les femmes soient moins productives.

3.2.3 Diviser pour régner

Pour leur part, les économistes néomarxistes voient la discrimination comme un des nombreux outils utilisés par les employeuses afin de diviser les prolétaires et de miner leur solidarité. Le maintien ou la création de distinction de groupes au sein de la classe ouvrière est encouragé par les capitalistes. La méfiance, la compétition et la division affaiblissent la capacité de la classe ouvrière à établir un véritable rapport de force et à négocier collectivement. Incidemment, ces attitudes ont pour effet de réduire leurs salaires. De plus, la création d'un groupe socialement reconnu comme inférieur à la majorité (femmes, Noirs, Autochtones, etc.) permet de justifier l'exploitation économique de ce dernier groupe. Enfin, dans certaines industries, les postes intermédiaires entre les ouvrières et les patronnes sont accordées à des membres d'un groupe différent. Cette stratégie a pour but de canaliser le mécontentement des ouvrières vers un conflit identitaire et d'éviter le véritable conflit de classe¹⁴. Reich (1981) élaboré un modèle théorique expliquant les effets de la discrimination raciale. Selon lui, cette division entretenue par les employeuses cause des désavantages autant aux travailleuses blanches qu'aux noires. La même logique peut être transposée au problème de la discrimination entre les hommes et les femmes (Brenner, 2002).

3.3 Les normes du travail sont-elles un obstacle à la concurrence parfaite ?

Pour certaines auteures, il existe des institutions et des réglementations qui s'imposent comme des entraves à la concurrence parfaite et permettent ainsi la survie de la discrimination. D'abord, les syndicats ont été montrés du doigt. Ashenfelter (1972) tente de voir si le syndicalisme ne constitue pas une cause de la discrimination.

¹⁴ Voir Reich, 1981, p. 216-267. L'exemple de l'industrie du vêtement est très parlant. Tant dans les maquiladoras du Mexique qu'au Québec, les structures de dominances traditionnelles homme/femmes sont utilisées afin d'assurer la docilité de la main-d'œuvre féminine.

Dans le même esprit, un lien entre discrimination et normes du travail peut être tracé. Nous verrons au chapitre suivant comment nous pouvons analyser de manière empirique le rôle de ces normes dans l'existence d'un écart salarial entre les femmes et les hommes.

CHAPITRE IV

MODÈLE D'ANALYSE

Nous avons vu au précédent chapitre qu'il est difficile d'imputer à la discrimination l'intégralité de l'écart entre le salaire moyen des femmes et celui des hommes. Une part de cet écart provient des caractéristiques des femmes ou des choix faits par ces dernières (ou imposés). Discrimination, dotation ou choix, à quelle variable attribuer le rôle principal ? Nous verrons dans ce chapitre de quelle manière les économistes ont tenté de répondre à cette question. Par la suite, nous présenterons la méthode d'analyse que nous utilisons dans ce mémoire.

4.1 Les modèles d'estimation de la discrimination salariale

L'estimation de la discrimination salariale entre les sexes, les groupes ethniques et les races est devenue une procédure routinière en analyse économique au cours des dernières décennies. La méthode de décomposition salariale proposée simultanément par Oaxaca (1973) et Blinder (1973) a fait école. Les études subséquentes à ces deux recherches n'ont apporté que de légères modifications ou précisions au modèle de base. Les études ont surtout porté sur la recherche de meilleures sources de données et sur la précision des variables dépendantes.

4.1.1 Décomposition d'Oaxaca

Oaxaca (1973) propose une généralisation du coefficient de discrimination développé par Becker. Selon lui, le taux de discrimination rend compte du différentiel existant entre le ratio

des salaires femmes-hommes actuel et celui qui aurait prévalu si les hommes et les femmes étaient payés selon les mêmes critères. Son coefficient de discrimination s'exprime donc :

$$(2) D = \frac{[(W_m/W_f) - (W_m/W_f)^o]}{(W_m/W_f)^o}$$

où (W_m/W_f) est le ratio des salaires hommes-femmes observé et où $(W_m/W_f)^o$ est celui qui prévaudrait en absence de discrimination.

Sous forme de logarithmes naturels, l'expression devient :

$$(3) \ln(W_m/W_f) = \ln(W_m^o/W_f^o) + \ln(\alpha_i Z_{ij}) + \epsilon_i$$

Comme le terme $(W_m/W_f)^o$ est inconnu, le calcul de D demande son estimation au préalable. Nous pouvons faire deux hypothèses pour y arriver : en l'absence de discrimination, la structure d'évaluation des salaires appliquée aux hommes sera aussi employée pour fixer les salaires des femmes, ou l'hypothèse contraire.

Il nous faut donc découvrir les structures d'évaluation des salaires pour les deux groupes. Pour y parvenir, Oaxaca estime la relation entre le salaire et les caractéristiques des individus selon les deux sexes à l'aide d'une équation semi-logarithmique :

$$(4) \ln(W_i) = Z_{ij}' \beta_j + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, n \text{ et } j = m \text{ ou } f$$

où

W_i = le salaire horaire du $i^{\text{ème}}$ travailleur,

Z_{ij} = un vecteur des caractéristiques individuelles indiquant la productivité,

β_j = le vecteur des coefficients pour chacun des sexes,

ϵ_i = le terme d'erreur.

Pour déterminer le niveau de discrimination, il nous faut différencier entre l'écart de salaire provenant des caractéristiques personnelles moyennes des membres de chaque groupe et celui causé par une valorisation différente de ces caractéristiques.

Oaxaca repose ainsi le problème en terme d'écart salarial global :

$$G = \frac{(\bar{W}_m - \bar{W}_f)}{\bar{W}_f}$$

En logarithme naturel :

$$(5) \quad \ln(G) = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f)$$

À l'aide de moyenne carrée ordinaire, nous pouvons estimer les salaires moyens des deux sexes selon les formules suivantes :

$$(6) \quad \ln(W_m) = \bar{Z}_m' \hat{\beta}_m$$

$$(7) \quad \ln(W_f) = \bar{Z}_f' \hat{\beta}_f$$

où les \bar{Z}' sont les vecteurs des valeurs moyennes des variables indépendantes pour les hommes et les femmes, respectivement. Les $\hat{\beta}$ représentent les vecteurs des coefficients estimés.

Si nous substituons (6) et (7) dans l'équation (5), nous obtenons :

$$(8) \quad \ln(G+1) = \bar{Z}_m' \hat{\beta}_m - \bar{Z}_f' \hat{\beta}_f$$

Ajoutons et soustrayons à l'équation (8) le terme $\bar{Z}_f' \hat{\beta}_m$:

$$\ln(G+1) = \bar{Z}_m' \hat{\beta}_m - \bar{Z}_f' \hat{\beta}_m - \bar{Z}_f' \hat{\beta}_f + \bar{Z}_f' \hat{\beta}_m$$

$$\ln(G+1) = (\bar{Z}_m' \hat{\beta}_m - \bar{Z}_f' \hat{\beta}_m) + (\bar{Z}_f' \hat{\beta}_m - \bar{Z}_f' \hat{\beta}_f)$$

$$(9) \quad \ln(G+1) = \bar{Z}' \hat{\beta}_m + \bar{Z}_f' \hat{\beta}_f$$

Cette décomposition de l'écart salarial permet de mesurer séparément l'impact sur le salaire de la différence d'allocation des attributs liés au capital humain et l'effet de la discrimination.

Le premier terme, $\bar{Z}' \hat{\beta}_m$, nous informe de l'impact sur le salaire provenant d'une différence dans les caractéristiques personnelles si elles étaient évaluées selon la structure de salaire

imposée aux hommes. Le deuxième terme, $\bar{Z}_f' \hat{\Delta}$, réfère directement à la discrimination, car il nous montre comment la différence d'appréciation des caractéristiques, révélée par le $\hat{\Delta}$, influence le salaire des femmes.

Pour plusieurs auteurs, la décomposition d'Oaxaca contiendrait un biais qui amplifierait la discrimination. Comme plusieurs des variables qui déterminent la productivité des individus ne sont pas observables (formation en emploi, motivation, expérience réelle, etc.), l'omission de variables dans la régression de l'équation du salaire d'Oaxaca causerait une erreur de spécification. Cette omission aurait pour conséquence l'augmentation indue de la part de l'écart salarial non expliquée par les différences d'attribution en capital humain, donc la part de la discrimination. Un travail de précision doit être effectué dans la sélection des variables de l'équation de salaire.

4.1.2 Le « problème de la régression inverse »

Le « problème de la régression inverse », soulevé entre autres par Conway et Roberts (1983) et Goldberger (1984), représente selon ces derniers une preuve du biais du modèle d'Oaxaca. Le problème est simple : en présence de discrimination, une femme reçoit un salaire inférieur à celui d'un homme ayant le même niveau de productivité. De la même manière, une femme qui reçoit le même niveau de salaire qu'un homme devrait, selon la logique inverse, posséder un niveau de productivité plus élevé que ce dernier. Ainsi, nous pouvons transformer la régression du salaire en l'inversant :

$\ln W = Z' \beta + gD^* + \mu$ où $g = 1$ si homme, 0 si femme et où D^* représente la prime salariale accordée aux hommes. Si $D^* > 0$, il y a discrimination envers les femmes.

Inversons la relation :

$$(10) \quad Z = \Psi' \ln W + gP^* + \varepsilon$$

où P^* représente l'excès de qualification nécessaire pour les hommes. Si $P^* < 0$, il y a discrimination envers les femmes.

Logiquement, si nos recherches nous démontrent que D^* est positif, nous devrions nécessairement nous attendre à ce que P^* soit négatif. Pourtant, plusieurs recherches empiriques utilisant la méthode de la régression inverse arrivent à des résultats contradictoires (Goldberger, 1984, p. 294).

Cette contradiction semble être une attaque puissante à l'analyse de la discrimination par l'utilisation de régression de l'équation de salaire. Par contre, plusieurs points peuvent être soulevés pour remettre en cause la validité du modèle de la régression inverse.

D'abord, la variable dépendante représentant la productivité doit être unidimensionnelle (matrice Nx1). Cette condition signifie que nous ne pouvons régresser qu'un seul indicateur de productivité à la fois. Le nombre d'années d'expérience ou le nombre de diplômes seuls ne peuvent pas qualifier de manière complète la productivité d'une personne. Bien souvent, le capital humain se construit par une interrelation entre les différents aspects de la formation, de l'expérience et des caractéristiques d'un individu. Certains auteurs ont tenté de composer des indices de productivité à l'aide d'un ensemble plus large de variables (Conway et Roberts, 1983). Ils pondèrent les valeurs des différentes variables de productivités par les coefficients qu'ils ont estimés à l'aide de la régression directe du salaire. Cet index est ensuite utilisé pour la régression inverse. Cette méthode pose problème : en effet, on ne peut pas, en même temps, critiquer la régression directe et l'utiliser pour construire sa méthode.

Pour leur part, Racine et Rilstone (1995) démontrent qu'en prenant en compte les années consacrées aux soins de la famille dans l'élaboration de la variable *expérience*, la contradiction entre régression directe et inverse disparaît. L'omission de l'élément « soins à la famille » causait une trop grande hétérogénéité des données. Ils ont donc sélectionné leur échantillon en fonction de la présence ou non d'enfants. Pour eux, ce type d'erreur de spécification joue un rôle important dans l'explication du paradoxe.

4.1.3 Biais de sélection et correction de Heckman

La régression directe de l'équation de salaire utilisée dans la méthode de décomposition d'Oaxaca comporte un autre biais qui causerait une erreur de spécification (Choudury, 1993).

Cette erreur proviendrait de l'absence de certaines données, absence causée par une sélection non aléatoire des observations de l'échantillon. Dans le cas de l'analyse du marché du travail, seuls les salaires des personnes en emploi peuvent être mesurés. Selon plusieurs auteurs, la distribution des personnes qui choisissent d'occuper un emploi varierait pour les hommes et pour les femmes. Certains facteurs comme la présence d'enfants, le mariage ou le niveau de formation déterminent si la femme travaille à l'extérieur ou reste à la maison. Ainsi, l'espérance du terme d'erreur ϵ ne sera pas nulle. Ce problème correspond au biais de sélection de Heckman (1979) et se corrige facilement par l'inclusion du ratio de Mills inversé (IMR), lequel est construit à partir de la règle de sélection de notre échantillon. Il faut donc construire un modèle de décision de participation des femmes qui ressemble à :

$$(11) \quad L_i^* = H_i' \beta + \epsilon_i$$

où

L_i^* est la variable latente associée à la participation des femmes au marché du travail,

H_i' est le vecteur des variables déterminant la participation,

β est le vecteur des coefficients reliés aux variables,

ϵ_i est le terme d'erreur relié à l'équation de participation. Sa distribution est conjointe avec le ϵ de l'équation (4) et suit une normale bivariée de $(0, 0, \rho_{\epsilon_i}, \rho_{\epsilon_i}, 1)$.

Les salaires ne sont observés que si les femmes participent, donc si $(L_i^* > 0)$. Ainsi, nous pouvons estimer les salaires des participantes par l'équation suivante :

$$E(\ln W_i | L_i^* > 0) = Z_i' \beta + E(\epsilon_i | \epsilon_i > \Phi(H_i' \beta))$$

$$(12) \quad = Z_i' \beta + \Phi(H_i' \beta)$$

où $\Phi = \Phi(\cdot)$, $\Phi_i = \frac{\Phi(H_i' \beta)}{\Phi(H_i' \beta)}$, $\Phi(\cdot)$ est la fonction de densité de la distribution et $\Phi(\cdot)$, la fonction de densité cumulative.

Cette correction complexifie légèrement la décomposition d'Oaxaca. En effet, comme le démontrent Neumann et Oaxaca (2003), la correction du biais de sélection ajoute des termes

à l'équation de discrimination. Ainsi, il faut décider de manière arbitraire dans quelle catégorie classer la part de l'écart salarial engendrée par la règle de sélection de l'échantillon.

L'équation (9) devient donc :

$$(13) \quad \ln(G + 1) = \bar{Z}' \hat{\beta}_m + \bar{Z}_f' \hat{\beta}_f + \bar{Z}' \hat{\beta}$$

Neumann et Oaxaca la décomposent encore plus, mais ils sont incapables de déterminer de façon objective lesquelles des sections nouvelles de la décomposition représentent la discrimination ou un problème de dotation :

$$(14) \quad \ln(G + 1) = \Delta \bar{Z}' \hat{\beta}_m + \bar{Z}_1' \Delta \hat{\beta} + \hat{\beta}_m (\hat{\lambda}_f - \hat{\lambda}_y) + \hat{\beta}_m (\hat{\lambda}_m - \hat{\lambda}_y) + \Delta \hat{\beta} \hat{\lambda}_y$$

où $\hat{\lambda}_y$ est le IMR qu'on obtiendrait en imposant les coefficients des hommes aux femmes dans l'équation de sélection.

Inspirés de la méthode en deux temps de la correction de Heckman, Doiron et Riddell (1994) ont modifié le modèle de façon importante afin de tenir compte de l'impact de la syndicalisation sur l'écart salarial. En effet, ils dénotent que la syndicalisation a toujours été vue comme une variable exogène dans l'équation de salaire. Pourtant, selon eux, la probabilité d'être syndiquée dépend de plusieurs caractéristiques personnelles ou reliées à l'emploi occupé par les individus. Ainsi, ces chercheurs ont tenté de vérifier quel était l'impact de la syndicalisation sur les salaires et quel était celui de la probabilité des femmes d'être syndiquées sur l'écart des salaires. Ils ont remplacé l'équation de sélection pour la participation par un autre déterminant, soit celui de la syndicalisation.

En intégrant cette nouvelle fonction à l'équation du salaire, les deux auteurs raffinent la décomposition de l'écart salarial. Ils peuvent distinguer la part reliée aux différences de caractéristiques des hommes et des femmes et leur impact sur le salaire ou sur l'accès à la syndicalisation. Ils distinguent aussi la part de l'écart provenant de la différence du taux de syndicalisation entre les hommes et les femmes.

4.2 Description du modèle d'analyse utilisé pour cette recherche

L'objectif premier de cette recherche est de tenter d'évaluer l'impact des normes du travail sur la discrimination salariale entre les hommes et les femmes et non de chercher à raffiner la décomposition de l'écart salarial. Ainsi, comme dans la majorité des études portant sur la discrimination, nous utiliserons la méthode de décomposition d'Oaxaca dans sa forme la plus simple. Le défi principal de ce travail résidera donc plutôt dans la tentative d'inclure des variables référant à la législation du travail dans l'équation d'estimation des salaires.

4.2.1 Intégration simple de la correction de Heckman

Le seul raffinement que nous apporterons à la méthode proposée par Oaxaca en 1973 est l'inclusion d'une correction de Heckman. Cette modification nous paraît essentielle puisqu'il a été démontré à plusieurs reprises que l'erreur de spécification causée par le biais de sélection dans l'analyse simple des équations de salaire entraînait d'importantes erreurs d'estimation (Greene, 2003). L'inclusion d'une équation de sélection nous permettra de plus de tenir compte des impacts des normes du travail sur la participation des femmes au marché du travail. D'ailleurs, il n'est pas irrationnel de croire que les impacts sur la participation sont plus significatifs que ceux sur le salaire.

Nous estimerons donc deux équations.

La première équation mesure la participation :

$$(15) \quad L_i^* = X_i' \gamma + N_i' \alpha + \varepsilon_i$$

où X_i est le vecteur des variables reliées à la personne déterminant la participation. N_i représente pour sa part les variables reliées aux normes du travail. γ et α sont les coefficients et ε_i , le terme d'erreur.

La deuxième estime le salaire :

$$(16) \quad E(\ln w_i | L_i^* > 0) = Z_i' \beta + N_i' \pi + \delta \lambda_i(\alpha_u) + \eta$$

où Z_i est le vecteur de variables de caractéristiques personnelles ou de l'emploi déterminant le salaire. N_i réfère également aux variables représentant les normes du travail. α et π représentent les coefficients et ϵ , un terme d'erreur. L'inverse du ratio de Mills est exprimé par λ , tandis que λ correspond au coefficient de son impact sur le salaire.

Le développement des logiciels de traitement des données nous permet d'effectuer en une seule opération les deux étapes de la correction de Heckman grâce à la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance. Cette méthode estime automatiquement l'équation de participation au marché du travail et l'intègre à l'estimation de l'équation de salaire sous forme des fonctions de densité des distributions et des fonctions de densités cumulatives des distributions (Greene, 2003). La commande « HECKMAN » du logiciel d'analyse de données STATA nous permet de faire cette estimation.

De même, pour éviter de complexifier notre analyse inutilement, nous maintiendrons notre décomposition de l'effet de sélection à sa forme la plus simple. Neumann et Oaxaca (2003) soulignent les choix arbitraires qu'impose une décomposition plus poussée de l'effet de sélection, mais ne proposent aucune solution objective. Nous nous bornerons à décomposer l'écart de salaire entre l'effet de dotation, l'effet de discrimination, l'effet des normes du travail et l'effet de sélection :

$$(17) \quad \ln(G+1) = [\Delta\bar{Z}' \hat{\beta}_m + \Delta\bar{N}' \hat{\pi}] + \bar{Z}_f' \Delta\hat{\beta} + \bar{N}_f \Delta\hat{\pi} + [\hat{\beta}_m \hat{\lambda}_m - \hat{\beta}_f \hat{\lambda}_f]$$

Nous utiliserons, comme pour la plupart des analyses de la discrimination, le salaire des hommes comme salaire de référence (salaire non discriminatoire).

4.2.2 L'impact des normes sur les salaires à travers la participation

Bien que nous ayons souligné plus haut l'importance présumée de l'impact des normes sur la participation des femmes et des hommes, nous n'analyserons pas en profondeur les coefficients de l'équation de participation. Par contre, il nous paraît important d'examiner l'effet global des normes du travail sur le salaire. Dans notre modèle, cet effet est double. D'une part, les normes ont un effet direct sur les salaires traduits par les coefficients de

l'équation (16). D'autre part, les normes affectent le salaire à travers leur impact sur la décision de participation tenu en compte dans l'IMR.

La décomposition proposée ci-dessus ne tient compte que du premier effet. Les coefficients de l'équation de salaire ne concernent que des femmes qui sont effectivement sur le marché du travail. Cette décomposition ne permet pas l'intégration de l'effet indirect des variables sur le salaire, un effet indirect causé par l'impact de celles-ci sur la participation. Pourtant, ni Neuman et Oaxaca (2003), ni Choudury (1993) ne se sont préoccupés de cette problématique.

Nous devrons utiliser une démarche complémentaire pour réussir à tenir compte des effets indirects des normes. Comme le signalent Hoffmann et Kassouf (2003), l'analyse des effets marginaux constitue le seul moyen d'examiner ces impacts indirects. Ces effets marginaux sont représentés par l'équation suivante (*voir annexe D pour le développement*):

$$(18) \quad \frac{\partial \ln w}{\partial z} = \beta - \frac{\beta \gamma \delta}{\sigma_u} \gamma$$

On voit donc par cette expression que le coefficient β de l'équation de sélection a un effet négatif sur le salaire. On peut interpréter ce résultat par l'analogie suivante : un facteur qui a un effet positif encourage la participation en agissant comme s'il réduisait le salaire de réserve des personnes. Ainsi, plus de gens participent parce que leur salaire de réserve est plus bas, ce qui a pour conséquence de faire baisser les salaires.

Pour nos variables croisées, l'effet marginal est tout simplement la somme des effets marginaux de la variable principale et ceux de ses croisements :

$$(19) \quad \frac{\partial \ln w}{\partial z} = \beta - \frac{\beta \gamma \delta}{\sigma_u} \gamma + \sum_j \gamma_j (C_j - \frac{\partial \beta}{\partial x_j} x_j)$$

Ainsi, dans un deuxième temps, nous effectuerons une comparaison sommaire des effets marginaux des normes du travail pour les femmes et les hommes. Nous estimons simplement si ces effets sont différents. Nous considérons qu'une norme réduit la discrimination lorsque son effet marginal est plus fort dans l'estimation de l'équation de salaire des femmes que

dans celle des hommes. Nous effectuons un test de Welch (*voir annexe D*) afin de déterminer si la différence est significative.

La commande « MFX compute, predict(ycond)» du logiciel STATA permet de calculer les effets marginaux après une estimation à la Heckman. Par contre, le grand nombre d'observations et de variables de notre étude a fait échouer la procédure. Heureusement, Bartus (2003) en a développé une autre afin de calculer les effets marginaux avec STATA. La commande « MARGIN » permet de les calculer de manière plus rapide et en utilisant moins de mémoire. De plus, « MFX » calcule les effets marginaux pour les valeurs moyennes de l'échantillon. Pour sa part, « MARGIN » estime la moyenne des effets marginaux pour l'ensemble des observations. Cette dernière façon de faire est, selon Bartus (2003), plus précise surtout dans le cas des variables dichotomiques. En effet, la moyenne de ces variables, comprise entre 0 et 1, représente une valeur impossible à retrouver dans la réalité. Il est donc illogique d'estimer l'effet marginal à cette valeur.

Maintenant que nous avons explicité la méthode d'analyse que nous utilisons pour tenter de capter l'impact des normes du travail sur la discrimination salariale contre les femmes, il nous faut présenter les données sur lesquelles nous basons notre étude.

CHAPITRE V

SOURCES ET TRAITEMENT DES DONNÉES

Cette section plus technique vise à rendre transparent le processus de traitement des données nécessaire à l'établissement d'estimations économétriques cohérentes. Nous présentons d'abord les sources de nos données sur les salariées et sur les normes du travail. Par la suite, nous discutons des choix que nous avons faits afin de construire nos indicateurs de niveau de protection des normes du travail.

5.1 Sources des données sur les personnes et les emplois

Pour les besoins de ce mémoire, nous effectuons une analyse empirique basée sur des données provenant de *l'Enquête sur la population active* réalisée mensuellement par Statistique Canada. Nous avons utilisé pour notre échantillon les micro-données provenant des enquêtes des mois d'avril et d'octobre pour les années 1997 à 2002¹⁵. Nous avons donc eu accès à l'information relative à 1 241 959 répondantes. Ces données, grâce aux pondérations de Statistiques Canada, possèdent la grande qualité de constituer un échantillon représentatif de l'ensemble de la population active du Canada.

L'EPA fournit des renseignements sur le salaire horaire, ce qui nous permettra d'éliminer la partie de l'écart de revenu due à la différence du nombre d'heures de travail. Cette *Enquête* procure aussi quelques renseignements sur les caractéristiques personnelles des répondants : leur âge, leur statut civil, le type et la grandeur de leur ménage, leur éducation, leur statut

¹⁵ Chaque répondante de l'EPA participe pour une période de six mois. Un sixième de l'échantillon est changé à chaque mois. Ainsi au bout de six mois l'ensemble des répondantes a été remplacé. Donc en ne prenant que les mois d'avril et octobre on évite d'avoir 2 fois la même répondante.

d'étudiant et, bien sûr, leur sexe. Elle informe aussi sur les caractéristiques du poste occupé et sur le type de relation d'emploi des répondants.

5.1.1 Sélection d'un échantillon pour l'analyse du salaire

Notre analyse sur les salaires porte sur 546 021 répondantes. D'une part, il est évident que l'information disponible sur les salaires ne concerne que les personnes actives. D'autre part, l'EPA n'indique d'aucune façon le niveau de revenu des travailleuses autonomes. Cette caractéristique élimine 128 941 personnes de notre échantillon. Malheureusement, cette absence d'information nous empêche d'utiliser les travailleuses autonomes comme groupe témoin. Cette possibilité aurait été intéressante puisque celles-ci sont exclues de l'application des normes du travail dans l'ensemble des provinces. D'autre part, nous avons éliminé les personnes qui travaillent dans des secteurs dont nous ne pouvions déterminer précisément la juridiction (44 967 répondantes œuvrant dans les transports, l'entreposage ou la finance¹⁶).

Ces données sont divisées selon le sexe pour former deux bases de données distinctes. Les régressions seront effectuées de manière séparée pour ces deux échantillons. Nous avons donc une base de données « femme » relative à 642 469 répondantes, dont 270 767 sélectionnées pour l'analyse du salaire. La base « homme » contient pour sa part 599 490 entrées, dont 275 254 de salariées. Ces larges échantillons nous fournissent des degrés de libertés suffisants pour avoir un très grand nombre de variables.

5.1.2 Les caractéristiques personnelles

Bien que l'EPA fournit un ensemble de renseignements personnels sur chacune des répondantes, il nous a fallu modifier le format de quelques variables afin de pouvoir les intégrer à notre analyse de l'équation du salaire. L'annexe C fournit une description complète de ces ajustements. Nous n'expliquons donc ici que les plus importants. La variable dichotomique *conjoin* a été construite à l'aide des variables *EFAMTYPE* et *SP_LFSST*. Nous

¹⁶ Les employées du secteur des télécommunications étant mélangées à celles du grand secteur de « l'information, culture et loisir », il nous a été impossible de les retirer. Ceci aura un impact mineur car elles ne représentent que 1/5 du grand groupe (Statistique Canada, Catalogue 72-0002XIB, tableau 5).

considérons comme ayant une conjointe toute personne vivant dans un ménage décrit comme une famille époux–épouse [sic] et dont la variable « SP_LFSST » n'est pas nulle.

L'indicateur d'expérience est sans doute la variable la plus problématique de l'analyse de l'équation de salaire. Il a été noté par plusieurs auteures que les estimations de la discrimination seraient biaisées par une mauvaise approximation de l'expérience réelle des femmes (Racine et Rilstone, 1995). L'estimation habituelle détermine l'expérience en soustrayant à l'âge de la personne, son nombre d'années d'éducation et les six années d'enfance préscolaire. Cette estimation ne tient pas compte des périodes d'arrêt de travail qui suivent la naissance d'un enfant. Cette imprécision surestime l'expérience réelle des femmes, ce qui serait une source d'amplification de la discrimination. Nous corrigons l'expérience réelle des femmes au moyen de la méthode de Racine et de Rilstone (1995), soit en soustrayant 0,5 an pour chaque enfant qu'elles ont eu¹⁷.

$$\text{Experience} = \text{Âge} - 6 - \text{années d'étude} - [\text{Femme} * (0,5 * \text{nombre d'enfants})]$$

5.1.3 Caractéristiques de l'emploi

Il est bien connu qu'il y a un lien entre la taille d'une entreprise et sa capacité de verser des salaires élevés. Pour rendre compte de ce phénomène, nous avons inclus la variable « taille de l'établissement ». Malheureusement, il aurait été préférable d'utiliser les données sur la taille des entreprises, mais elles n'étaient disponibles que pour les quatre dernières années. D'autres variables décrivant l'emploi, comme le statut de temps partiel ou de temporaire, le secteur d'activité industriel et le statut de cadre supérieur, ont été incluses dans notre analyse (*voir annexe C pour les définitions*).

Afin de tenir compte des facteurs extérieurs qui peuvent influencer la santé économique d'une entreprise, donc leur capacité d'offrir des salaires plus élevés, nous avons inclus des variables exprimant les taux de syndicalisation de la province, de chômage et de croissance du PIB pour la période considérée. Ces données proviennent toutes de Statistique Canada.

¹⁷ Durée moyenne du congé de maternité avant 2001 (Katherine Marshall, 2003).

5.2 Données sur le niveau de protection des normes du travail

Le véritable nœud de notre étude réside dans la tentative de transformer des articles de lois en indicateurs du niveau de protection des employées. Comment exprimer en valeur, absolue ou relatif, un ensemble de règles déterminant des conditions de travail bien souvent qualitatives. En plus de se guider sur les études existantes quand c'était possible, cet exercice demande une part d'innovation et une autre de discernement. À la base, nous avons récolté de manière détaillée l'ensemble de législations concernant les normes du travail pour les 10 provinces et le gouvernement fédéral dans un grand tableau analytique (*voir annexe A*). Ces données ont été puisées à deux sources principales : le *Canadian Master Labour Guide* nous a permis de recueillir la part importante des lois, tandis que les documents intitulés *Évolution de la législation du travail au Canada* disponibles sur le site de la Direction des ressources humaines Canada nous ont permis de prendre note des modifications de normes au cours de la période étudiée. Lorsque c'était nécessaire, nous avons effectué des vérifications directement dans les textes de lois, tous disponibles sur les sites des commissions provinciales respectives.

La première tentative d'attribution d'une valeur numérique à des législations du travail a été entreprise par Grubb et Wells en 1993 lors de leur recherche sur l'impact des normes de protection d'emploi sur le chômage en Europe. La méthode, assez simple, consistait à ordonner les normes selon leur niveau de protection et ensuite à attribuer une valeur ordinaire à chacune d'elles. Bien que cohérente, cette méthode pose plusieurs problèmes. L'un d'entre eux est qu'un pays qui changerait de rang à la suite d'une réforme législative chez un voisin verrait son indicateur de niveau de protection varier sans que sa réalité n'ait bougé. L'OCDE (1999) tente de raffiner la méthode par l'utilisation d'échelles de sévérité où sont répartis les différents pays. Ces échelles fixent des échelons égaux, entre la loi la plus favorable et celle qui protège le moins bien les travailleuses. Ensuite, les différents aspects de lois sont agrégés selon une pondération justifiée par le poids que ces aspects constituent pour les employeuses. Malgré la complexité de cette méthode, l'OCDE n'a pas pu éviter les pièges de la relativité entre les pays et de l'arbitraire des pondérations.

L'étude de Heckman et Pagés (2000) apparaît comme une des rares qui utilisent une méthode d'évaluation qui n'est pas entièrement subjective. Nous verrons plus bas comment ils évaluent la sévérité des règles de préavis de congédiement en estimant le coût probable que devra verser une employeuse pour chaque employée qu'elle embauche. Cette façon de faire demeure une exception. Comme nous devrons aussi faire des choix arbitraires, nous croyons primordial de bien les mettre en évidences afin que les biais qui en résulteraient apparaissent clairement. Nous expliquons avec précision dans l'annexe A les méthodes utilisées pour la construction de nos indicateurs de niveau de protection des normes.

Lorsqu'il était possible de concevoir une méthode de calcul du coût d'une norme, nous avons utilisé ce calcul et présenté les différents résultats sous la forme de comparaison entre les provinces (fédéral = 1). Dans la plupart des cas, nous utilisons des variables dichotomiques afin d'exprimer la présence ou l'absence d'une norme. Il est certain que cette façon de faire ne permet pas d'exprimer les nuances et spécificités qui caractérisent les lois de chacune des provinces. Or, cette méthode s'avère techniquement plus efficace. Nous l'avons utilisée uniquement dans les cas où les différences entre les provinces étaient minimes.

5.2.1 Le salaire minimum

Le salaire minimum constitue sans doute la variable dont le lien avec l'équation de salaire est le plus évident. Pour indiquer le niveau de salaire minimum dans chaque province, nous avons tout simplement utilisé le niveau de salaire minimum réel corrigé par l'IPC. Les renseignements sur les salaires minima proviennent du site Internet de la Direction des ressources humaines Canada, qui les répertorie pour la période de 1965 à aujourd'hui. Nous n'avons pas tenu compte des niveaux de salaire particuliers à certaines portions de la main-d'œuvre présentes dans certaines provinces. Nos données ne nous permettaient pas de distinguer selon les critères définis dans les lois (employées à pourboire ou premier emploi moins de trois mois). De plus, la pondération du salaire minimum normal selon ces exceptions ne différerait que d'environ 3 %, ce qui est négligeable.

Les variables qui réfèrent aux temps de travail et aux heures supplémentaires ont été traitées de manière simple. Les variables *TSJrMaj*, *RefusJou* et *RefusSem*, qui indiquent la présence

ou non d'une majoration ou d'un droit de refus, sont dichotomiques. La variable *NbTSSem* réfère tout simplement au nombre d'heure de la semaine normale de travail.

5.2.2 Vacances et congés

Il aurait été très difficile de calculer le coût des congés fériés pour les employeuses. D'une part, dans certaines provinces, le congé n'est accordé que s'il a lieu une journée de travail normal. Des exclusions sont faites selon l'ancienneté des employées. L'indicateur est donc tout simplement le nombre de congés fériés.

Pour ce qui est des vacances, nous avons tenté d'évaluer le coût en semaines de salaire que représente cette norme pour les employeuses. Nous avons multiplié le nombre de semaines de vacances nécessaires par la proportion des employées ayant un certain nombre d'année d'ancienneté selon la moyenne canadienne. La formule est la suivante :

$$Vacance = \prod_{a=1}^T prob(ancienneté_a^c) * NSem^p_a$$

où a représente le nombre d'année de service des employées, $prob(ancienneté_a^c)$ la proportion d'employée ayant « a » nombre d'années de services au Canada et $NSem^p_a$ le nombre de semaines de vacances dues après « a » années de service dans la province.

Une variable dichotomique sert à indiquer si la législation provinciale accorde une protection d'emploi pour des absences prolongées en raison de maladie.

5.2.3 Conciliation travail-famille

Les congés de maternité et parentaux sont régis par deux types de lois. D'une part, le gouvernement fédéral s'occupe, avec sa *Loi sur l'assurance-emploi*, de fournir une certaine rémunération aux personnes qui s'absentent du travail en cours de grossesse ou après la naissance d'un enfant. D'autre part, ce sont les législations provinciales qui prennent en charge la sécurité d'emploi pendant les congés parentaux.

Ainsi, toutes les Canadiennes (employées rémunérées) ont droit de recevoir 15 semaines de chômage en raison d'une grossesse si elles ont travaillé plus de 500 heures au cours de

l'année précédent la grossesse. Par contre, la période pendant laquelle elles peuvent s'absenter de leur travail sans risquer de le perdre varie selon leur province de résidence et leur ancienneté. Comme la norme concernant la rémunération du congé est identique partout au Canada, nous l'avons ignorée. Par contre, nous portons attention aux conditions d'admissibilité à la protection d'emploi, laquelle varie selon les provinces. Notre variable de congé de maternité devient donc :

AdmCoMat : Pourcentage des femmes ayant droit a un congé de maternité. Ce taux est calculé selon le pourcentage des Canadiennes de moins de 50 ans ayant cumulé assez de service continu pour répondre aux critères d'admissibilité de chacune des provinces.

Le congé parental est exprimé en terme du nombre de semaines divisé par le nombre de semaines offert par le fédéral. Les critères d'admission sont les mêmes que pour le congé précédent. Par contre, la longueur varie beaucoup de province en province. À la suite de la réforme du congé parental dans la *Loi sur l'assurance emploi* en 2001, toutes les provinces ont augmenté de manière significative la durée de leur congé parental. La plupart sont passés de 17 à 37 semaines. D'abord, le changement d'ordre de grandeur des congés rend impossible la comparaison des provinces entre 1997 et 2001. De plus, il faut plusieurs mois avant que les impacts de cette norme se fasse sentir. Nous avons donc décidé de ne pas tenir compte de cette réforme.

La variable dichotomique *ConUrgFa*, exprime la présence ou non d'une protection d'emploi dans les cas d'absence pour responsabilités familiales urgentes.

5.2.4 Normes de protection d'emploi

L'indicateur de niveau de protection concernant les préavis et les indemnités à verser en cas de congédiement individuel a été construit selon une méthode inspirée par Heckman et Pagés (2000, p.27). Posons que les préavis sont considérés comme des coûts futurs dont les employeuses tiennent compte lors de l'embauche d'une personne. À ce moment, elles évaluent le nombre de semaine de salaire qu'elles devront verser au départ de cette employée

selon les probabilités de l'ensemble des travailleuses de se faire congédier après une certaine période de service. Ce coût est calculé selon un taux d'intérêt fixe.

Nous avons construit l'indicateur avec l'aide de l'équation suivante :

$$\text{PreAvis} = \prod_{i=1}^T (\square_p^i * \text{prob}C_c^i) \left(\frac{1}{1+r} \right)^i$$

où π_p^i est la durée en semaines du préavis dans la province et de l'indemnité nécessaire au temps i , $\text{Prob}C_c^i$ est la probabilité d'être congédié au temps i pour les employées canadiennes et r est le taux d'intérêt nominal.

Nous avons ensuite mis en relations les indicateurs de différentes provinces en les portant sur une base fédérale = 1.

5.2.5 Les autres lois pertinentes

Deux autres types de législation du travail entrent dans notre analyse puisque leurs impacts sur les non-syndiquées ne peuvent être négligés. D'abord la variable dichotomique *EquiDisc* indique la présence d'une politique d'équité salariale étendu au secteur privé ainsi que d'une politique de discrimination positive pour la fonction publique.

Enfin, les provinces où le Code du travail reconnaît automatiquement un syndicat qui fait la démonstration qu'il a recueilli la majorité des signatures et qui n'impose pas la deuxième étape du scrutin obligatoire obtiennent la valeur 1 pour la variable dichotomique *Syndic*.

5.2.6 Les normes exclues de l'analyse

Malheureusement, pour plusieurs raisons, nous avons été forcés d'exclure certains types de normes du travail de notre analyse. Il aurait été fort intéressant d'évaluer l'impact du retrait préventif pour les femmes enceintes ou qui allaitent. Cette législation ne s'adressant qu'aux femmes, il est certain qu'elle peut jouer un rôle sur la différence de salaire. Comme seuls le Québec et le gouvernement fédéral offrent cette protection, la variable affectait la

colinéarité ou se confondait avec l'effet fixe attribué à la province de Québec. En annexe, nous avons par contre inclus cette variable dans une régression où les variables des provinces ont été supprimées (*voir annexe B6*).

La même situation se produisait avec la variable de sécurité d'emploi qui exprime la possibilité d'un recours administratif en cas de congédiement sans cause juste et suffisante. Comme la précédente, nous avons dû l'éliminer de notre analyse.

Pour sa part, la variable concernant les règlements particuliers aux licenciements collectifs n'a pas été incluse parce qu'elle s'avérait impossible à résumer par une valeur numérique. Les statistiques sur l'incidence des licenciements collectifs ne sont pas comptabilisées et rendues publique, ce qui nous empêche de construire une évaluation du coût de la législation comme nous l'avons fait pour le préavis. Une variable dichotomique aurait induit une erreur étant donné les variations importantes entre les règlements de chacune des provinces qui disposent de ce type de protection.

À cette étape, nous sommes désormais en mesure de procéder à nos estimations économétriques et d'attendre nos résultats. Il ne nous reste plus qu'à examiner ces derniers et à en tirer les conclusions qu'ils nous livrent. Nous nous concentrerons sur cette tâche dans le prochain et dernier chapitre.

CHAPITRE VI

ANALYSE DES RÉSULTATS ET DISCUSSION

Ce dernier chapitre présente les résultats des estimations économétriques des équations de salaires des femmes et des hommes. Cette présentation se fera en deux temps. D'abord, afin d'inscrire cette recherche dans la tradition des analyses utilisant la décomposition d'Oaxaca, nous nous attarderons à l'analyse des coefficients de la régression. Ces coefficients nous seront utiles afin de construire la décomposition des causes de l'écart de salaire entre les sexes. Dans la deuxième partie, nous pousserons plus loin l'analyse en examinant les effets marginaux. Cette innovation nous permettra de comprendre l'ampleur des impacts directs et indirects des normes du travail sur les écarts de salaire.

6.1 Validité de la méthode et constance des résultats

L'analyse simple des coefficients obtenus lors de la régression par moindre carré ordinaire et par l'estimateur du maximum de vraisemblance nous permet de tirer quelques conclusions sur la validité de notre méthode.

6.1.1 Confirmation du biais de sélection

D'abord, l'examen des coefficients associés aux IMR dans les régressions des femmes et des hommes démontre que le biais de sélection a effectivement un impact important sur l'estimation du salaire des femmes. Comme on peut le voir au tableau B.2 en annexe, le thêta associé aux femmes est de 0,077646. Son écart type de 0,0084 confirme que le coefficient est statistiquement significatif. Ces résultats nous assurent que la procédure de la correction de Heckman ne représente pas une complexification inutile de l'analyse. D'ailleurs, la

comparaison des coefficients entre le MCO et le Heckman démontre des différences significatives entre les deux estimations. Des variables comme « parent » et « conjoint », qu'on présume importantes dans le choix d'entrer ou non sur le marché du travail, sont parmi celles dont la différence entre les deux coefficients est la plus forte.

Les résultats diffèrent du côté des hommes : il semble que le biais de sélection soit négligeable. Avec un petit thêta et un écart type assez élevé (0,0031 contre 0,0054) l'inclusion de la procédure de correction de Heckman ne constitue qu'un alourdissement sans objet de l'analyse de l'équation de salaire des hommes.

6.1.2 Variation des coefficients des variables des normes

Enfin, nous avons constaté que les coefficients de certaines variables de norme étaient plutôt instables selon l'ajout ou le retrait de certains paramètres. Le tableau B.4 de l'annexe B témoigne bien de cette volatilité. Le retrait des variables « tauxsyn », « tauxcho », « NoCongF » et « vacances » de la régression apporte des changements importants aux coefficients de plusieurs variables. D'autres tests nous ont permis de conclure que nos résultats concernant les variables du salaire minimum, du droit de refus quotidien, de la durée de la semaine normale, des congés fériés, du congé pour urgence familiale et de la syndicalisation automatique pouvaient être considérés comme faiblement significatifs, étant donné leur instabilité.

Par contre, ces tests nous ont permis de constater qu'à l'opposé, certaines variables de norme possèdent des coefficients qui ne changent que très peu d'un modèle à l'autre. Les indicateurs pour le droit de refus à la semaine, la protection pour la maladie, l'admission au congé de maternité, la durée du congé parental, la durée du préavis et la présence de politique d'équité et de discrimination positive ont des coefficients très stables d'une régression à l'autre.

6.2 L'effet des normes du travail sur les salaires

Une première constatation ressort de notre analyse : les normes du travail ont en général un impact positif sur le niveau de salaire, tant pour les hommes que pour les femmes. Ceci surprend encore plus lorsqu'on considère l'impact des normes qui constituent un « coût direct » pour les employeuses, notamment les congés, les vacances et le préavis. Dans l'analyse économique des impacts des normes du travail développée par Fortin à la suite de l'adoption de la loi québécoise en 1979, ce dernier estime que les employées devraient absorber, par le biais de diminution de salaire, près des deux tiers des coûts reliés à ces normes (Fortin, 1980). Bien que nous n'ayons pas étudié la dynamique des salaires succédant à une réforme, nos résultats semblent démontrer qu'il n'y a pas automatiquement d'arbitrage entre l'accès à des normes contraignantes et le niveau de salaire.

La question de l'ordre du lien de causalité se pose à ce moment. N'est-ce pas plutôt que les provinces où les salaires sont élevés jouissent d'une plus grande marge de manœuvre pour fixer des normes qui offrent un haut degré de protection ? Est-ce le paradoxe de l'œuf et de la poule ? Il est impossible pour l'instant de répondre à cette question. Par contre, nos résultats démontrent l'absence de contradiction entre un niveau élevé de protection des travailleuses et de hauts salaires.

D'autre part, les résultats des variables associées aux congés de maternité et aux congés parentaux vont dans le même sens que ceux de l'étude de Rhum dans les pays européens (Rhum, 1996). Tout comme lui, nous constatons que la durée des congés parentaux a un effet positif sur le salaire des femmes. Nos résultats renforcent cette conclusion en montrant que l'impact est aussi positif pour les hommes.

Tableau 6.1 : Coefficients des variables de norme du travail

VARIABLES	HECKMAN					
	<u>_ Femmes</u>	écart	t	<u>_ Hommes</u>	écart	t
Salmiabs	0,01755	(.0053)	3,3	0,01533	(.0056)	2,72
Tsjrmaj	0,18801	(.0249)	7,54	0,11479	(.026)	4,41
Refusjr	0,01628	(.0268)	0,61	0,07254	(.0288)	2,52
Nbtsssem	0,01887	(.0012)	15,89	0,02001	(.0012)	16,64
Refussem	-0,08615	(.0343)	-2,51	-0,20102	(.0376)	-5,34
Nocongf	0,02468	(.0105)	2,34	0,06956	(.0112)	6,19
Vacances	0,11535	(.0325)	3,55	0,03557	(.0343)	1,04
Promalt	-0,16326	(.0217)	-7,53	-0,12105	(.0219)	-5,52
admcomat	0,00554	(.0006)	9,26	0,00288	(.0006)	4,6
admparent	-0,00021	(.0001)	-1,43	-0,00102	(.0002)	-6,42
ducopa2	0,19840	(.0285)	6,97	0,09354	(.0302)	3,1
Pnonsyn	0,00905	(.0043)	2,11	-0,00938	(.0042)	-2,24
Conurgfa	0,00254	(.0041)	0,62	0,01064	(.0043)	2,48
Preavis	0,26052	(.0944)	2,76	0,24258	(.108)	2,25
preavnonsyn	0,05442	(.0128)	4,24	0,07248	(.0121)	5,98
Equidisc	0,03978	(.0051)	7,78	0,03770	(.0051)	7,41
Syndic	0,00329	(.0065)	0,51	0,03061	(.0068)	4,5
Syparent	0,00886	(.0035)	2,55	0,00728	(.0037)	1,97
Syedusec	-0,00898	(.0044)	-2,05	0,00095	(.0044)	0,22
syeducoll	-0,03119	(.0044)	-7,05	-0,02381	(.0044)	-5,4
syedubacc	0,00848	(.0063)	1,34	-0,00628	(.0069)	-0,91
syedumatr	-0,00602	(.0099)	-0,61	0,02252	(.0093)	2,41

6.2.1 L'impact de la syndicalisation

Fang et Verma (2002) dans leur étude pour Statistique Canada arrivaient à la conclusion que la syndicalisation avait un impact positif d'environ 7,7 % sur les salaires des hommes et des femmes. Nos résultats exposés au tableau 6.2 vont sensiblement dans le même sens. Par contre, l'information dégagée au moyen des variables croisées nous permet de faire une analyse plus subtile. En premier lieu, on constate que l'impact de la syndicalisation est en

général plus important chez les femmes que chez les hommes¹⁸. Chez ces derniers, ce sont les célibataires ayant peu de scolarité qui jouissent de l'avantage syndical le plus fort (autour de 11,7 %). Chez les femmes, l'avantage syndical s'accroît pour les mères et celles qui ont fait des études supérieures. Ces nuances ouvrent des pistes de réflexion et d'analyse qui seraient intéressantes à approfondir dans le cadre d'autres études.

Tableau 6.2 : Coefficients pour les variables liées à la syndicalisation

Variables	HECKMAN					
	_ Femmes	écart	t	_ Hommes	écart	t
union	0,07876	(,0049)	16,09	0,11747	(,0043)	27,36
uparent	0,01403	(,0034)	4,15	-0,04896	(,0035)	-14,16
uedusec	-0,01076	(,005)	-2,15	-0,02844	(,0046)	-6,2
ueducoll	0,03374	(,0051)	6,66	-0,03856	(,0046)	-8,35
uedubacc	0,05912	(,0067)	8,77	-0,06528	(,0072)	-9,11
uedumatr	0,00861	(,01)	0,86	-0,05637	(,0094)	-6,02
usecvetex	-0,09947	(,0127)	-7,84	-0,05942	(,019)	-3,13
usecalim	-0,02088	(,0123)	-1,69	-0,04372	(,009)	-4,85
usecresto	-0,02876	(,0086)	-3,34	-0,06470	(,012)	-5,4
usecsante	0,02091	(,0046)	4,5	-0,02503	(,0096)	-2,62

6.3 L'effet des normes du travail sur la participation

L'effet des normes du travail sur la probabilité d'entrer sur le marché du travail est plus mitigé. D'une part, bon nombre de normes semblent avoir un effet positif sur la participation (*voir tableau B.3 en annexe*). Les normes relatives à la majoration du temps supplémentaire et au droit de refus hebdomadaire, le préavis ainsi que la durée du congé parental obtiennent des coefficients positifs assez forts.

Or, sans remettre en question le résultat pour la variable reliée à la durée du congé parental, il faut le nuancer en rappelant le biais que la méthode d'enquête peut induire. En effet, une personne en arrêt de travail pour un congé parental est considérée par l'EPA comme une

¹⁸ Une régression sans variables croisées nous donne un coefficient de 0,1006 pour les femmes et de 0,0545 pour les hommes.

personne en emploi. Ainsi, il est certain que la proportion de personnes qui échappent à l'étiquette « inactive » augmente à mesure que le congé s'allonge, ce qui a un impact positif sur le taux de participation. Comme ces personnes ne représentent même pas 1 % de la population active, nous pouvons considérer ce biais comme négligeable.

D'un autre côté, le droit de refus quotidien, le nombre de congés fériés et le salaire minimum se voient attribuer des coefficients négatifs. Nos résultats concernant le salaire minimum ne sont que très faibles et statistiquement non significatifs. Le présupposé de la théorie économique qui veut que le salaire minimum ait un impact négatif sur l'emploi ne semble donc pas confirmé par nos résultats.

6.4 La décomposition des sources de l'écart salarial

En moyenne, les hommes ont un salaire supérieur de près de 20 % à celui des femmes. Exprimé en salaire logarithmique moyen, l'écart salarial horaire estimé entre les genres est de 0,1831. La décomposition d'Oaxaca nous permet d'estimer quelle part de cet écart provient des différences de caractéristiques ou de dotation en capital humain entre les deux groupes et celle qui résulte de la discrimination.

6.4.1 Dotation, discrimination et sélection

Les résultats de notre décomposition, exposés au tableau 6.3, démontrent que l'écart non expliqué, associé à l'effet de discrimination, est la source principale de la différence de salaire moyen entre les deux sexes.

Cette conclusion est convergente avec les autres études canadiennes. Une étude récente de Statistique Canada arrive à des résultats de l'ordre de 51 à 78 % pour la part non expliquée et recense trois autres études canadiennes qui vont dans ce sens (Drolet, 2001). Oaxaca lui-même, lors de sa première décomposition, arrivait à la valeur de 77 % pour la part de l'écart relié à la discrimination entre les sexes (Oaxaca, 1973). Nous ne pouvons pas comparer directement nos résultats puisque l'ajout de l'effet de sélection dans notre étude en complexifie l'analyse.

Le tableau 6.3 indique que l'effet de sélection induit un écart de salaire logarithmique d'une valeur négative de 0,07582. Pouvons-nous en conclure que le biais de sélection réduit l'écart de salaire entre les deux sexes ? Ce résultat signifie plutôt que si les femmes avaient en moyenne la même dotation que les hommes en ce qui a trait aux caractéristiques déterminant la participation (X), si elles faisaient face aux mêmes critères (coefficients β) dans l'évaluation de leur entrée au travail et si cette participation avait le même impact sur les salaires (β_0), le salaire moyen des femmes serait plus bas de 41 %. Nous mettrons par contre l'analyse de cet effet de sélection de côté, puisque nous ne jugeons pas pertinent pour notre recherche les discussions sur la répartition de cet effet entre discrimination et dotation.

Tableau 6.3 : Décomposition de l'écart des salaires logarithmique selon les sources

ÉCART DE SALAIRE $(\ln X_m + \ln m_m) - (\ln X_f + \ln f_f)$	DOTATION écart expliqué $\ln m_m (X_m - X_f)$	DISCRIMINATION écart non expliquée $(\ln m_m - \ln f_f) X$	SÉLECTION effet de sélection $(\ln m_m - \ln f_f)$
0,18310	0,08546	0,17346	-0,07582
Part de l'écart	46,7 %	94,7 %	-41,4 %
Part de l'écart sans sélection	33,0 %	67,0 %	

Hormis l'effet de sélection, notre analyse démontre que plus des deux tiers (67 %) de l'écart salarial provient de la discrimination. La différence de dotation entre les hommes et les femmes explique le dernier tiers de l'écart, si l'on isole l'effet de sélection. Parmi les caractéristiques qui défavorisent les femmes sur le plan salarial, la ségrégation horizontale vient au premier rang. Le fait que les femmes soient très peu représentées dans certains secteurs d'activité industrielle plus payants comme la construction, l'extraction des matières premières et la transformation des métaux ou qu'elles soient sur-représentées dans des secteurs comme le commerce de détail, l'hébergement et la restauration expliquerait environ 14 % de l'écart salarial (*voir tableau B.5 en annexe*).

Les ségrégations statutaire et verticale contribuent aussi à l'écart de salaire. Le moins grand nombre de femmes qui travaillent à temps plein ou qui occupent des postes de direction a un

impact négatif sur le salaire moyen du groupe. À l'opposé, le niveau de scolarité plus élevé des femmes contribue à réduire l'écart salarial d'au moins 3,7 %.

6.5 Les premières sources de discrimination

Cohérents avec l'ensemble des études sur la discrimination salariale entre les hommes et les femmes, nos résultats démontrent que la différence de valorisation de l'expérience entre les deux groupes constitue la première source de discrimination. Même si nous avons corrigé notre estimation de l'expérience afin de tenir compte des absences justifiées par la naissance d'un enfant, il n'en reste pas moins que les femmes ne semblent pas recevoir la même reconnaissance pour leurs années d'expérience que leurs confrères de travail (*voir le tableau B.5 en annexe*). De plus, le fait d'être parent semble beaucoup plus avantageux pour les pères que pour les mères. Cet élément engendre environ 22 % de l'écart. Les différences entre les coefficients attribués aux variables de temps plein et des secteurs d'activité expliquent eux aussi une grande part de la discrimination.

6.5.1 L'avantage syndical des femmes

Malgré que les femmes soient légèrement moins nombreuses à être syndiquées que les hommes, l'impact global de la syndicalisation sur l'équité salariale est positif. Comme elles sont moins nombreuses à jouir des avantages salariaux acquis par la syndicalisation, on constate que cette différence de dotation engendre 1,9 % de l'écart. Par contre, comme nous l'avons vu plus haut, la syndicalisation procure un avantage salarial globalement plus élevé aux femmes qu'aux hommes. Ainsi, cette différence de coefficients réduit de près de 9,2 % cet écart. L'effet global de la syndicalisation en faveur de l'équité salariale est donc de l'ordre de 7,3 %.

6.6 Les normes du travail réduisent la discrimination

De manière générale, les normes du travail ont un impact très important sur la réduction de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes. Nos résultats, affichés au tableau 6.4, mettent en évidence que les normes du travail contribuent à réduire cet écart de 33,8 %. Cependant, comme nous l'avons vu plus haut, la fragilité de nos résultats nous oblige à une

certaine prudence face à une quantification aussi précise de l'impact des normes. En dépit de cette réserve, ces résultats et les différents tests effectués viennent confirmer le sens de la relation entre les normes du travail et l'écart de salaire hommes-femmes. Il ressort avec évidence que les normes contribuent globalement à réduire l'iniquité salariale entre les genres¹⁹.

6.6.1 Des résultats solides en faveur de notre hypothèse

Les normes à l'égard des congés de maternité et parentaux sont de loin celles dont l'impact positif en faveur de l'équité salariale des femmes est le plus fort. Plus l'admission au congé de maternité est large, plus les femmes sont favorisées. Cet impact redistributif compte encore plus si les travailleuses ont déjà eu un enfant. La durée du congé parental a, elle aussi, un effet positif sur l'équité salariale, effet légèrement plus fort chez les travailleuses non syndiquées (*voir tableau 6.4*).

D'autres normes ayant trait à la conciliation travail-famille entraînent un effet positif sur l'équité salariale. La majoration du salaire après la journée normale et le droit de pouvoir refuser de travailler après un certain nombre d'heures par semaine contribuent de façon importante à la réduction de l'écart de salaire. Cette constatation semble logique si l'on considère que les femmes, qui s'occupent aujourd'hui encore plus largement des responsabilités familiales, sont celles qui bénéficient le plus de ces protections. Seul le résultat concernant le droit de refus du travail supplémentaire quotidien vient contredire cette idée. En effet, même si les résultats sont instables pour cette variable, peu importe l'estimation, le signe de sa relation avec l'équité salariale est toujours négatif. La variable associée à la durée de la semaine de travail a pour sa part des résultats contradictoires d'une régression à l'autre.

¹⁹ Les résultats des analyses en absence des effets fixes de province et en présence des variables RESST et SECUEMP vont dans le même sens (voir Annexe B6).

Tableau 6.4 : Effet des normes du travail sur l'écart salarial.

	Part expliquée par LA DOTATION	Part expliquée par LA DISCRIMINATION
NORMES DU TRAVAIL	1,50	-33,75
Salaire min. absolu	0,02	-5,69
Majoration à la journée	-0,32	-8,96
Refus temps sup./ jours	-0,22	15,04
Nombre d'heure sem. Normale	0,04	18,78
Refus temps sup. / semaine	0,52	-31,16
Nombre de congés fériés	0,09	140,65
Vacances	0,00	-28,23
Protection d'emploi maladie	-0,40	4,58
Adm. au congé maternité	0,09	-94,10
Adm. Congé mat. X parent	1,16	-12,72
Durée du congé parental	0,28	-31,63
Durée Congé X syndiquée	0,01	-1,05
Congé urgence familiale	0,01	1,54
Préavis de congédiement	-0,01	-5,74
Préavis X non-syndiquée	0,04	0,04
Équité sal. et discrim. Positive	0,04	-0,40
Syndicalisation automatique	0,13	5,29

Bien que le résultat soit instable, il ressort de notre analyse que le niveau de salaire minimum a un impact positif sur l'équité salariale. Cette conclusion va dans le sens des résultats obtenus par Dinardo, Fortin et Lemieux dans leur analyse des effets des institutions du marché du travail aux États-Unis (Dinardo, Fortin et Lemieux, 1995). De plus, la norme obligeant l'employeuse à verser un préavis lors d'un congédiement a, elle aussi, un impact positif sur l'équité entre les deux sexes.

6.6.2 D'autres résultats plus surprenants

Les normes qui offrent une protection contre un congédiement à la suite d'une absence du travail pour les raisons de santé ou pour des obligations familiales semblent avoir un effet négatif sur l'équité salariale. Ces résultats surprennent puisqu'il semble qu'une plus grande sécurité d'emploi devrait faire monter les salaires et favoriser les femmes, qui utilisent plus souvent ces congés.

L'effet fortement négatif des congés fériés surprend aussi. Bien que de l'ordre de grandeur des résultats associés à cette variable varie beaucoup, le sens de la relation est pour sa part constant. Il est difficile d'expliquer théoriquement l'effet distinct des congés sur le salaire des femmes et des hommes. Deux autres normes imposant des coûts directs à l'employeuse, les vacances et le préavis, semblent avoir des effets positifs sur l'équité. Notons, par contre, que des derniers sont instables d'une régression à l'autre.

Enfin, ce qui confond le plus est le peu d'impact des politiques d'équité salariale et de discrimination positive. En effet, la variable « equidisc » n'aurait qu'un impact de 0,4 % sur la réduction de l'écart salarial. Il semble étrange que des politiques destinées précisément à réduire les inégalités entre hommes et femmes sur le marché du travail aient si peu d'impact. Notons cependant que l'indicateur de ces deux normes est construit de manière assez simple et ne nous permet sans doute pas de capter finement ses effets.

6.7 Analyse des effets marginaux

La décomposition effectuée plus haut ne tient compte que de l'impact des normes du travail sur les personnes qui travaillent effectivement. Pour tenir compte de l'impact global des normes du travail sur le salaire à la fois directement et indirectement au travers du biais de sélection, nous devons examiner les effets marginaux au lieu des simples coefficients. Malheureusement, la commande « MARGIN » n'accepte pas de régression sans constante. Nous n'avons donc pas pu construire de décomposition à la suite de l'estimation des effets marginaux. Nous nous en tiendrons à l'analyse des variations entre les différences de coefficients et d'effets marginaux pour les hommes et les femmes.

Comme il est possible de le voir au tableau 6.5, l'effet direct et indirect des normes du travail demeure tout de même positif pour l'équité salariale. Les effets marginaux de la présence des normes sont plus souvent supérieurs pour les femmes que pour les hommes. Cependant, de manière générale, l'impact indirect des normes sur les salaires diminue l'effet positif de celles-ci sur l'équité salariale. Dans la plupart des cas, l'avantage des femmes est plus fort si l'on examine seulement les coefficients (effet direct) que si l'on tient compte des effets marginaux (effet direct et indirect) (*voir tableau 6.5*). En encourageant la participation, les normes du travail réduisent le salaire de réserve des femmes et entraînent une diminution du salaire moyen des femmes en emploi.

Les effets indirects ont des impacts assez importants dans certains cas. L'effet du préavis sur la discrimination est inversé suite à l'analyse des effets marginaux. Si nous constatons plus haut qu'il réduisait l'iniquité, ces derniers résultats démontrent le contraire. Plus étonnant encore, l'effet des politiques d'équité et de discrimination positive est globalement négatif. L'effet de ces normes sur la participation est suffisamment important pour inverser l'effet sur l'écart de salaire.

À l'inverse, en incluant l'analyse des effets indirects, l'impact positif du salaire minimum est augmenté. Les congés pour maladie ou urgence familiale connaissent une diminution de leur impact négatif sur l'équité lorsqu'on intègre les effets marginaux globaux.

Tableau 6.5 : Comparaison des différences entre les coefficients et des différences entre les effets marginaux

	Différence entre les coefficients (homme – femmes)	Différence entre les effets marginaux (homme – femmes)	% de variation
salmiabs	-0,0034	-0,0037	- 9,6
tsjrmaj	-0,0615	-0,0266	56,8
refusjr	0,0539	0,0344	36,2
nbtsssem	0,0016	0,0013	18,1
refussem	-0,1125	-0,0819	27,2
nocongf	0,0442	0,0179	59,4
vacances	-0,0714	-0,0556	22,1
promalt	0,0302	0,0339	-12,4
admcomat	-0,0023	-0,0020	13,1
admparent	-0,0008	-0,0007	9,7
ducopa2	-0,0954	-0,0691	27,6
pnonsyn	-0,0185	-0,0176	4,6
conurgfa	0,0074	0,0090	-21,0
preavis	-0,0258	0,0281	209,0
preavnonsyn	0,0177	0,0169	4,6
equidisc	-0,0012	0,0019	261,0
syndic	0,0273	0,0221	19,3
syparent	-0,0015	-0,0006	59,9
syedusec	0,0102	0,0133	-30,8
syeducoll	0,0076	0,0111	-45,9
syedubacc	-0,0143	-0,0051	64,2
syedumatr	0,0291	0,0368	-26,7

6.7.1 Efficacité des normes selon les provinces

La présence d'une constante dans la régression nécessaire au calcul des effets marginaux nous empêche de faire une décomposition d'Oaxaca classique. Nous avons tout de même tenté d'évaluer quelle part de l'écart de salaire peut s'expliquer par l'effet différencié des normes selon les sexes. Nous avons tout simplement estimé les salaires moyens en multipliant les valeurs moyennes des variables par les effets marginaux.

$$\ln w = C^i + (\bar{Z}^i * EM^i)$$

Ensuite nous avons comparé les résultats entre les hommes et les femmes. Enfin, nous avons refait la même procédure mais en incluant les effets marginaux des normes du travail des hommes dans l'estimation du salaire moyen des femmes. Cette opération nous permet d'évaluer quel serait le salaire estimé si l'effet des normes était le même pour les hommes et les femmes.

Comme nous le montre le tableau 6.6, la présence d'un effet différencié des normes du travail sur les deux sexes entraîne une réduction de la discrimination de près de 17,3 %. Ce résultat démontre encore une fois l'importance des normes du travail dans la lutte à l'iniquité. Inférieure au 33,8 % obtenu lors de la décomposition d'Oaxaca, cette valeur confirme que l'impact indirect des normes du travail, via la participation, a tendance à accroître l'inégalité des salaires.

Nous avons refait le même exercice pour chaque province afin d'examiner laquelle avait développé l'ensemble législatif le plus favorable pour les femmes. Il ressort de cette analyse que la Colombie-Britannique et l'Ontario sont les provinces où les normes atténuent le plus la discrimination. Cela s'explique sans doute par la présence simultanée d'un haut taux d'admission au congé de maternité, de la possibilité de refuser de travailler après un certain nombre d'heure par semaine et un congé parental de longue durée. Le Québec arrive au 4^e rang entre autre parce que ce dernier n'a pas adopté de loi permettant le droit de refus hebdomadaire.

D'ailleurs une estimation de la variation de l'écart de salaire après avoir tenu compte de la réforme des normes du travail entrée en vigueur en mai 2003 au Québec, nous permet de

constater qu'elle occuperait présentement la première place. En effet, lors de cette réforme le gouvernement du Québec a reconnu le droit de refuser de travailler après un certain nombre d'heures par jour et par semaine (*voir tableau 6.6*).

L'analyse des effets indirects des normes du travail soulève un paradoxe qui rend difficile l'évaluation normative des impacts. L'impact indirect (à travers le biais de sélection) des normes sur l'équité salariale est négatif. Par contre, les normes en général encouragent la participation. Pour les femmes, vaut-il mieux plus de participation, quitte à avoir des salaires plus inégaux, ou le contraire ? Nous nous permettrons de rester silencieux sur cette question, étant donné que nous n'analysons pas les structures de préférence des femmes.

Tableau 6.6 : Écarts de salaire estimés à l'aide des effets marginaux selon les provinces.

	CAN	T-N	I-P-E	N-E	N-B	QUÉ	ONT	MAN	SASK	ALB	C-B	QUÉ 2004 ¹
Hommes												
Sal. Moyen selon EPA	15,99	13,54	11,83	13,33	13,51	15,44	16,83	14,12	14,12	15,97	17,17	15,44
Sal. Estimé	14,21	12,14	10,48	11,79	12,01	13,76	14,91	12,62	12,65	14,17	15,32	12,84
Femmes												
Sal. Moyen selon EPA	13,02	10,48	10,97	10,89	10,77	12,92	13,65	11,65	11,51	12,24	14,19	12,92
Sal. Estimé	13,47	10,63	11,15	11,16	11,00	13,37	14,10	12,04	11,98	12,72	14,76	13,06
Sal. Estimé effet normes uniforme	11,14	8,96	9,27	9,54	9,22	11,10	11,45	10,06	10,23	11,08	12,04	10,36
Ratio EPA	81,4	77,4	92,8	81,7	79,7	83,7	81,1	82,5	81,5	76,6	82,6	83,7
Ratio Estimé	94,8	87,6	106,4	94,7	91,6	97,2	94,6	95,5	94,7	89,8	96,4	101,7
Ratio Estimé effet normes uniforme	78,4	73,9	88,5	80,9	76,8	80,7	76,8	79,7	80,9	78,2	78,6	80,7
Différence	17,3	15,7	16,9	14,6	16,2	17,0	18,8	16,5	14,6	12,9	18,4	20,7

¹ Estimation dans laquelle nous avons inclus les réformes des normes entrées en vigueur en mai 2003 au Québec.

CONCLUSION

Bien que les études sur la décomposition de l'écart de salaire entre les hommes et les femmes fassent légion, notre mémoire ouvre une voie originale. Pour la première fois, une telle analyse intègre des indicateurs de niveau de protection des normes du travail dans l'équation des déterminants du salaire. Cette approche nous permet de tester empiriquement l'impact des normes du travail sur la discrimination salariale entre les femmes et les hommes au Canada pour les années 1997 à 2002. Nous ajoutons ainsi une modeste contribution à la courte tradition d'études sur les normes du travail par l'analyse économique.

La décomposition des deux équations de salaire, selon la méthode d'Oaxaca, nous fournit des résultats clairs quant à l'impact positif du niveau de protection des normes du travail sur la diminution de l'écart salarial entre les femmes et les hommes. Nos résultats montrent que, telles qu'elles sont, les normes du travail réduisent de 33,8 % la discrimination salariale au Canada pour la période étudiée. La grandeur précise de cet impact doit être considérée avec prudence, étant donné la fluctuation des résultats selon les différentes régressions utilisées. Par contre, le sens de la relation est pour sa part très stable et laisse peu de doute sur la corrélation positive entre normes du travail et équité salariale. Des normes comme celles concernant les congés de maternité et parentaux, la majoration du temps supplémentaire à la journée, le droit de refus de temps supplémentaire hebdomadaire, le préavis de congédiement et le salaire minimum contribuent de manière importante à la diminution de l'iniquité salariale qui touche les femmes. Pour leur part, les normes touchant l'absence pour des

raisons de santé, les congés fériés et, étonnamment, la présence de politique d'équité salariale et de discrimination positive augmente ou influence peu le niveau d'équité salariale.

Si la pertinence de notre sujet de recherche a été démontrée, la validité de notre méthode d'analyse est remise en question par l'imprécision de nos résultats. Deux difficultés majeures ont été rencontrées au cours de notre étude. En premier lieu, une certaine instabilité a été observée pour les coefficients liés aux variables des normes du travail. L'ajout d'un groupe témoin, par exemple les travailleuses autonomes, ou la comparaison entre des juridictions qui comportent des différences plus importantes entre leurs législations permettraient sans doute de contourner ce problème. L'autre difficulté provient du fait que les indicateurs du niveau de protection des normes du travail que nous avons construits demeurent encore très imprécis et arbitraires. Pourtant, l'utilisation d'une méthode de calcul des coûts probables attendus par les employeuses, comme nous l'avons fait pour le préavis ou les vacances, nous a permis d'avancer au point de vue méthodologique. Malheureusement, il nous a été impossible de systématiser cette approche à l'ensemble des normes.

L'utilisation de la méthode de Heckman, qui tient compte de l'effet de sélection sur l'équation du salaire en incorporant l'influence des déterminants de la participation, nous a permis de raffiner notre analyse. D'abord, il ressort de notre étude que la présence des normes du travail a globalement un effet positif sur la participation des femmes au marché de l'emploi. Ensuite, les effets indirects de ces normes sur le salaire via la participation apparaissent comme significatifs, surtout du côté des femmes. Comme ces normes encouragent la participation, elles semblent agir à la manière d'une réduction du salaire de réserve, ce qui réduit légèrement leur effet positif sur le salaire moyen des femmes actives. Conforme à la première conclusion, nous constatons par contre à l'aide du calcul des effets marginaux, que l'effet différencié des normes sur les femmes et les hommes vient réduire de 17,3 % l'écart salarial.

Nos résultats permettent d'ajouter, en faveur de l'adoption de normes du travail qui offrent un haut niveau de protection, un argument basé sur l'analyse économétrique. De plus, notre

étude contredit l'idée qu'un arbitrage doit nécessairement être fait entre progression des salaires et niveau élevé de protection des normes du travail.

L'élaboration d'arguments économiques sur l'impact des normes du travail appelle encore à un vaste travail d'analyse. D'abord, la méthode d'évaluation de l'incidence des normes du travail sur la discrimination salariale reste à perfectionner. De plus, les questions concernant l'impact des normes sur la ségrégation horizontale, verticale et statutaire, des composantes de la discrimination, demeurent en suspens. Dans le cadre d'études subséquentes, il serait possible, sans doute à l'aide de *probit*, d'évaluer l'impact des normes du travail sur les possibilités pour les femmes de percer dans certains secteurs et d'obtenir certains postes de hiérarchie et statuts d'emploi. Dans le but de s'assurer que le débat sur les normes du travail sorte de l'idéologie, nul doute que ces études, comme la nôtre, revêtent une indéniable importance.

APPENDICE A

NIVEAU DE PROTECTION DES NORMES DU TRAVAIL

A.1	MÉTHODE DE COMPOSITION DES INDICATEURS	84
A.2	LES NORMES DU TRAVAIL AU CANADA	89

MÉTHODE DE COMPOSITION DES INDICATEURS

Salaire minimum

Afin évaluer l'impact du salaire minimum, nous avons construit un indicateur qui tient compte de la valeur réelle du salaire minimum modifié pour l'inflation.

SMinAbso : Salaires minima des provinces pour la période / IPC de la période * IPC 2000 (IPC général Canada).

Les heures de travail quotidiennes

Pour certaines provinces, les heures supplémentaires commencent après un nombre d'heures normal de travail par jour. D'autres offrent aux travailleuses le droit de refuser de travailler au-delà d'un certain nombre d'heures par jour, sans qu'elles s'exposent à des réprimandes de la part de l'employeur.

Étant donnée que le nombre d'heures à atteindre pour passer au salaire majoré diffère peu d'une province à une autre, il est plus pertinent de tout simplement évaluer l'impact de la présence de limitation du nombre quotidien d'heures de travail. En effet, la présence d'une telle norme a une importance pour les personnes qui ont des responsabilités parentales.

TSJrMaj : Les provinces où il y a majoration du salaire après un certain nombre d'heures à la journée. Présence de majoration = 1.

RefusJou : Droit de refuser de travailler ou nombre maximum d'heures dans une journée. Présence = 1.

Durée de la semaine de travail et temps supplémentaire

Le nombre d'heures de la semaine normale de travail peut avoir des impacts sur la vie parentale ou familiale. La possibilité de refuser de continuer de travailler après un certain nombre d'heures sans risquer de perdre son emploi est aussi primordial pour ces personnes.

NbTSSem : Nombre d'heures de la semaine régulière de travail. Les heures subséquentes sont majorées.

RefusSem : Droit de refuser de travailler après un certain nombre d'heures par semaine.
Présence = 1

Congés et vacances

Il aurait été très difficile de calculer le coût des congés fériés pour les employeurs. D'une part, dans certaines provinces, le congé n'est accordé que s'il survient une journée de travail normal. D'autre part, des exclusions sont faites selon l'ancienneté des employés. En terme d'indicateurs, nous nous limiterons donc au nombre de congés fériés.

NoCongF : Nombre de congés fériés.

Nous avons tenté d'évaluer le coût que représentent les vacances pour les employeurs. Pour y parvenir, nous avons multiplié le nombre de semaines de vacances à accorder par la proportion des employés ayant un certain nombre d'années d'ancienneté selon la moyenne canadienne. Nous obtenons la formule suivante, dans laquelle la réponse est exprimée en semaines de salaire :

$$\text{Vacances} = \prod_{a=1}^T prob(\text{ancienneté}^c_a) * NSem^p_a$$

où a représente le nombre d'années de service des employés, $prob(\text{ancienneté}^p_a)$, la proportion d'employés ayant « a » nombre d'années de service et $NSem^c_a$, le nombre de semaines de vacances après « a » années de service.

- Congés de maladie

Plusieurs provinces offrent une protection d'emploi à la suite d'absences pour des raisons de santé. Ainsi, un employé qui s'absente pour cause de maladie ou d'accident doit obligatoirement être réintégré à son poste, et selon les mêmes conditions. Certaines protections régissent le court terme et d'autres, le long terme (plusieurs semaines) de ces absences.

ProMailT : Protection d'emploi à la suite d'une absence pour des raisons de santé à long terme. Présence = 1.

- Congés de maternité et parental

Nous portons attention aux conditions d'admissibilité à la protection d'emploi, laquelle varie selon les provinces.

AdmCoMat : Pourcentage des femmes ayant droit à un congé de maternité en vertu des normes du travail. Ce taux est calculé selon le pourcentage des Canadiennes de moins de 50 ans ayant cumulé assez de service continu pour répondre aux critères d'admissibilité de chacune des provinces.

Ex. : Environ 73 % de Canadiennes employées ont plus de 12 mois de service continu. Il y a donc 73 % d'entre elles qui ont accès au congé selon les normes du travail de la Nouvelle-Écosse.

La durée du congé varie grandement selon les provinces. La plupart dépassent les 10 semaines accordées par l'assurance-emploi.

DurCoPa2 : Durée en semaines du congé parental pour chacun des parents.

Nous n'avons pas tenu compte de la durée cumulée du congé pour les deux parents. Cette norme s'avère avant tout importante pour la mère car seulement 10 % des pères profitent de ces congés (Marshall, 2003). Ici seulement les provinces offrant une protection pour une absence de plus de deux semaines sont incluses.

Le fait de s'absenter du travail quelques heures ou quelques jours afin de répondre à des obligations parentales urgentes peut exposer l'employée à des pénalités de la part de sa patronne. Ainsi, certaines provinces ont légiféré afin d'offrir aux parents une protection contre ce genre de pénalités. Ces normes permettent à la travailleuse de s'absenter du travail tout en préservant tous ses droits et sa sécurité d'emploi.

ConUrgFa : Présence d'une protection à la suite d'une absence pour responsabilité familiale urgente.

Normes de protection d'emploi

L'indicateur de niveau de protection concernant les préavis et les indemnités à verser en cas de congédiement a été construit selon une méthode inspirée par Heckman et Pagés (2000, p. 27). Nous estimons que les préavis sont considérés comme des coûts futurs dont l'employeur tient compte lors de l'embauche d'une personne. L'évaluation du nombre de semaines de salaire à verser au départ de cet employé s'appuie sur les probabilités de l'ensemble des travailleuses et travailleurs de se faire congédier après une certaine période de service. Ce coût est déterminé selon un taux fixe de 6,8 %²⁰.

Nous avons construit l'indicateur avec l'aide de l'équation suivante :

$$\text{PreAvis} = \prod_{i=1}^T (\square_p^i * \text{probC}_c^i) \left(\frac{1}{1+r} \right)^i$$

²⁰ Cansim, série v121761 : Statistiques du marché financier; Canada; Scotia Capital Inc. - rendements moyens pondérés des obligations : ensemble des sociétés, à long terme. Moyenne pour 1997-2002.

où π_p^i est la durée en semaines du préavis et de l'indemnité nécessaire au temps i,
 $ProbC_c^i$ est la probabilité d'être congédié au temps i
et r est le taux d'intérêt nominal.

Nous avons ensuite mis en relation les différents indicateurs des différentes provinces en les portant sur une base Canada = 1.

Équité salariale

Toutes les provinces ont institué des lois interdisant la discrimination salariale. Par contre, peu d'entre elles ont poussé plus loin leur intervention en faveur des femmes. Seules quelques juridictions ont adopté des lois ou des politiques afin d'encourager l'atteinte de l'équité salariale. Certains gouvernements ont aussi mis en place des politiques de discrimination positive afin d'assurer une représentation équitable des femmes à tous les niveaux de leur fonction publique ou des entreprises avec lesquelles ils sont en étroite relation.

EquiDisc : Au minimum, présence d'une politique d'équité salariale étendue au secteur privé ainsi que d'une politique de discrimination positive pour le gouvernement.

Accès à la syndicalisation.

Le processus d'accréditation syndicale diffère d'une province à l'autre. En plus du pourcentage d'adhésion nécessaire à la reconnaissance de la légitimité d'un syndicat, le nombre d'étapes varie. Certaines provinces rendent obligatoire la tenue d'un scrutin, même si la grande majorité des employés ont déposé leur carte de membre au cours de la demande initiale. Cette règle ralentit le processus d'accréditation et permet à l'employeur d'intervenir dans le débat.

Syndic : Accréditation automatique si la majorité des signatures sans l'imposition d'un scrutin obligatoire pour la reconnaissance. Pas de scrutin obligatoire = 1

LES NORMES DU TRAVAIL AU CANADA

Nous présentons les tableaux analytiques qui contiennent l'ensemble des renseignements sur les normes en vigueur dans les différentes provinces en 1997. Ces tableaux indiquent aussi les valeurs attribuées en 2002 à chacune des provinces pour les différentes variables.

Provinces	Salaire minimum			SMinAbso
	types d'emplois	secteurs exclus	oct-02	
Fédéral	Tous	Apprenti	Selon la province	
Terre-Neuve	Tous	Sauf en bas 16 ans	6	5,60
Île-du-Prince-Édouard	Tous		6	5,60
Nouvelle-Écosse	Tous		6,00	
	moins 3 mois service	Agricole, cueillette, domestique stage, camps d'été	5,55	5,60
Nouveau-Brunswick	Tous	Agricole - de 3 employés	6,00	5,60
Québec	tous	Domestique 250\$/sem, agricole -3 employés, cueillette, gardienne (construction, vêtement, garde de sécurité et entretien ménager - plus élevé par décrets)	7,20	
	Pourboire		6,45	6,72
Ontario	Adultes		6,85	
	Barmaid		5,95	
	18 ans - et étudiant	Travailleuse et travailleur domicile= 110% (7,54)	6,40	6,39
Manitoba	Tous	Stagiaire, agricole, élevage, professionnel et construction.	6,50	6,06
Saskatchewan	Tous	Agricole , élevage, cie familiale et stage	6,65	6,20
Alberta	Adulte		5,90	
	18 ans - et étudiant	Avocat, comptable et agent immobilier	5,90	5,50
Colombie-Britannique	Tous		8,00	
	!ere emploi	Agricole, cueillette, architecte, avocat, comptable, stagiaires, gardienne et pompier volontaire	6,00	7,46

Provinces	Durée du travail					TSJrMaj	RefusJou
	nombre d'heures	majoration	droit de refus		prime de déplacement		
				no. d'heures	no. d'heures min.		
Fédéral	8	1,5	0		3	1	0
Terre-Neuve			1	16	3	0	1
Île-du-Prince-Édouard			0		3	0	0
Nouvelle-Écosse			0		3	0	0
Nouveau-Brunswick			0		0	0	0
Québec			0**		3	0	0
Ontario	8	?	1	12	3	0	1
Manitoba	8	1,5	1	8	3*	1	1
Saskatchewan	8	1,5	1	12	3	1	1
Alberta	8	1,5	1	12	3	1	1
Colombie-Britannique	8,11	1,5/2	1 repos par jour		2 si appelé, 4 si commencé	1	1

* Manitoba : prime de déplacement de 3h de salaire minimum, à l'exception des restaurants, hôtels et théâtres.

** Québec: droit de refus si obligation parentale

	Durée du travail						NbTSSem	RefusSem		
	semaine									
	heures	majoration	droit de refus	no.	repos obligatoire	exemption au temps supplémentaire				
Fed.	40	1,5	1	48	32	Cadre et professionnel.	40	1		
T-N	40	1,5 sal. min.	0		24	Agricole, élevage et gardienne.	40	0		
I-P-E	48	1,5	0		24		48	0		
N-E	48	1,5 sal. min.	0		24	Agricole, élevage, gardienne, stagiaire et pêcheur, vendeur, maison hébergement, pompiste en été.	48	0		
N-B	44	1,5 sal. min.	0		24		44	0		
QUE	40	1,5	0		24	Camps d'été, cadre, travailleur extérieur sans contrôle des heures, agricole moisson, pêche usinage, agricole - de 3 travailleurs, gardienne stagiaires.	40?	0		
ONT	44	1,5	1	48	24	Construction, terrassement, cadre, superviseur, concierge résident, domestique professionnel, professeur, stagiaire et agriculture	44	1		
MAN	40	1,5	1	40	24	Agriculture et élevage, cie famille, cadre, stagiaire et professionnel.	40	1		
SAS	40	1,5	1	44	48	Agricole, élevage, maraîcher, professeur et cades supérieurs, gardienne, pompier, camel professionnel, voirie et hébergement sociaux.	40	1		
ALB	44	1,5	0		32	Ambulance, constuction, taxis, camionage. agricole, cadre et professionnel.	44	1		
C-B	40/48	1,5/2	0		32	Cadre, professionnel, stagiaire étudiant, professeur, pompier, police et centre d'hébergement.	40	1		

** Dans toutes les provinces à l'exception de Terre-Neuve, les commerces et services aux individus et de

?Québec, la semaine normale était de 44 heures en 1997, de 43 en octobre 97, de 42 en octobre 1998, de 41 en octobre 1999 pour

Provinces	Congé et vacances			NoCongF	
	congé fériés				
	nombre jours	prérequis journées de service continue	rémunération salaire + prime		
Fédéral	9	30 et 15/30 jours de travail	1,5 + jour	9	
Terre-Neuve	5	30 et 15/30 jours de travail	2 X salaire	5	
Île-du-Prince-Édouard	5	30 et 15/30 jours de travail	1,5+ jour *	5	
Nouvelle-Écosse	6	15/30 jours de travail	1,5+ jour	6	
Nouveau-Brunswick	6		90 1,5+ jour	6	
Québec	8		60 1+ jour **	8	
Ontario	8		90 1,5+ jour	8	
Manitoba	8	15/30 jours de travail	1,5+ jour	8	
Saskatchewan	9		1,5+ jour	9	
Alberta	9	30 dans 12 dernier mois	1,5+ jour	9	
Colombie-Britannique	9		30 1,5 + jour	9	

* Île-du-Prince-Édouard: il est possible de refuser de travailler si l'emploi n'est pas relié à un service essentiel.

** Au Québec: le congé doit tomber sur un jour normal de travail pour que l'employé y ait droit

Provinces	Congé et vacances				Vancance	
	Vacances					
	après 1 an		après 6 ans			
	semaines	paie en % salaire annuel	semaines	paie en % salaire annuel		
Fédéral	2	4	3	6	1,00	
Terre-Neuve	2	4	2	4**	0,85	
Île-du-Prince-Édouard	2	4	2	4	0,77	
Nouvelle-Écosse	2	4	2	4	0,77	
Nouveau-Brunswick	2	4	2	4	0,96 ?	
Québec	2	4	3	6*	1,02	
Ontario	2	4	2	4	0,77	
Manitoba	2	4	3	6	1,02	
Saskatchewan	3	6	3	6***	1,29	
Alberta	2	4	3	6	1,02	
Colombie-Britannique	2	4	3	6	1,02	

* Québec: une personne peut prendre une 3e semaine de vacances à ses frais
 ** Terre-Neuve: après 15 ans, 3 semaines ***Saskatchewan: après 10 ans, les vacances sont de 4
 ? Nouveau-Brunswick. en 2001. les employés ayant plus de 8 ans de services ont vu leur vaca

Provinces	Congé et vacances			ProMallT	
	Congé de maladie				
	durée	conditions	protection d'emploi		
Fédéral	12 semaines	3 mois de services	1	1	
Terre-Neuve	5 jours	6 mois de services	1	0	
Île-du-Prince-Édouard				0	
Nouvelle-Écosse	5 jours			0	
Nouveau-Brunswick				0	
Québec	17 semaines	3 mois de services	1	1	
Ontario				0	
Manitoba				0	
Saskatchewan	12 semaines ou 12 jours	12 semaines de services	1*	1	
Alberta				0	
Colombie-Britannique				0	

* Saskatchewan: si la personne demeure incapable de faire le travail, l'employeur à l'obligation de tenter des arrangements pour adapter le travail

Provinces	Congés parentaux						AdmCoMat	
	Congé de maternité							
	période de qualification	durée	extension pour raison de santé	continuation des bénéfices	retrait préventif pour santé et sécurité			
	mois	sem.	semaines	*				
Fédéral		6	17		2	1**	84	
Terre-Neuve	4 (20 sem)	17			1	0	88	
Île-du-Prince-Édouard	4 (20 sem)	17			1	0	88	
Nouvelle-Écosse	12	17			1	0	73	
Nouveau-Brunswick	0	17			0	0	100	
Québec	0	18	6	1		1	100	
Ontario	2,5 (13 sem)	17	6	2		0	92	
Manitoba	12	17			1	0	73	
Saskatchewan	5 (18 sem) dans	18	6	2		0	91	
Alberta	12	18	3	0		0	73	
Colombie-Britannique	0	18	6	2		0	100	

Provinces	Congés parentaux					DurCoPa2	
	Congé parental						
	période de qualification	durée	continuation des bénéfices	délai suite à la naissance pour profiter congé			
	mois	semaines par parent	*				
Fédéral	6	37	2	24		1,000	
Terre-Neuve	4	37	1	12		0,500	
Île-du-Prince-Édouard	4	37	1	17		0,708	
Nouvelle-Écosse	12	37	1	17		0,708	
Nouveau-Brunswick	0	37	0	12		0,500	
Québec	0	52	1	34		1,417	
Ontario	3	35	1	18		0,750	
Manitoba	12	37	1	17		0,708	
Saskatchewan	4	34	2	12		0,500	
Alberta ¹	12	37		0		0,000	
Colombie-Britannique	0	35	2	12		0,500	

* 0 = temps fige, 1= ancienneté continue et 2= ancienneté continue et employeur et employés cotise

? Il n'y avait pas de congé parental en Alberta avant janvier 2001

? Toutes les provinces ont augmenté la durée du congé en janvier 2001 afin de répondre à la réforme de l'assurance-emploi.

Provinces	Congés parentaux		ConUrgFa	
	Congé pour urgence familiale			
	qui est famille	durée		
		jours		
Fédéral			0	
Terre-Neuve			0	
Île-du-Prince-Édouard			0	
Nouvelle-Écosse			0	
Nouveau-Brunswick	enfants	3	1π	
Québec	enfant et enfant du conjoint	5	1	
Ontario	enfants	10*	1≤	
Manitoba			0	
Saskatchewan	enfant et personne dépendante	12 sem. si maladie sérieuse ou 12 jours	1	
Alberta			0	
Colombie-Britannique	famille immédiate	5	1	

* L'obligation s'applique aux entreprises de plus de 50 travailleurs.
 π Droit acquis en janvier 2001
 ≤ Droit acquis en septembre 2001

Provinces	Normes de protection d'emploi protection contre un congédiement individuel										Preavis
	Semaine de préavis									délai congé (indemnité)	
	3 mois	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	8 ans	10 ans	procédures	
FED										2 jours par années salaire min 5 jours	1,000
T-N	1	1	2	2	2	2	2	2	4*		0,766
I-P-E	0	2	2	2	2	4	4	4	4		0,876
N-E	1	1	2	2	2	4	4	4	8		0,659
N-B	2	2	2	2	2	4	4	4	4		0,785
QUE	1	2	2	2	2	4	4	4	8		0,520
ONT	1	2	2	3	4	5	6	8	8	**	0,711
MAN	2	2	2	2	2	2	2	2	2		0,885
SAS	1	2	2	4	4	6	6	6	8		0,498
ALB	1	1	2	2	4	4	5	6	8		0,771
C-B	1	2	2	3	4	5	6	7	8		0,896

* Terre-Neuve: après 15 ans, 6 semaines

** Ontario: 1 semaine par année de services (seulement dans cie de plus de 2,5 millions de masse salariale)

Provinces	Normes de protection d'emploi protection contre un congédiement abusif		
	durée de la période d'essai	médiation	niveau des indemnités
	années		
Fédéral		1	Réintégration, indemnité et autre peine
Terre-Neuve *			
Île-du-Prince-Édouard *			
Nouvelle-Écosse	10	1	Indemnité et autre peine juste
Nouveau-Brunswick *			
Québec	3	1	Réintégration, indemnité, dommages et intérêts et peine punitive
Ontario *			
Manitoba *			
Saskatchewan *			
Alberta *			
Colombie-Britannique *			

* Dans les provinces qui ne comportent pas de protection contre un congédiement sans cause juste et suffisante, il est possible chercher des dédommagement face au tribunal civil. Or cette protection est beaucoup moindre. D'une part l'employé doit totalement assumer sa défense. D'autre part, il n'y a aucune possibilité que le juge ordonne la réintégration comme c'est le cas pour l'article 124 de la LNT au Québec. Voir Canadian Master Labour Guide (LCC, 1997, p. 313).

Provinces	Normes de protection d'emploi protection contre les licenciements collectifs				
	no. de salariés	sur une période de	obligation de notification supplémentaire	délais supplémentaires (licenciement normal)	Formation d'un comité de reclassement
		semaines		semaines (pour les employés)	
Fédéral	50	4	Ministère, syndicat ou être affiché	0	provision en faveur
Terre-Neuve	50	4	Ministère et employés	50-200 = 8, 200-500 = 12, 500+ = 16	
Île-du-Prince-					
Nouvelle-Écosse	10	4	Ministère et employés	10-100= 8, 100-300= 12, 300+= 16	
Nouveau-Brunswick		4	Ministère et employés	6	
Québec	10	2 mois	Ministère et employés	10-100= 9, 100-300= 13, 300+= 17	À la demande du ministre
Ontario	50	4	Ministère et employés	50-200= 8, 200-500= 12, 500+=16	
Manitoba	50	4	Ministère, syndicat ou être affiché	- de 100 = 10, 100-300 = 14, 300+=18	À la demande du ministre
Saskatchewan	10	4	Ministère, syndicat ou être affiché	10-50=4, 50-100=8, 100+=12	
Alberta	50	4	Ministère et employés	0	
Colombie-Britannique	50	2 mois	Ministère, syndicat ou être affiché	50-100 = 8, 100-300 = 12, 300 + = 16	À la demande du ministre

Province S	Équité salariale					EquiDisc	
	3= tous 2= privé 1= public 0 = personne						
	paie égale pour travail égale	paie égale travail équivalent	équité salariale		discrimination positive		
FED	3		3		100 personnes en lien avec le gouv	1	
T-N	3	2	1	Politique gouvernementale, pas de loi		0	
I-P-E	3	2	1			0	
N-E	3	2	1			0	
N-B	3	2	1			0	
QUE	3		3	Cie de 10 employé et +. 1997: 4 ans pour appliquer.	Public et gros contractants	1?	
ONT	3		3	Cie de plus de 10 employés	Public et gros contractants	1	
MAN	3	2	1			0	
Alberta	3	3				0	
C-B	3	3				0	
Colombie-	3	3				0	

? Loi adoptée en 1997, mais les employeurs avaient 4 ans pour s'y conformer

	Syndicalisation		
	signature pour scrutin	signature pour accréditation automatique	Syndic
Fédéral	35	50	1
Terre-Neuve	40		0
Île-du-Prince-Édouard	n précisé	50	1
Nouvelle-Écosse	40		0
Nouveau-Brunswick	40	60	1
Québec	35	50	1
Ontario	40		0
Manitoba	40	65	1
Saskatchewan	25*	50	1
Alberta	40		0
Colombie-Britannique	45	55	0?

* Saskatchewan: pourcentage non-précisé, mais 25% dans les cas de changement de syndicat

? Les travailleurs de la Colombie-Britannique ont perdu ce droit lors d'une réforme du Code du travail en 200

APPENDICE B

RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS

B.1	VALEURS MOYENNES DES VARIABLES SELON LES SEXES.....	105
B.2	COEFFICIENTS DES VARIABLES POUR LES DEUX RÉGRESSIONS.....	109
B.3	COEFFICIENTS DE L'ÉQUATION DE SÉLECTION.....	112
B.4	SOURCES DE L'ÉCART SALARIAL.....	113
B.5	EFFETS MARGINAUX POUR LA RÉGRESSION AVEC CONSTANTE	115
B.6	EFFET DES NORMES DU TRAVAIL SUR L'ÉCART SALARIAL. (SANS LES EFFETS FIXE DES PROVINCES).....	118

TABLEAU B.1

Valeurs moyennes des variables selon les sexes

Variables	Définitions	FEMMES		HOMMES		Différence
		Moyennes	Écart type	Moyennes	Écart type	
lnw	Log salaire	2,56642	(.4814)	2,77919	(.0503)	0,21277
wage	Salaire	14,63955	(7,4203)	18,08453	(9,1448)	3,44498
	Province					
provtn	T-N	0,01481	(.1208)	0,01401	(.1175)	-0,00081
provipe	I-P-E	0,00462	(.1152)	0,00401	(.1115)	-0,00061
provne	N-E	0,02959	(.1695)	0,02808	(.1652)	-0,00152
provnb	N-B	0,02347	(.1514)	0,02313	(.1503)	-0,00034
provqc	QUÉ	0,23300	(.4227)	0,24272	(.4287)	0,00972
provont	ONT	0,39612	(.4891)	0,39633	(.4891)	0,00020
provman	MAN	0,03803	(.1913)	0,03602	(.1863)	-0,00200
provsask	SAS	0,03052	(.172)	0,02853	(.1665)	-0,00198
provalb	ALB	0,10249	(.3033)	0,10460	(.306)	0,00211
provcb	C-B	0,12735	(.3334)	0,12261	(.328)	-0,00474
conjoin	Conjointe	0,73222	(.4428)	0,75108	(.4324)	0,01885
conjtrav	Conjointe au travail	0,52677	(.4993)	0,44045	(.4964)	-0,08632
parent	Enfants	0,45124	(.4976)	0,41810	(.4932)	-0,03314
parebebe	Enfants de moins de 3 ans	0,14087	(.3479)	0,15510	(.362)	0,01424
	Éducation					0,00000
educprim	Primaire	0,14646	(.4652)	0,18542	(.4725)	0,03896
edusec	Secondaire	0,30983	(.4624)	0,29618	(.4566)	-0,01366
educoll	Diplôme post-secondaire	0,34389	(.475)	0,32924	(.4699)	-0,01465
edbacc	Bacca	0,14680	(.3539)	0,12408	(.3297)	-0,02273
edumatr	Maîtrise ou doctorat	0,05300	(.224)	0,06508	(.2467)	0,01207
exper	Expérience	17,92236	(12,1214)	18,64083	(12,29)	0,71847
expr2	Expérience au carré	468,15280	(520,1)	498,73880	(552,5)	30,58600
educexpe	Expér X ans d'éducation	227,19230	(151,88)	232,76780	(155,4)	5,57550
tenure	Ancienneté à l'emploi	77,50818	(77,54)	85,38533	(84,15)	7,87715
cumul	Cumul d'emploi	0,05502	(.228)	0,04240	(.2015)	-0,01262

Variables	Définitions	FEMMES		HOMMES		Différence
		Moyennes	Écart type	Moyennes	Écart type	
etudiant	Aux études	0,12154	(.3268)	0,09440	(.2924)	-0,02714
tplein	Temps-plein	0,72016	(.4489)	0,89116	(.3114)	0,17100
perma	Permanente	0,87357	(.3323)	0,88737	(.3161)	0,01379
directi	Poste de direction	0,05693	(.2317)	0,10245	(.3032)	0,04552
union	Syndiquée	0,32542	(.4685)	0,33284	(.4712)	0,00742
uparent	Synd. X parent	0,17167	(.3771)	0,16455	(.3708)	-0,00712
uedusec	Synd. X secondaire	0,07634	(.2655)	0,09142	(.2882)	0,01509
ueducoll	Synd. X post-sec.	0,12513	(.3309)	0,12276	(.3282)	-0,00237
uedubacc	Synd. X baccalauréat	0,06731	(.2506)	0,03970	(.1952)	-0,02761
uedumatr	Synd. X ma. ou doc.	0,02557	(.1578)	0,02367	(.152)	-0,00190
usecvetex	Synd. X Vêt. et textile	0,00485	(.0695)	0,00310	(.0556)	-0,00176
usecalim	Synd. X Fab. Alimen.	0,00539	(.0732)	0,01280	(.1124)	0,00741
usecresto	Synd. X resto et héberge.	0,00722	(.0847)	0,00503	(.0708)	-0,00219
usecsante	Synd. X Santé	0,10928	(.312)	0,02132	(.1445)	-0,08795
Taille de l'établissement						
tail10	0-19	0,36833	(.5189)	0,31827	(.4658)	-0,05006
tail50	20-99	0,31795	(.4657)	0,33004	(.4702)	0,01209
tail100	100-500	0,19889	(.3992)	0,22427	(.4171)	0,02538
tail500	500 et +	0,11483	(.3188)	0,12741	(.3334)	0,01258
tauxsyn	Taux de syndicalisation prov.	32,49420	(5,4815)	32,53118	(5,5291)	0,03698
tauxcho	Taux de chômage provincial	7,71973	(2,1174)	7,72869	(2,1031)	0,00896
tauxpib	Taux de croissance du PIB prov.	5,31380	(1,1444)	5,33070	(1,1354)	0,01689
NORMES DU TRAVAIL						
salmiabs	Salaire min. absolu	6,64226	(.6007)	6,64582	(.5971)	0,00356
tsjrmaj	Majoration à la journée	0,31700	(.4653)	0,30973	(.4624)	-0,00728
refusjr	Refus temps sup./ jours	0,69292	(.4613)	0,68521	(.4644)	-0,00771
nbtsssem	Nombre d'heure sem. normale	42,58745	(2,0841)	42,59219	(2,0579)	0,00474
refussem	Refus temps sup. / semaine	0,70285	(.457)	0,69610	(.4599)	-0,00676
nocongf	Nombre de congés fériés	8,12161	(.7988)	8,12507	(.781)	0,00346
vacances	Vacances	0,91704	(.1374)	0,91713	(.1364)	0,00009
promalt	Protection d'emploi maladie	0,28129	(.4496)	0,28978	(.4537)	0,00848
admcomat	Adm. au congé maternité	91,53522	(9,2627)	91,61554	(9,2453)	0,08032
admparent	Adm. Congé mat. X parent	40,58871	(45,2974)	37,65946	(44,9235)	-2,92925

Variables	Définitions	FEMMES		HOMMES		Différence
		Moyennes	Écart type	Moyennes	Écart type	
ducopa2	Durée du congé parental	0,78175	(.4141)	0,78961	(.4198)	0,00786
pnonsyn	Durée Congé X non-synd.	0,14785	(.3549)	0,14565	(.3528)	-0,00220
conurgfa	Congé urgence familiale	0,49236	(.4999)	0,49460	(.5)	0,00224
preavis	Préavis de congédiement	0,82944	(.0842)	0,82934	(.083)	-0,00010
preavnonsyn	Préavis X non-syndiquée	0,00586	(.0763)	0,00741	(.0858)	0,00155
equidisc	Équité sal. et discrim. positive	0,49122	(.4999)	0,49429	(.5)	0,00307
syndic	Syndicalisation automatique	0,43743	(.4961)	0,43983	(.4964)	0,00241
syparent	Syndic. X parent	0,19913	(.3993)	0,18450	(.3879)	-0,01463
syedusec	Syndic. X secondaire	0,12979	(.3361)	0,12311	(.3286)	-0,00669
syeducoll	Syndic. X post-secondaire	0,15802	(.3648)	0,15000	(.3571)	-0,00802
syedubacc	Syndic. X baccalauréat	0,06569	(.2477)	0,05581	(.2295)	-0,00988
syedumatr	Syndic. X ma. ou doctorat	0,02098	(.1433)	0,02680	(.1615)	0,00582
Secteur d'activités						
seccoms	Construction	0,01148	(.1065)	0,08113	(.273)	0,06965
secagri	Agriculture	0,00835	(.091)	0,01379	(.1166)	0,00544
secmat1	Matières premières	0,00637	(.0795)	0,03311	(.1789)	0,02674
secservp	Services publics	0,00515	(.0716)	0,01572	(.1244)	0,01056
secalim	Fab. alimentation	0,01723	(.1301)	0,02878	(.1672)	0,01156
secvetex	Fab. vêtement et textile	0,01885	(.136)	0,00972	(.0981)	-0,00913
secbois	Fab. Bois	0,00340	(.0582)	0,02280	(.1493)	0,01940
secpap	Fab. Pâtes et papier	0,00935	(.0962)	0,02649	(.1606)	0,01714
secchim	Fab. Chimique	0,01515	(.1222)	0,02940	(.1689)	0,01424
secminer	Fab. Transfo. des métaux	0,00806	(.0894)	0,04600	(.2095)	0,03794
secmachi	Fab. Machinerie	0,00368	(.0606)	0,01671	(.1282)	0,01302
secselect	Fab. Électronique électrique	0,01169	(.1075)	0,02038	(.1413)	0,00869
sectrans	Fab. Transport	0,01152	(.1067)	0,04171	(.1999)	0,03019
secmeub	Fab. Meuble	0,00378	(.0613)	0,01271	(.112)	0,00893
secalfab	Fab. Autres	0,00618	(.0784)	0,00819	(.0901)	0,00201
seccomg	Commerce de gros	0,02506	(.1563)	0,05159	(.2212)	0,02652
seccomd	Commerce de détail	0,15353	(.3605)	0,11857	(.3233)	-0,03497
secassu	Assurances	0,03722	(.1893)	0,02448	(.1545)	-0,01274
secprof	Services professionnels	0,05309	(.2242)	0,05172	(.2215)	-0,00137
segesti	Services de gestion	0,03252	(.1774)	0,03501	(.1838)	0,00249

Variables	Définitions	FEMMES		HOMMES		Différence
		Moyennes	Écart type	Moyennes	Écart type	
sececole	Éducation	0,11204	(.3154)	0,05832	(.2343)	-0,05372
secsante	Santé	0,19749	(.4581)	0,03653	(.1856)	-0,16096
seccultu	Culture	0,04851	(.2149)	0,04948	(.2169)	0,00097
secrest0	Resto et hébergement	0,09366	(.2913)	0,05601	(.2299)	-0,03764
secalser	Services divers	0,04217	(.201)	0,03997	(.1959)	-0,00220
secpub	Administration publique	0,06446	(.2456)	0,07170	(.258)	0,00724
Lambda	IMR (Base sal. Min abs.)	1,01369	(.5178)	0,93306	(.461)	-0,08063
Lambda	IMR (Complet sal. Min abs.)	1,01421	(.5196)	0,93302	(.4611)	-0,08119

TABLEAU B.2

Coefficients des variables pour les deux régressions

Variables	MCO						HECKMAN					
	_ Fem	écart	t	_ Hom	écart	t	_ Fem	écart	t	_ Hom	écart	t
provtn	0,12546	(,0269)	4,67	0,23796	(,0296)	8,05	0,14463	(,0273)	5,29	0,22949	(,0299)	7,67
provne	-0,04748	(,0217)	-2,19	-0,05431	(,0251)	-2,17	-0,04764	(,0218)	-2,19	-0,04616	(,025)	-1,84
provnb	-0,09179	(,019)	-4,84	-0,05034	(,0222)	-2,27	-0,09367	(,0191)	-4,9	-0,03676	(,0222)	-1,65
provqc	-0,01394	(,0274)	-0,51	-0,01829	(,031)	-0,59	-0,00974	(,028)	-0,35	-0,01047	(,0317)	-0,33
provont	0,01508	(,0193)	0,78	0,02592	(,0233)	1,11	0,01526	(,0196)	0,78	0,03519	(,0235)	1,5
provman	-0,03144	(,0257)	-1,22	-0,01375	(,0285)	-0,48	-0,03930	(,0262)	-1,5	-0,01044	(,029)	-0,36
provsask	-0,04765	(,0278)	-1,72	-0,05421	(,0304)	-1,78	-0,06420	(,0283)	-2,27	-0,04824	(,0309)	-1,56
provalb	0,01967	(,0236)	0,83	-0,00257	(,0264)	-0,1	0,02459	(,0238)	1,04	0,00810	(,0265)	0,31
proverb	-0,01614	(,0274)	-0,59	0,00334	(,0304)	0,11	-0,01793	(,0279)	-0,64	0,01655	(,0308)	0,54
conjoin	0,00640	(,0018)	3,54	0,02141	(,0021)	10,07	0,00786	(,0019)	4,2	0,02179	(,0022)	9,82
parent	0,03277	(,0121)	2,71	0,14156	(,013)	10,91	0,01535	(,0127)	1,21	0,14686	(,0136)	10,78
edusec	0,13489	(,0033)	41,35	0,13990	(,0034)	40,88	0,14721	(,0037)	39,45	0,13984	(,0036)	38,66
educoll	0,23665	(,0038)	63,1	0,26956	(,0038)	70,89	0,26040	(,0045)	57,43	0,27291	(,0041)	67,14
edubacc	0,42094	(,0053)	78,79	0,44444	(,0056)	79,53	0,44535	(,0061)	73,12	0,44217	(,0059)	74,63
edumatr	0,56248	(,0084)	66,83	0,52245	(,0077)	67,84	0,58426	(,009)	65,17	0,52120	(,008)	65,12
exper	0,01787	(,0004)	42,31	0,02557	(,0004)	59,2	0,01721	(,0004)	39,49	0,02569	(,0005)	57,08
expr2	-0,00032	7E-06	-47,84	-0,00039	7E-06	-58,11	-0,00034	7E-06	-45,88	-0,00039	7E-06	-55,48
educexpe	-0,00016	2E-05	-8,57	-0,00026	2E-05	-14,25	-0,00016	2E-05	-8,33	-0,00026	2E-05	-13,6
tenure	0,00119	(,)	91,2	0,00099	(,)	77,99	0,00120	(,)	87,43	0,00099	(,)	74,04
cumul	-0,00811	(,0034)	-2,4	-0,03518	(,004)	-8,87	-0,00311	(,0035)	-0,89	-0,02978	(,0041)	-7,28
etudiant	-0,02449	(,0029)	-8,54	-0,03604	(,0038)	-9,47	-0,05973	(,0047)	-12,7	-0,03836	(,0049)	-7,77
tplein	0,05590	(,0021)	27,22	0,12827	(,004)	32,45	0,05227	(,0021)	24,54	0,12760	(,0041)	30,97
perma	0,05015	(,0025)	20,28	0,05445	(,0028)	19,52	0,04814	(,0025)	18,96	0,05203	(,0029)	18,16
directi	0,25340	(,0039)	65,24	0,24560	(,0032)	77,43	0,25049	(,0042)	59,91	0,23930	(,0033)	71,68
union	0,08061	(,0047)	16,99	0,12030	(,0041)	29,68	0,07876	(,0049)	16,09	0,11747	(,0043)	27,36
uparent	0,01025	(,0033)	3,15	-0,04898	(,0033)	-14,83	0,01403	(,0034)	4,15	-0,04896	(,0035)	-14,16
uedusec	-0,01723	(,0049)	-3,53	-0,03336	(,0043)	-7,69	-0,01076	(,005)	-2,15	-0,02844	(,0046)	-6,2
ueducoll	0,02580	(,0049)	5,22	-0,04414	(,0044)	-10,03	0,03374	(,0051)	6,66	-0,03856	(,0046)	-8,35

	MCO						HECKMAN					
	_ Fem	écart	t	_ Hom	écart	t	_ Fem	écart	t	_ Hom	écart	t
uedubacc	0,05001	(,0066)	7,6	-0,08092	(,0069)	-11,77	0,05912	(,0067)	8,77	-0,06528	(,0072)	-9,11
uedumatr	-0,00029	(,0098)	-0,03	-0,06733	(,0092)	-7,34	0,00861	(,01)	0,86	-0,05637	(,0094)	-6,02
usecvetex	-0,09605	(,0126)	-7,64	-0,05527	(,019)	-2,91	-0,09947	(,0127)	-7,84	-0,05942	(,019)	-3,13
usecalim	-0,01804	(,0123)	-1,47	-0,04036	(,009)	-4,49	-0,02088	(,0123)	-1,69	-0,04372	(,009)	-4,85
usecresto	-0,02142	(,0086)	-2,5	-0,06052	(,0119)	-5,07	-0,02876	(,0086)	-3,34	-0,06470	(,012)	-5,4
usecsante	0,02584	(,0039)	6,7	-0,07135	(,0057)	-12,43	0,02091	(,0046)	4,5	-0,02503	(,0096)	-2,62
tail50	0,07138	(,0019)	37,03	0,06023	(,0021)	28,66	0,07347	(,002)	36,53	0,06150	(,0022)	27,97
tail100	0,12991	(,0024)	54,35	0,12003	(,0025)	48,26	0,13079	(,0025)	52,69	0,12218	(,0026)	46,84
tail500	0,19046	(,0031)	62,06	0,17479	(,0031)	56,53	0,19186	(,0032)	60,43	0,17660	(,0032)	54,67
tauxsyn	-0,01908	(,0165)	-1,16	-0,01726	(,0173)	-1	-0,00212	(,0017)	-1,24	-0,00149	(,0018)	-0,83
tauxcho	-0,00800	(,0014)	-5,8	-0,01437	(,0014)	-9,92	-0,00999	(,0014)	-6,94	-0,01396	(,0015)	-9,26
salmiabs	0,01591	(,0051)	3,09	0,01345	(,0054)	2,49	0,01755	(,0053)	3,3	0,01533	(,0056)	2,72
tsjrmaj	0,17312	(,0247)	7,02	0,12336	(,0259)	4,77	0,18801	(,0249)	7,54	0,11479	(,026)	4,41
refusjr	0,04306	(,0264)	1,63	0,07507	(,0286)	2,63	0,01628	(,0268)	0,61	0,07254	(,0288)	2,52
nbtssem	0,01876	(,0012)	16,18	0,02050	(,0012)	17,51	0,01887	(,0012)	15,89	0,02001	(,0012)	16,64
refussem	-0,12904	(,0338)	-3,82	-0,21029	(,0373)	-5,63	-0,08615	(,0343)	-2,51	-0,20102	(,0376)	-5,34
nocongf	0,03614	(,0105)	3,46	0,06820	(,0113)	6,06	0,02468	(,0105)	2,34	0,06956	(,0112)	6,19
vacances	0,10345	(,0312)	3,32	0,05865	(,0331)	1,77	0,11535	(,0325)	3,55	0,03557	(,0343)	1,04
promalt	-0,17019	(,0215)	-7,92	-0,13126	(,0218)	-6,02	-0,16326	(,0217)	-7,53	-0,12105	(,0219)	-5,52
admcomat	0,00537	(,0006)	9,06	0,00305	(,0006)	4,9	0,00554	(,0006)	9,26	0,00288	(,0006)	4,6
admparent	-0,00039	(,0001)	-2,73	-0,00096	(,0002)	-6,37	-0,00021	(,0001)	-1,43	-0,00102	(,0002)	-6,42
ducopa2	0,18805	(,0284)	6,63	0,10503	(,0302)	3,48	0,19840	(,0285)	6,97	0,09354	(,0302)	3,1
pnonsyn	0,01052	(,0041)	2,54	-0,00697	(,004)	-1,74	0,00905	(,0043)	2,11	-0,00938	(,0042)	-2,24
conurgfa	0,00121	(,004)	0,3	0,00889	(,0041)	2,15	0,00254	(,0041)	0,62	0,01064	(,0043)	2,48
preavis	0,26718	(,094)	2,84	0,29024	(,1079)	2,69	0,26052	(,0944)	2,76	0,24258	(,108)	2,25
preavnonsyn	0,04761	(,0127)	3,74	0,06437	(,0121)	5,34	0,05442	(,0128)	4,24	0,07248	(,0121)	5,98
equidisc	0,03769	(,0049)	7,66	0,03506	(,0049)	7,18	0,03978	(,0051)	7,78	0,03770	(,0051)	7,41
syndic	0,00849	(,0062)	1,36	0,02376	(,0065)	3,65	0,00329	(,0065)	0,51	0,03061	(,0068)	4,5
syparent	0,00901	(,0033)	2,69	0,00747	(,0035)	2,11	0,00886	(,0035)	2,55	0,00728	(,0037)	1,97
syedusec	-0,01451	(,0042)	-3,43	0,00413	(,0042)	0,98	-0,00898	(,0044)	-2,05	0,00095	(,0044)	0,22
syeducoll	-0,03464	(,0043)	-8,1	-0,01804	(,0042)	-4,27	-0,03119	(,0044)	-7,05	-0,02381	(,0044)	-5,4
syedubacc	-0,00050	(,0061)	-0,08	-0,00334	(,0066)	-0,5	0,00848	(,0063)	1,34	-0,00628	(,0069)	-0,91
syedumatr	-0,01483	(,0097)	-1,53	0,02343	(,0092)	2,54	-0,00602	(,0099)	-0,61	0,02252	(,0093)	2,41
seccons	0,01589	(,0083)	1,92	0,11336	(,0038)	30,04	0,02213	(,0085)	2,6	0,16502	(,0084)	19,55

Variables	MCO						HECKMAN					
	<u>_Fem</u>	écart	<u>t</u>	<u>_Hom</u>	écart	<u>t</u>	<u>_Fem</u>	écart	<u>t</u>	<u>_Hom</u>	écart	<u>t</u>
secagri	-0,21917	(,0081)	-26,91	-0,18766	(,0072)	-25,89	-0,21289	(,0084)	-25,34	-0,13541	(,0104)	-13
secmat1	0,14590	(,0104)	14,04	0,17924	(,0046)	38,91	0,15177	(,0106)	14,27	0,23063	(,0088)	26,07
secservp	0,13514	(,0119)	11,39	0,16186	(,0065)	25,08	0,13587	(,0121)	11,19	0,21104	(,01)	21,11
secalim	-0,12916	(,0081)	-15,86	-0,05796	(,0074)	-7,87	-0,12338	(,0084)	-14,72	-0,00509	(,0105)	-0,49
secvetex	-0,29437	(,0081)	-36,18	-0,21110	(,0134)	-15,7	-0,28797	(,0084)	-34,26	-0,15853	(,0154)	-10,28
secbois	-0,06640	(,0115)	-5,76	-0,03950	(,005)	-7,93	-0,06215	(,0117)	-5,29	0,01123	(,0091)	1,23
secpap	-0,04750	(,0095)	-5,01	0,05042	(,0057)	8,92	-0,04254	(,0098)	-4,36	0,10096	(,0095)	10,63
secchim	-0,03141	(,0082)	-3,82	0,01946	(,0058)	3,37	-0,02666	(,0085)	-3,13	0,07096	(,0095)	7,48
secminer	-0,02554	(,0089)	-2,86	0,00910	(,0042)	2,15	-0,01992	(,0092)	-2,17	0,05988	(,0087)	6,91
secmachi	-0,00696	(,014)	-0,5	0,03355	(,0065)	5,13	-0,00161	(,0141)	-0,11	0,08499	(,01)	8,53
secselect	-0,06628	(,0091)	-7,29	0,05183	(,0079)	6,58	-0,06135	(,0094)	-6,56	0,10364	(,0108)	9,55
sectrans	0,00390	(,0078)	0,5	0,04613	(,0046)	10,06	0,00841	(,0081)	1,04	0,09629	(,0089)	10,86
secmeub	-0,16892	(,0128)	-13,23	-0,16686	(,0078)	-21,43	-0,16323	(,013)	-12,59	-0,11545	(,0109)	-10,64
secalfab	-0,14444	(,012)	-12,07	-0,08444	(,0106)	-7,98	-0,13832	(,0121)	-11,39	-0,03249	(,013)	-2,5
seccomg	-0,03130	(,0059)	-5,28	-0,00266	(,0049)	-0,54	-0,02588	(,0063)	-4,12	0,05029	(,009)	5,6
seccomd	-0,24380	(,0029)	-84,28	-0,16960	(,0037)	-45,71	-0,23841	(,0036)	-66,48	-0,11674	(,0084)	-13,97
secassu	0,01164	(,0051)	2,26	-0,00460	(,0072)	-0,64	0,01629	(,0056)	2,93	0,04802	(,0104)	4,63
secprof	0,10466	(,0048)	21,7	0,18815	(,0055)	33,98	0,10923	(,0052)	20,9	0,24123	(,0092)	26,23
segesti	-0,13526	(,0053)	-25,63	-0,16798	(,0057)	-29,34	-0,13048	(,0057)	-23,06	-0,11653	(,0094)	-12,35
sececole	0,05897	(,004)	14,81	0,06033	(,005)	12,02	0,05661	(,0047)	12,16	0,10722	(,0091)	11,81
seccultu	-0,03822	(,0048)	-8,03	0,01451	(,0051)	2,86	-0,03525	(,0052)	-6,73	0,06585	(,009)	7,28
secresto	-0,27941	(,0032)	-86,12	-0,26778	(,0047)	-56,58	-0,27325	(,0039)	-70,97	-0,21460	(,0088)	-24,34
secalser	-0,15626	(,0051)	-30,8	-0,07468	(,0054)	-13,86	-0,15151	(,0055)	-27,73	-0,02223	(,0092)	-2,41
secpub	0,06874	(,0046)	14,93	0,09246	(,0043)	21,27	0,06796	(,0052)	13,02	0,14120	(,0088)	16,12
Thêta							0,07765	(,0084)		0,00314	(,0054)	

TABLEAU B.3

Coefficients de l'équation de sélection

	Équation de sélection: probit					
Variables	_ Fem	écart	t	_ Hom	écart	t
age	-3,70302	(,0126)	-294,2	-3,56667	(,0126)	-282,4
conjoin	-0,18951	(,0053)	-36,06	-0,07535	(,0048)	-15,79
conjtrav	0,36858	(,0063)	58,55	0,27673	(,0048)	57,74
parent	-0,00556	(,0271)	-0,21	0,03612	(,0281)	1,29
parebebe	-0,68179	(,0057)	-119	-0,19783	(,0063)	-31,51
edusec	0,38489	(,0067)	57,62	0,28444	(,0065)	43,81
educoll	0,60564	(,0068)	89,52	0,42060	(,0065)	64,29
edubacc	0,68758	0,009	76,94	0,39611	0,009	43,39
edumatr	0,75348	0,012	63,34	0,40050	0,011	37,63
etudiant	-0,77857	(,0066)	-117,1	-0,95479	(,0068)	-140,8
tauxsyn	-0,00300	(,0022)	-1,37	0,00875	(,0023)	3,86
tauxcho	-0,03882	(,0026)	-14,99	-0,03406	(,0026)	-13,09
tauxpib	0,18792	(,0041)	45,93	0,20220	(,0041)	49,06
salmiabs	-0,00595	(,0089)	-0,67	-0,01200	(,0089)	-1,35
tsjrmaj	0,99329	(,0339)	29,33	0,71398	(,034)	21,02
refusjr	-0,42962	(,035)	-12,28	-0,66614	(,0363)	-18,35
nbtsssem	0,01419	(,0012)	12,17	0,00225	(,0012)	1,91
refussem	0,65435	(,0433)	15,13	0,82409	(,0448)	18,39
nocongf	-0,48142	(,0105)	-45,86	-0,40470	(,0104)	-38,74
vacances	0,53171	(,0614)	8,66	0,44995	(,0623)	7,22
promalt	0,00105	(,0156)	0,07	-0,05881	(,0158)	-3,71
admcomat	0,00958	(,0006)	15,12	0,00630	(,0006)	9,77
admparent	0,00174	(,0003)	5,48	0,00293	(,0003)	8,89
ducopa2	0,75918	(,0365)	20,77	0,58187	(,0373)	15,59
conurgfa	0,02663	(,0071)	3,76	0,01715	(,0071)	2,4
preavis	1,73151	(,0678)	25,54	1,90573	(,0686)	27,77
equidisc	0,09207	(,0096)	9,63	0,05479	(,0095)	5,75
syndic	-0,12299	(,0135)	-9,11	-0,06701	(,0134)	-5,01
syparent	0,02035	(,0077)	2,64	-0,00927	(,0079)	-1,17
syedusec	0,06956	(,01)	6,98	0,03339	(,0096)	3,48
syeducoll	0,07808	(,0098)	7,94	0,03377	(,0094)	3,57
syedubacc	0,21436	(,0131)	16,42	0,12397	(,0134)	9,25
syedumatr	0,17998	(,0186)	9,66	0,14750	(,0165)	8,94

TABLEAU B.4

Sources de l'écart salarial

	Part expliquée par LA DOTATION	Part expliquée par LA DISCRIMINATION
Province	-0,054625892	5,653275015
Caractéristiques personnelles	-5,448353964	26,14259298
Conjointe	0,158516333	3,934753237
Enfants	-1,877945915	22,89963882
Éducation	-3,728924382	-0,69179908
Expérience de travail	1,985793629	41,20850725
Expérience	7,12122277	58,58171715
Expérience au carré	-4,586574602	-8,834042122
Expér X ans d'éducation	-0,548854539	-8,539167773
Caractéristiques de l'emploi	18,80467191	13,39960281
Ancienneté à l'emploi	3,016303849	-6,230168468
Temps-plein	8,419676499	20,93376153
Poste de direction	4,20381099	-0,245662721
Taille de l'établissement	2,341155272	-2,805933966
Autres	0,82373	1,747606431
Secteur d'activités	14,36565211	27,37278001
Commerce de détail	1,575278307	7,208622111
Services professionnels	-0,127695701	2,704079009
Éducation	-2,222693595	2,187822004
Culture	0,024614383	1,892846552
Resto et hébergement	3,117164492	2,119378663
Services divers	0,018888883	2,103969813
Administration publique	0,394231906	1,821732829
Autres	11,58586343	7,33433
Taux de syndicalisation prov.	-0,021244038	7,923502256
Taux de chômage provincial	-0,048251428	-11,81099511
Syndicat	1,89694337	-9,205938042
Syndiquée	1,792507564	-4,960248856
Synd. X parent	0,134587353	-4,173086042

	Part expliquée par LA DOTATION	Part expliquée par LA DISCRIMINATION
NORMES DU TRAVAIL	1,498557561	-33,74550044
Salaire min. absolu	0,021054202	-5,691793335
Majoration à la journée	-0,32244201	-8,956609167
Refus temps sup./ jours	-0,215700711	15,04389034
Nombre d'heure sem. normale	0,03659641	18,77754614
Refus temps sup. / semaine	0,524322592	-31,15550818
Nombre de congés fériés	0,092869489	140,6496513
Vacances	0,001236797	-28,23312487
Protection d'emploi maladie	-0,396264169	4,581947618
Adm. au congé maternité	0,089205691	-94,09555948
Adm. Congé mat. X parent	1,155347977	-12,72129182
Durée du congé parental	0,283746359	-31,63229695
Durée Congé X syndiquée	0,00794233	-1,050968981
Congé urgence familiale	0,009213001	1,539477333
Préavis de congédiement	-0,009613823	-5,739976414
Préavis X non-syndiquée	0,043267091	0,04085185
Équité sal. et discrim. positive	0,044621091	-0,395303689
Syndicalisation automatique	0,133155243	5,293567848

TABLEAU B.5

Effets marginaux pour la régression avec constante

	Femmes			Hommes			Différence
	Effets marginaux	Écart type	T	Effets marginaux	Écart type	t	
provtn	0,085414	(,0271)	3,15	0,178295	(,0299)	5,96	0,092881
provne	-0,024240	(,0217)	-1,1	-0,015884	(,0249)	-0,64	0,008356
provnb	-0,065362	(,0186)	-3,5	-0,008272	(,0217)	-0,38	0,057090
provqc	0,097939	(,0284)	3,44	0,107208	(,0323)	3,32	0,009269
provont	0,062990	(,0194)	3,25	0,088435	(,023)	3,84	0,025445
provman	0,015868	(,0264)	0,6	0,045176	(,0292)	1,55	0,029308
provsask	0,018168	(,0288)	0,63	0,043482	(,0313)	1,39	0,025314
provalb	0,036005	(,0236)	1,53	0,023525	(,0261)	0,9	-0,012481
provcb	0,120023	(,0294)	4,08	0,151662	(,0316)	4,79	0,031639
conjoin	0,015886	(,0019)	8,51	0,021667	(,0022)	9,77	0,005782
parent	0,007028	(,0126)	0,56	0,138143	(,0137)	10,12	0,131116
edusec	0,127086	(,0037)	34,4	0,138705	(,0036)	38,35	0,011619
educoll	0,229973	(,0045)	51,2	0,271484	(,0041)	66,81	0,041511
edubacc	0,411497	(,006)	68,1	0,440784	(,0059)	74,4	0,029287
edumatr	0,546343	(,0089)	61,2	0,519662	(,008)	64,93	-0,026681
exper	0,015290	(,0004)	39,5	0,022438	(,0004)	57,03	0,007148
expr2	-0,000339	(0)	-46	-0,000388	(0)	-55,3	-0,000049
eduexpe	-0,000155	(0)	-8,2	-0,000253	(0)	-13,5	-0,000098
tenure	0,001201	(0)	87,5	0,000993	(0)	74,11	-0,000208
cumul	-0,003115	(,0035)	-0,9	-0,028500	(,0041)	-6,96	-0,025386
etudiant	-0,021442	(,0046)	-4,6	-0,037149	(,0049)	-7,52	-0,015708
tplein	0,049504	(,0021)	23,2	0,121111	(,0041)	29,39	0,071607
perma	0,045669	(,0025)	18	0,049613	(,0029)	17,32	0,003944
directi	0,250763	(,0042)	60	0,239483	(,0033)	71,76	-0,011280
union	0,075007	(,0049)	15,3	0,112247	(,0043)	26,15	0,037240
uparent	0,013576	(,0034)	4,02	-0,046530	(,0035)	-13,5	-0,060106
uedusec	-0,010248	(,005)	-2,1	-0,027157	(,0046)	-5,92	-0,016909
ueducoll	0,032349	(,0051)	6,39	-0,036827	(,0046)	-7,97	-0,069176
uedubacc	0,056349	(,0067)	8,37	-0,062662	(,0072)	-8,75	-0,119011
uedumatr	0,008693	(,01)	0,87	-0,054041	(,0094)	-5,77	-0,062734
usecvetex	-0,094073	(,0127)	-7,4	-0,056299	(,019)	-2,96	0,037774
usecalim	-0,019817	(,0123)	-1,6	-0,041759	(,009)	-4,63	-0,021942

	Femmes			Hommes			Différence
	Effets marginaux	Écart type	T	Effets marginaux	Écart type	t	
usecresto	-0,026339	(,0086)	-3,1	-0,061638	(,012)	-5,14	-0,035299
usecsante	0,019636	(,0046)	4,23	-0,026529	(,0096)	-2,77	-0,046165
tail50	0,073335	(,002)	36,5	0,061301	(,0022)	27,88	-0,012034
tail100	0,130673	(,0025)	52,7	0,121918	(,0026)	46,75	-0,008755
tail500	0,191839	(,0032)	60,4	0,176521	(,0032)	54,66	-0,015318
tauxsyn	-0,070899	(,0176)	-4	-0,070062	(,0188)	-3,72	0,000837
tauxcho	-0,002213	(,0015)	-1,5	-0,007367	(,0016)	-4,54	-0,005154
salmiabs	0,014803	(,0053)	2,78	0,011100	(,0056)	1,97	-0,003704
tsjrmaj	0,042275	(,0298)	1,42	0,015703	(,0298)	0,53	-0,026572
refusjr	0,008869	(,0273)	0,32	0,043243	(,0291)	1,48	0,034374
nbtsssem	0,005648	(,002)	2,63	0,005565	(,0021)	3,21	0,000083
refussem	-0,033224	(,036)	-0,9	-0,115131	(,0388)	-2,97	-0,081908
nocongf	0,043594	(,0103)	4,24	0,061538	(,011)	5,61	0,017944
vacances	0,008345	(,0312)	0,27	-0,047279	(,0332)	-1,42	-0,055625
promalt	-0,092327	(,0214)	-4,3	-0,058420	(,0214)	-2,73	0,033907
admcomat	0,002610	(,0007)	3,97	0,000602	(,0007)	0,88	-0,002009
admparent	-0,000188	(,0001)	-1,3	-0,000925	(,0002)	-5,8	-0,000737
ducopa2	0,079219	(,0308)	2,57	0,010123	(,0321)	0,32	-0,069096
pnonsyn	0,009183	(,0043)	2,14	-0,008413	(,0042)	-2,01	-0,017596
conurgfa	-0,000823	(,0041)	-0,2	0,008161	(,0043)	1,91	0,008984
preavis	0,014121	(,0958)	0,15	0,042250	(,1081)	0,39	0,028129
preavnonsyn	0,049050	(,0128)	3,83	0,065963	(,0121)	5,46	0,016913
equidisc	0,017421	(,0057)	3,04	0,019323	(,0057)	3,41	0,001902
syndic	0,014366	(,0064)	2,23	0,036441	(,0068)	5,35	0,022076
syparent	0,007236	(,0035)	2,09	0,006634	(,0037)	1,79	-0,000602
syedusec	-0,012071	(,0043)	-2,8	0,001234	(,0044)	0,28	0,013305
syeducoll	-0,034482	(,0044)	-7,9	-0,023425	(,0044)	-5,31	0,011057
syedubacc	-0,000865	(,0063)	-0,1	-0,005983	(,0069)	-0,87	-0,005118
syedumatr	-0,014097	(,0099)	-1,4	0,022726	(,0093)	2,44	0,036823
seccons	0,021474	(,0085)	2,52	0,161901	(,0085)	19,15	0,140427
secagri	-0,213605	(,0084)	-25	-0,138942	(,0104)	-13,3	0,074663
secmat1	0,151514	(,0106)	14,3	0,227656	(,0089)	25,7	0,076142
secservp	0,135921	(,0121)	11,2	0,208305	(,01)	20,82	0,072383
secalim	-0,124142	(,0084)	-15	-0,008097	(,0105)	-0,77	0,116045
secvetex	-0,288281	(,0084)	-34	-0,160298	(,0154)	-10,4	0,127983
secbois	-0,062140	(,0117)	-5,3	0,008672	(,0091)	0,95	0,070812

	Femmes			Hommes			Différence
	Effets marginaux	Écart type	T	Effets marginaux	Écart type	t	
secpap	-0,043130	(,0098)	-4,4	0,098313	(,0095)	10,34	0,141444
secchim	-0,026890	(,0085)	-3,2	0,068198	(,0095)	7,18	0,095087
secminer	-0,020077	(,0092)	-2,2	0,057210	(,0087)	6,59	0,077287
secmachi	-0,002273	(,0141)	-0,2	0,082138	(,01)	8,23	0,084411
seeselect	-0,061611	(,0093)	-6,6	0,100550	(,0109)	9,26	0,162161
sectrans	0,008122	(,0081)	1	0,093465	(,0089)	10,52	0,085343
secmeub	-0,163745	(,013)	-13	-0,118373	(,0109)	-10,9	0,045372
secalfab	-0,138701	(,0121)	-11	-0,034807	(,013)	-2,68	0,103894
seccomg	-0,026311	(,0063)	-4,2	0,047255	(,009)	5,26	0,073566
seccomd	-0,238951	(,0036)	-67	-0,119749	(,0084)	-14,3	0,119201
secassu	0,016221	(,0056)	2,92	0,045203	(,0104)	4,36	0,028982
secprof	0,108882	(,0052)	20,8	0,238339	(,0092)	25,88	0,129456
secgesti	-0,130858	(,0057)	-23	-0,119431	(,0094)	-12,6	0,011427
sececole	0,056327	(,0047)	12,1	0,104584	(,0091)	11,51	0,048257
Seccultu	-0,035610	(,0052)	-6,8	0,062982	(,0091)	6,95	0,098592
Secresto	-0,273946	(,0039)	-71	-0,217577	(,0088)	-24,6	0,056369
Secalser	-0,151999	(,0055)	-28	-0,024928	(,0092)	-2,7	0,127071
Secpub	0,066441	(,0052)	12,7	0,137240	(,0088)	15,64	0,070800
constante							
Age	0,162340	(,0006)	264	0,004771	(0)	256,8	-0,157569
Conjtrav	-0,016424	(,0003)	-54	-0,000374	(0)	-53,6	0,016050
parebebe	0,032738	(,0003)	101	0,000275	(0)	27,85	-0,032464
Tauxpib	-0,007201	(,0003)	-28	-0,000229	(0)	-29,7	0,006972

TABLEAU B.6

Tableau B6 : Effet des normes du travail sur l'écart salarial.

(Sans les effets fixe des provinces)

	Part expliquée par LA DOTATION	Part inexpliquée LA DISCRIMINATION
NORMES DU TRAVAIL	0,41123728	-44,8540325
Salaire min. absolu	0,00733952	-20,8393153
Retrait préventif CSST	-0,66734353	28,3149881
Sécurité contre congédiement abusif	0,45135282	-9,21898022
Majoration à la journée	0,12313832	2,42652047
Refus temps sup./ jours	-0,21035093	56,2874221
Nombre d'heure sem. Normale	0,0059997	70,9509393
Refus temps sup. / semaine	0,26971289	-45,5855686
Nombre de congés fériés	0,07617679	-154,319581
Vacances	0,00109004	10,9420478
Protection d'emploi maladie	-0,1436532	-2,81146811
Adm. au congé maternité	0,06294789	-134,979858
Adm. Congé mat. X parent	0,31804263	-19,1456001
Durée du congé parental	0,03795823	-36,8972318
Durée Congé X syndiquée	0,0023379	-1,60995469
Congé urgence familiale	0,00291692	1,62377786
Préavis de congédiement	0,00874573	201,318235
Préavis X non-syndiquée	0,01220525	0,05500311
Équité sal. et discrim. Positive	0,00810478	-0,01996307
Syndicalisation automatique	0,04451554	8,65455402

Afin de tester la robustesse de nos résultats et aussi afin de nous permettre d'inclure deux variables de normes qui avaient dû être enlevé pour des raisons de colinéarité, nous avons refait les régressions en ne tenant pas compte des effets fixes des provinces.

Les résultats de cette dernière analyse vont globalement dans le même sens que nos résultats précédents. L'impact global des normes du travail sur l'écart inexpliqué est d'environ -49%. On observe que la présence d'un retrait préventif pour les femmes enceinte à un effet positif sur la discrimination. Pour sa part, la protection contre un congédiement abusif a un effet réducteur de la discrimination.

Les variables « nombre de congés fériés » et « préavis de congédiement » ont des résultats qui diffèrent grandement de ceux de la régression normale. Cette volatilité est une preuve de plus qu'il est nécessaire d'interpréter avec prudence nos résultats.

APPENDICE C

LES VARIABLES

C.1	DÉFINITION DES VARIABLES	121
-----	--------------------------------	-----

DÉFINITION DES VARIABLES

Lnw : Ln du salaire (en \$ de 2000)

Ln (lnW HRLYYEAR/inflation). Nous avons corrigé les salaires à l'aide du Tableau 326-0001 : Indice des prix à la consommation (IPC) de CANSIM.

Partici : Participation (Dicho)

lfsstat < 3 & cowmain < 3 & (NAICS_43 < 28 | NAICS_43 > 30).

Seulement les personnes occupées, employées et qui ne sont pas du secteur des transport et des finances. Sont exclues les travailleuses autonomes.

Prov??? : Province de résidence (Dicho)

Référence = Québec. Variable PROV de l'EPA.

Âge : Âge de la personne (Années)

Nous avons remplacé les codes de Statistiques Canada par l'âge moyen de chaque classe.

Variable AGE_12 de l'EPA.

Conjoin : Présence d'un conjoint (Dicho)

À partir de la donnée sur le type de famille économique. Seule les familles époux-épouse (sic) sont prises en considération. Il faut aussi que la variable SP_LFSST ait une valeur.

Présence d'un conjoint = 1. Variable EFEMTYPE de l'EPA.

Conjtrav : Conjoint au travail (Dicho)

Conjoint a un travail rémunéré. Variable SP_LFSST = 1 ou 2.

Parent : Parent (Dicho)

Parent d'au moins un enfant de moins de 25 ans. Variable AGYOWNKN de l'EPA.

Parebebe : Parent d'un bébé. (Dicho)

Parent d'au moins un enfant d'âge préscolaire. Variable AGYOWNKN de l'EPA = 1 ou 2.

Éducation Niveau d'éducation atteint

La variable d'éducation a été transformée en variable dichotomique. Influence de la présence des diplômes. Référence = educprim

- **Eduprim :** complété primaire seulement (Dicho)
- **Edusec :** complété secondaire seulement (Dicho)
- **Educoll :** a complété un DEC (Dicho)
- **Edubacc :** a complété un baccalauréat (Dicho)
- **Edumatr :** études de 2^e cycle universitaire (Dicho)

Exper : Expérience estimée (Années)

Expérience : âge – nombre d'année d'école – 6 ans d'enfance – (6 mois * nombre d'enfants pour les femmes). Nous avons arrondi à 0 l'expérience de ceux dont le résultat était négatif (à peine 3 % des résultats). Estimation de l'expérience inspirée de l'équation de Mincer. Nous avons ajouté une variation inspirée de Racine, Jeff et Paul Rilstone (1995), afin de tenir compte de l'absence due à l'arrivée d'un enfant. Nous soustrayons 6 mois d'expérience pour chaque enfant²¹.

Exper = âge - 6 - éduc - femmes*(enfants*0,5)

Nombre d'année d'école = EDUC90, le nombre d'année moyenne par classe.

Nombre d'enfants = EFAMSIZE- Conjoint-1 . Nous avons vérifié si les personnes de moins de 30 ans qui habitaient dans des ménages avec enfants étaient parents ou pas à l'aide de la variable *âge du plus jeune enfant propre* (AGYOWNKD). Si pas de résultat à cette question = pas d'enfant.

expr2 : Expérience estimé au carré (années)

²¹ Durée moyenne du congé de maternité avant 2001 (Marshall, 2003).

Exper2 : expérience au carré. Nous avons inclus cette variable afin de représenter la relation non linéaire qui est établie entre l'expérience et le niveau de salaire (Murphy et Welch, 1990).

Eduexpe : Années éducation * exper (années)

Nombre d'années d'éducation, estimé selon la moyenne de la classe de l'EPA (EDUC90_12), X l'expérience estimée.

Cumul : Cumul d'emplois (Dicho)

Plus d'un emploi = 1 et un seul emploi = 0. Variable MJH de l'EPA.

Étudiant : Étudiant inscrit (Dicho)

Suit des études actuellement. Variable SCHOOLN de l'EPA.

Tplein : Temps plein (Dicho)

Emploi de plus de 30 heures par semaine = temps plein = 1. Variable PTPTMAIN de l'EPA.

Perma : Statut de permanent (Dicho)

Emploi permanent = 1. Variable PERMTEMP = 1 de l'EPA.

Directi : Poste de direction (Dicho)

Poste de haute direction = 1 : selon la variable « profession à l'emploi principal », SOC91_47 ; cadre supérieure, directrice spécialisée, directrice de la vente au détail, de la restauration et des services d'hébergement, autres directrices n.c.a. et entrepreneuse et contremaître du personnel des métiers et des transports.

Tenure : Ancienneté à l'emploi (Mois)

Ancienneté, exprimée en mois, au sein de l'entreprise. Variable TENURE de l'EPA

Union : Syndiquée (Dicho)

Couvert par une convention collective = 1. Variable UNION de l'EPA.

Taille Taille de l'établissement

Transformée à partir de la variable ESTSIZE de l'EPA. Référence = tail10

- **tail10** : entre 1 et 20 employés (Dicho)
- **tail50** : entre 21 et 99 employés (Dicho)
- **tail100** : entre 100 et 500 employés (Dicho)
- **tail500** : plus de 500 employés. (Dicho)

tauxsyn : Taux de syndicalisation (%)

Taux de syndicalisation pour les provinces. Source : Tableau 282-0074 : Enquête sur la population active (EPA).

Tauxcho : Taux de chômage (%)

Taux de chômage selon les provinces. Source : Tableau 109-5004 : Taux de chômage, population active de 15 ans et plus, Canada, provinces, régions socio-sanitaires et groupes de régions homologues, données annuelles.

Tauxpib : Taux de croissance du PIB (%)

Taux de croissance du PIB pour la province. Source : Tableau 384-0013 : Certains indicateurs économiques, comptes économiques provinciaux, données annuelles.

Sec??? : Secteurs d'activité (Dicho)

Variables dichotomiques des secteurs industriels. Nous avons choisi le secteur de la santé comme référence car c'est celui où l'écart salarial est le plus bas.

APPENDICE D

DÉVELOPPEMENTS MATHÉMATIQUES DE FORMULES

A.1	LES EFFETS MARGINAUX DES VARIABLES CROISÉES.....	126
A.2	LE TEST DE « WELCH »	128

EFFETS MARGINAUX AVEC VARIABLES CROISÉES

L'équation de salaire complète est la suivante.

$$E(\ln w_i | L_i^* > 0) = Z_i' \Pi + \Pi_i(\Pi_u)$$

où $\Pi_i(\Pi_u) = \frac{\Pi(\Pi_u)}{1 - \Pi(\Pi_u)} = \frac{\Pi(\Pi_u)}{\Pi(1 - \Pi_u)}$ à cause de la symétrie de la fonction de distribution et

la complémentarité de la fonction de densité.

Remplaçons les parties de l'équation par des fonctions :

$$f(z) = \ln w = a + \sum_i \hat{a}_i z_i + \sum_i \sum_j c_{ij} z_i y_j$$

$$g(z) = L = d + \sum_k x_k \Pi_k + \sum_k \sum_l \Pi_{kl} x_k v_l$$

où a , \hat{a} , c et v représentent des coefficients.

Comme nos effets marginaux ne sont calculés que dans le cas des variables qui sont présentes dans les 2 équations alors $z = x$, $k=i$, $l=j$ donc

$$g(z) = L = d + \sum_i z_i \Pi_i + \sum_i \sum_j \Pi_{ij} z_i y_j$$

ainsi

$$\frac{\partial E(\ln w_i | L_i^* > 0)}{\partial z} = f'(z) + \frac{\Pi(\Pi g(z)/\Pi_u)}{1 - \Pi(\Pi g(z)/\Pi_u)} \text{ car on sait que } \Pi_u \text{ est fonction de}$$

$$(\Pi z \Pi / \Pi_u)$$

$$= f'(z) \Pi \frac{\frac{\partial \Pi}{\partial z} (1 - \Pi) + \Pi'}{\Pi_u} \text{ comme } \Pi \text{ représente la fonction de densité de la}$$

distribution qui est l'intégrale de \emptyset , alors on sait que $\Pi' = \emptyset$.

$$\begin{aligned}
&= f'(z) \frac{\partial}{\partial_u} g'(z) \frac{\partial}{\partial} \left(\frac{\partial}{\partial_u} \right) + \frac{\partial^2}{\partial} \left(\frac{\partial}{\partial_u} \right)^2 \\
&= f'(z) \frac{\partial}{\partial_u} g'(z) \left[\frac{\partial}{\partial} \frac{\partial}{\partial_u} + \frac{\partial^2}{\partial} \right] \\
&= f'(z) \frac{\partial}{\partial_u} g'(z) \left[\frac{\partial}{\partial} \frac{\partial}{\partial_u} \right] \text{ si on pose que } \frac{\partial}{\partial} = \frac{\partial}{\partial} \left(\frac{\partial}{\partial} \frac{\partial}{\partial_u} \right) \text{ alors :}
\end{aligned}$$

$$\frac{\partial E(\ln w_i | L_i^* > 0)}{\partial x} = f'(z) \frac{\partial}{\partial_u} g'(z)$$

$$f'(z_i) = \frac{\partial}{\partial} + \sum_j c_j y_j$$

$$g'(z_i) = \frac{\partial}{\partial_i} + \sum_j \frac{\partial}{\partial_{ji}} y_j$$

Pour les variables simples :

$$\frac{\partial E(\ln w_i | L_i^* > 0)}{\partial x} = \frac{\partial}{\partial} \frac{\partial}{\partial_u} \frac{\partial}{\partial}$$

$$\frac{\partial E(\ln w_i | L_i^* > 0)}{\partial x} = \frac{\partial}{\partial} + \sum_j c_j y_j \frac{\partial}{\partial_u} \frac{\partial}{\partial_i} + \sum_j \frac{\partial}{\partial_{ji}} y_j$$

Ainsi pour les variables croisées l'effet marginal est équivalent à la somme de l'effet marginal principal et des autres effets marginaux secondaires calculés par STATA

$$\frac{\partial E(\ln w_i | L_i^* > 0)}{\partial x} = \frac{\partial}{\partial} \frac{\partial}{\partial_u} \frac{\partial}{\partial_i} + \sum_j \frac{\partial}{\partial} y_j \left(c_j \frac{\partial}{\partial_u} \frac{\partial}{\partial_{ji}} \right)$$

TEST DE WELCH

Test sur 2 moyennes lorsque les variances sont inégales pour les 2 groupes. Il s'agit d'une approximation de la loi de student avec $\lfloor \dots \rfloor$ degrés de liberté (Baillargeon et Rainville, 1975, p. 327).

$$t = \frac{(\bar{\beta}_1 - \bar{\beta}_2) - (\beta_1 - \beta_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

où $\lfloor \dots \rfloor$ est la valeur de l'entier le plus rapproché de

$$\nu = \frac{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}{\frac{\frac{n_1}{s_1^2/n_1} - 2}{\frac{n_2}{s_2^2/n_2}} + \frac{n_1 + 1}{n_2 + 1}}$$

Nous testerons l'hypothèse que les coefficients des 2 sexes sont similaires.

$$H_0: \beta_1 = \beta_2$$

$$H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

L'hypothèse est vraie si $-tc < t > tc$.

$$\alpha = 0.05$$

$$-t_{\alpha/2, \nu}, t_{\alpha/2, \nu}$$

BIBLIOGRAPHIE

- Addison, John T. et Paulino Teixeira. 2001. *The Economics of Employment Protection*, Feuille de travail n° 381. Bonn: IZA.
- Arrow, Kenneth. 1972. « Models of Job Discrimination ». Dans *Racial Discrimination in Economic Life*. Éd. A. H. Pascal. chapitre 4, p. 83-102. Lexington Mass. : Lexington Books.
- Ashenfelter, Orley. 1972. « Racial Discrimination and Trade Unionism ». *Journal of Political Economy*, vol. 80, n° 3 (printemps), p. 435-464.
- Atkinson, Anthony B. et Joseph E. Stiglitz. 1980. *Lectures on Public Economics*. London : McGraw-Hill.
- Baker, Michael., Dwayne. Benjamin, Andrée. Desaulniers et Mary. Grant. 1995. « The Distribution of the Male/Female Earnings Differential, 1970-1990 » *The Canadian Journal of Economics*, vol. 28, n° 3 (août), p. 479-500.
- Bartus, Tamás. 2003. *Calculation of Average Marginal Effects Using –Margin*. Budapest University of Economics and Public Administration. www.bkae.hu/bartus/stata/stata.htm (page consulté le 7 septembre 2004).
- Becker, Gary. 1971. *The Economics of Discrimination*. 2^e éd.. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, Gary. 1985. « Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labour ». *Journal of Labour Economics*, vol. 3, n° 1, p. S33-S58.

- Bergman, Barbara. 1971. « The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment ». *Journal of Political Economy*, vol. 79, n° 2, p. 294-313.
- Blau, Francine D. et Lawrence M. Kahn. 2000. *Gender Differences in Pay*. Feuille de travail n° 7732. Cambridge : National Bureau of Economic Research.
- Blinder, Alan S.. 1973. « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates ». *The Journal of Human Resources*, vol. 8 n° 4 (automne), p. 436-455.
- Booth, Douglas E.. 1978. « Karl Marx on State Regulation of the Labor Process: The English Factory Acts ». *Review of Social Economy*, vol. 36, n° 2, p. 137-157.
- Boyer, Robert. 1987. « Flexibilités du travail : des formes contrastées, des effets mal connus ». *Cahier économiques de Bruxelles*, vol. 12, n° 1, p. 207-247.
- Brenner, Johanna. 2000. *Women and the Politics of Class*. New-York : Monthly Review Press.
- Cain, Glen G.. 1986. « The Economic Analysis of Market Discrimination: A Survey ». Dans *Handbook of Labor Economics*. Volume I. Édité par Orley Ashenfelter et Richard Layard. p. 693-785. North-Holland : Elsevier Science Publishers.
- Canada, Direction des ressources humaines Canada. 1997-2003. Évolution de la législation du travail au Canada. <http://labour-travail.hrdc-drhc.gc.ca/psait-spila/eltc-dllc/index.cfm/doc/francais> (page consultée le 10 octobre 2003).
- CCH canadienne limitée. 1997. *Canadian Master Labour Guide*. Don Mills (Ont.) : CCH Canadian, 814 p.

- Choudury, Sharmila. 1994. « Reassessing the Male-Female Wage Differential: A Fixed Effects Approach ». *Southern Economic Journal*, vol. 60, n° 2 (octobre), p. 327-324.
- Commons, John R. et John B. Andrews. 1936. *Principles of Labor Legislation*. New-York : Harper Bros.
- Conway, Delores A. et Harry Roberts. 1983. « Reverse Regression, Fairness and Employment Discrimination ». *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 1, n° 1 (janvier), p. 75-85.
- Couillard, Robert, Gilles Dostaler [et Gilles Trudeau]. 1986. *Les normes du travail : une analyse de certaines dimensions économiques et juridiques des normes du travail et de leur application au Québec*. Québec : Commission consultative sur le travail et la révision du Code du travail.
- Cotton, Jeremiah. 1988. « On the Decomposition of Wage Differentials ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 70, n° 2 (mai), p. 236-243.
- Dinardo, John, Nicole Fortin, et Thomas Lemieux. 1995. *Labor Market Institutions and the Distribution of Wages: A Semiparametric Approach*. Feuille de travail n° 5093. Cambridge : National Bureau of Economic Research.
- Doiron, Denise J. et W. Craig Riddell. 1994. « The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada ». *Journal of Human Resources*, vol. 29, n° 2 (printemps), p. 505-534.
- Drolet, Marie. 2001. *L'écart persistant : nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada*. Document de recherche, n° 11F0019MPF au catalogue n° 157. Ottawa : Statistique Canada.

- Drolet, Marie. 2002. *Le « qui, quoi, quand et où » des écarts salariaux entre les hommes et les femmes*. La série sur le milieu de travail en évolution, n° 71-584-MIF au catalogue, n° 4. Ottawa : Statistique Canada.
- Fang, Tony et Anil Verma. 2002. « L'avantage salarial des travailleurs syndiqués ». Dans *L'emploi et le revenu en perspective*. Ottawa : Statistique Canada, n° 75-001-XIF au catalogue, septembre, p. 14-21.
- Fortin, Pierre. 1980. « Les conditions minimales de travail : leurs conséquences économiques ». Dans *La détermination des conditions minimales de travail par l'État ; une loi : son économie et sa portée*. Édité par Laurent Bernier et al., Québec : Presses de l'Université Laval, p. 126-139.
- Goldberger, Arthur S.. 1984. « Reverse Regression and Salary Discrimination ». *The Journal of Human Resources*, vol. 19, n° 2 (été), p. 293-318.
- Greene, W. 2003. *Econometric Analysis* 5^e édition, New Jersey : Prentice Hall.
- Grubb, D. et W. Wells. 1993. « Employment Regulation and Patterns of Work in EC Countries ». Dans *OECD Economic Studies*, n° 21 (hiver), p. 7-58.
- Havet, Nathalie. 2000. « Analyse théorique et empirique des différences de salaire et de carrière entre hommes et femmes ». Thèse de doctorat, Québec, Université d'Orléans et Université Laval, 309 p.
- Heckman, James J.. 1979. « Sample Selection Bias as a Specification Error ». *Econometrica*, vol. 47, n° 1 (janvier), p. 153-161.
- Heckaman J. J. et C. Pagès. 2000. *The Cost of Job Security Regulation: Evidence From Latin American Labor Markets*, NBER Working paper No. 7773, 26 p.

- Hoffmann, Rodolfo et Ana Lucia Kassouf. 2003. *Deriving Conditional and Unconditional Marginal Effects in Log Earnings Equations Estimated by Heckman's Procedure*. Communication lors de la 25^e rencontre brésilienne d'économétrie, les 10, 11 et 12 décembre. Société brésilienne d'économétrie, www.sbe.org.br/ebe25.htm (page consultée le 8 juillet 2004).
- Jenkins, Stephen P.. 1994. « Earnings Discrimination Measurement: A Distributional Approach ». *Journal of Econometrics*, n° 61, p. 81-102.
- Kaufman, Bruce E. . 1998. « Regulation of the Employment Relationship: The 'Old' Institutional Perspective ». *Journal of Economic Behavior and Organisation*, vol. 34, p. 349-385.
- Labour Law Casebook Group. 1991. Labour Law, 5^e édition, Kingston Ont., Industrial Relation Center.
- Lindbeck, Assar et Dennis Snower. 1988. *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*. Cambridge, Mass. : MIT Press. 285 p.
- Marshall, Katherine. 2003. « Congé parental : plus de temps pour s'occuper du bébé ». *Tendances sociales canadiennes*. Statistique Canada, no 11-008 au catalogue, p. 16-29.
- Marx, Karl. 1967. *Capital*, Vol. 1, New York; International Publishers.
- Marx K. et F. Engels. 1966. *Selected Works in Three Volumes*. Moscou; Progress Publishers.
- McCallum Margaret. 1995. "Labour and the Liberal State : Regulating the employment relationship, 1867-1920 ». *Manitoba Law Journal*, vol. 23, n° 1&2, p. 574-593.
- McIntyre, Richard et Yngve Ramstad. 2002. « John R. Commons and the Problem of International Labor Rights ». *Journal of Economic Issues*, vol. 34, n° 2 (juin), p. 293-301.

- Mincer, Jacob et Salomon Polachek. 1974. « Family Investments in Human Capital Earning of Women ». *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 2, p. S76-S108.
- Montenegro, Claudio E. et Carmen Pagés. 2003. *Who Benefits from Labor Market Regulations?: Chile 1960-1998*. Feuille de travail n° 9850. Cambridge : National Bureau of Economic Research.
- Neumark, D. 1988. « Employer Discriminatory Behaviour and Estimation of Wage Discrimination ». *Journal of Human Resources*, vol. 23, p. 279-295.
- Neuman, Shoshana et Ronald Oaxaca. 2003. « Gender vs Ethnic Wage Differentials Among Professionals: Evidence from Israel ». Annales d'économie et de statistiques, n° 71-72, p. 243-257.
- Oaxaca, Ronald. 1973. « Male-female Wage Differentials in Urban Labour Markets ». *International Economic Review*, vol. 14, n° 3 (Octobre), p. 693-709.
- Oaxaca, Ronald. et Michael. R. Ransom. 1994. « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials ». *Journal of Econometrics*, n° 61, p. 5-21.
- OECD. 1999. « Protection de l'emploi et performance du marché du travail ». Dans *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*. 195-251. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.
- Phelps, Edmund. 1972. « The Statistical Theory of Racism and Sexism ». *American Economic Review*, vol. 62, n° 4, p. 659-661.
- Piore, Michael. 1986. « Perspective on Labor Market Flexibility ». *Industrial Relations*, vol. 25, n° 2, (printemps), p. 146-166.

Racine, Jeff et Paul Rilstone. 1995. « The Reverse Regression Problem: Statistical Paradox or Artefact of Misspecification ». *The Canadian Journal of Economics*, vol. 28, n° 3, (août), p. 502-531.

Reich, Mickael. 1981. *Racial Inequality: a Political-Economic Analysis*. Princeton, N.J. : Princeton University Press.

Reilly, Kevin T. et Tony S. Wirjanto. 1999. « Does More Mean Less? The Male/Female Wage Gap and the Proportion of Females at the Establishment Level ». *The Canadian Journal of Economics*, vol. 32, n°4 (août), p. 906-929.

Rhum, Christopher J.. 1996. *The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe*. Feuille de travail n° 5688. Cambridge : National Bureau of Economic Research.

Rothschild, Michael et Joseph Stiglitz. 1982. « A Model of Employment Outcomes Illustrating the Effect of theS of Information on the Level of Distribution of Imcome ». *Economics Letters*, vol. 10, p. 231-236.

Schwartz-Miller, Ann et Wayne Talley. 2000. « Motor Bus Deregulation and the Gender Wage Gap: a Test of the Becker Hypothesis », *Eastern Economic Journal*, vol. 26, n° 2 (printemps), p. 145-157.

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACTS DES NORMES DU TRAVAIL SUR L'ÉQUITÉ SALARIALE ENTRE LES
FEMMES ET LES HOMMES : ANALYSE EMPIRIQUE DES PROVINCES
CANADIENNES ENTRE 1997 ET 2002

MÉMOIRE PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE

PAR
PIERRE-ANTOINE HARVEY

JANVIER 2005

REMERCIEMENTS

« Un mémoire, ce n'est pas l'œuvre d'une vie ! »

D'abord, merci à ma muse de tous les jours, ma blonde Valérie qui m'a donné la première véritable « œuvre d'une vie » : notre fils Émile. Je la remercie aussi pour son support, sa patience et son amour. Merci d'avoir enduré les absences (mentales et physiques) que m'a imposé la recherche et la rédaction de ce mémoire.

Merci, à mon directeur, M. Pierre Ouellette, qui m'a rappelé que ce mémoire n'était pas l'œuvre de ma vie. Ceci m'a permis de réduire mon angoisse et mes obsessions et finalement, de le finir. C'est avant tout comme professeur qu'il m'a offert le plus. Grâce à sa rigueur, son esprit critique et son ouverture d'esprit, il est celui qui m'a permis d'apprécier la pertinence de l'analyse économique tout en comprenant mieux ses limites.

Merci à France Laurendeau pour les différentes ouvertures qu'elle m'a offertes. Gilles Dostaler pour m'avoir encouragé dans « l'hérésie ». Erick Moyneur et toute l'équipe de GAE pour leur aide en économétrie. Martin, Jean-Guillaume et Frédéric pour leur amitié et leur support.

Merci enfin à tous les gens de Au bas de l'échelle, grâce à qui, j'ai pu maintenir un pied dans la réalité et mieux comprendre la situation des travailleuses non syndiquées. Merci aux personnes que j'ai rencontrées brièvement lors de mes

sessions de formation sur les droits du travail. C'est vous qui avez nourrit ma deuxième muse : l'indignation face à l'injustice.

TABLE DES MATIÈRES

<u>INTRODUCTION</u>	1
<u>CHEAPITRE I</u>	6
<u>LES NORMES DU TRAVAIL AU CANADA : HISTORIQUE ET DESCRIPTION</u>	6
<u>1.1 LE RÉGIME DE LÉGISLATION DU TRAVAIL AU CANADA</u>	6
<u>1.2 DÉVELOPPEMENT HISTORIQUE DES NORMES DU TRAVAIL</u>	8
<u>1.2.1 <i>Les premiers pas</i></u>	8
<u>1.2.2 <i>La maturité</i></u>	11
<u>1.2.3 <i>Des tentatives de recul</i></u>	13
<u>1.3 PORTRAIT DES NORMES DU TRAVAIL ACTUELLES</u>	14
<u>1.3.1 <i>Salaire et temps de travail</i></u>	14
<u>1.3.2 <i>Congés et vacances</i></u>	14
<u>1.3.3 <i>Congés parentaux et familiaux</i></u>	15
<u>1.3.4 <i>Normes de protection d'emploi</i></u>	15
<u>1.3.5 <i>Autres lois qui touchent les travailleuses non syndiquées</i></u>	16
<u>CHEAPITRE II</u>	18
<u>THÉORIES ÉCONOMIQUES DES NORMES DU TRAVAIL</u>	18
<u>2.1 L'APPROCHE ORTHODOXE</u>	18
<u>2.2 LES APPROCHES HÉTÉRODOXES</u>	19
<u>2.2.1 <i>L'analyse marxiste</i></u>	19
<u>2.2.2 <i>L'analyse keynésienne</i></u>	20
<u>2.2.3 <i>L'analyse institutionnaliste de Commons</i></u>	21
<u>2.2.4 <i>Les analyses institutionnalistes récentes</i></u>	24
<u>2.3 OUVERTURE VERS UNE THÉORIE NÉO-CLASSIQUE DES NORMES DU TRAVAIL</u>	25

<u>CHAPITRE III</u>	28
<u>LA DISCRIMINATION DES FEMMES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL.....</u>	28
<u>3.1 LES DIVERSES FACETTES DE LA DISCRIMINATION</u>	28
<u><i>3.1.1 Travail égal, salaire égal ?.....</i></u>	<u>29</u>
<u><i>3.1.2 Ségrégation horizontale vers les secteurs « traditionnels ».....</i></u>	<u>32</u>
<u><i>3.1.3 Ségrégation verticale.....</i></u>	<u>34</u>
<u><i>3.1.4 Ségrégation statutaire : la précarité a-t-elle un genre ?.....</i></u>	<u>35</u>
<u>3.2 LES THÉORIES ÉCONOMIQUES DE LA DISCRIMINATION :.....</u>	37
<u><i>3.2.1 La discrimination statistique</i></u>	<u>39</u>
<u><i>3.2.2 Coïncidence des besoins ou ségrégation forcée ?</i></u>	<u>41</u>
<u><i>3.2.3 Diviser pour régner.....</i></u>	<u>42</u>
<u>3.3 LES NORMES DU TRAVAIL SONT-ELLES UN OBSTACLE À LA CONCURRENCE PARFAITE ?</u>	42
<u>CHAPITRE IV</u>	44
<u>MODÈLE D'ANALYSE</u>	44
<u>4.1 LES MODÈLES D'ESTIMATION DE LA DISCRIMINATION SALARIALE.....</u>	44
<u><i>4.1.1 Décomposition d'Oaxaca</i></u>	<u>44</u>
<u><i>4.1.2 Le « problème de la régression inverse ».....</i></u>	<u>47</u>
<u><i>4.1.3 Biais de sélection et correction de Heckman.....</i></u>	<u>48</u>
<u>4.2 DESCRIPTION DU MODÈLE D'ANALYSE UTILISÉ POUR CETTE RECHERCHE</u>	51
<u><i>4.2.1 Intégration simple de la correction de Heckman.....</i></u>	<u>51</u>
<u><i>4.2.2 L'impact des normes sur les salaires à travers la participation</i></u>	<u>52</u>
<u>CHAPITRE V</u>	55
<u>SOURCES ET TRAITEMENT DES DONNÉES</u>	55
<u>5.1 SOURCES DES DONNÉES SUR LES PERSONNES ET LES EMPLOIS.....</u>	55
<u><i>5.1.1 Sélection d'un échantillon pour l'analyse du salaire.....</i></u>	<u>56</u>
<u><i>5.1.2 Les caractéristiques personnelles</i></u>	<u>56</u>
<u><i>5.1.3 Caractéristiques de l'emploi.....</i></u>	<u>57</u>
<u>5.2 DONNÉES SUR LE NIVEAU DE PROTECTION DES NORMES DU TRAVAIL.....</u>	58
<u><i>5.2.1 Le salaire minimum</i></u>	<u>59</u>
<u><i>5.2.2 Vacances et congés.....</i></u>	<u>60</u>

<u>5.2.3</u>	<u>Conciliation travail-famille</u>	60
<u>5.2.4</u>	<u>Normes de protection d'emploi</u>	61
<u>5.2.5</u>	<u>Les autres lois pertinentes</u>	62
<u>5.2.6</u>	<u>Les normes exclues de l'analyse</u>	62
<u>CHAPITRE VI</u>		64
<u>ANALYSE DES RÉSULTATS ET DISCUSSION</u>		64
<u>6.1</u>	<u>VALIDITÉ DE LA MÉTHODE ET CONSTANCE DES RÉSULTATS</u>	64
<u>6.1.1</u>	<u>Confirmation du biais de sélection</u>	64
<u>6.1.2</u>	<u>Variation des coefficients des variables des normes</u>	65
<u>6.2</u>	<u>L'EFFET DES NORMES DU TRAVAIL SUR LES SALAIRES</u>	66
<u>6.2.1</u>	<u>L'impact de la syndicalisation</u>	67
<u>6.3</u>	<u>L'EFFET DES NORMES DU TRAVAIL SUR LA PARTICIPATION</u>	68
<u>6.4</u>	<u>LA DÉCOMPOSITION DES SOURCES DE L'ÉCART SALARIAL</u>	69
<u>6.4.1</u>	<u>Dotation, discrimination et sélection</u>	69
<u>6.5</u>	<u>LES PREMIÈRES SOURCES DE DISCRIMINATION</u>	71
<u>6.5.1</u>	<u>L'avantage syndical des femmes</u>	71
<u>6.6</u>	<u>LES NORMES DU TRAVAIL RÉDUISENT LA DISCRIMINATION</u>	71
<u>6.6.1</u>	<u>Des résultats solides en faveur de notre hypothèse</u>	72
<u>6.6.2</u>	<u>D'autres résultats plus surprenants</u>	74
<u>6.7</u>	<u>ANALYSE DES EFFETS MARGINAUX</u>	74
<u>6.7.1</u>	<u>Efficacité des normes selon les provinces</u>	77
<u>CONCLUSION</u>		80
<u>NORMES DE PROTECTION D'EMPLOI</u>		87
<u>ÉQUITÉ SALARIALE</u>		88
<u>LES NORMES DU TRAVAIL AU CANADA</u>		89

LISTE DES FIGURES

1.1 Matrice des gains	27
3.1 Proportion des employées a temps partiel selon le sexe.....	30
3.2 Salaires moyens des employées selon les provinces.....	31
3.3 Temps moyen consacré aux diverses activités en 1998.....	31
3.4 Répartition des employées selon leur niveau de salaire.....	32
3.5a Secteurs d'activité des femmes.....	33
3.5b Secteurs d'activité des hommes.....	33
3.6 Présence des sexes selon le secteur d'activité.....	33
3.7 Le niveau de scolarité.....	35
3.8 Taux de syndicalisation chez les employées selon les provinces.....	36

LISTE DES TABLEAUX

1.1	Les lois sur les normes du travail dans les différentes provinces.....	12
6.1	Coefficients des variables de norme du travail.....	67
6.2	Coefficients pour les variables liées à la syndicalisation.....	68
6.3	Décomposition de l'écart des salaires logarithmique selon les sources.....	70
6.4	Effet des normes du travail sur l'écart salarial.....	73
6.5	Comparaison des différences entre les coefficients et des différences entre les effets marginaux	76
6.6	Écarts de salaire estimés à l'aide des effets marginaux selon les provinces.....	79

LISTE DES ABRÉVIATIONS

ALB	Alberta
C-B	Colombie-Britannique
CAN	Canada
EPA	Enquête sur la population active
IMR	Inverse du ratio de Mills (Inverse Mills Ratio)
I-P-E	Île du Prince Édouard
MAN	Manitoba
N-E	Nouvelle-Écosse
N-B	Nouveau-Brunswick
ONT	Ontario
QUÉ	Québec
SASK	Saskatchewan

RÉSUMÉ

Depuis plus d'un siècle, les différents gouvernements provinciaux du Canada édictent des législations sur les normes du travail afin de tenter de réduire les inégalités et les injustices dans le marché du travail. Ces normes veulent s'attaquer particulièrement aux iniquités entre les hommes et les femmes. Dans le cadre de ce mémoire, nous examinons si les législations des normes du travail ont effectivement un impact sur l'équité salariale entre les femmes et les hommes au Canada. À l'aide de données empiriques provenant de l'*Enquête sur la population active de Statistique Canada de 1997 à 2002*, nous estimons le rôle des différentes normes du travail dans la détermination du niveau de salaire des individus.

Nous utilisons d'abord la méthode de décomposition de l'écart salarial développée par Oaxaca (1973) qui a été maintes fois reprise. Pour la première fois, une telle analyse intègre des indicateurs du niveau de protection des normes du travail dans l'équation des déterminants du salaire. Afin de tenir compte du biais de sélection relié à la différence dans les critères de participation pour les deux sexes, nous utilisons la correction de Heckman et estimons le salaire à l'aide d'un maximum de vraisemblance. Enfin nous examinons les effets marginaux des différentes variables reliées aux normes du travail afin de tenir compte à la fois de l'impact direct des normes sur le salaire, mais aussi de leur impact indirect à travers l'équation de participation.

La décomposition des deux équations de salaire, selon la méthode d'Oaxaca, nous fournit des résultats clairs quant à l'impact positif du niveau de protection des normes du travail sur la diminution de l'écart salarial entre les femmes et les hommes. Nos résultats montrent que, telles qu'elles sont, les normes du travail réduisent de 33,7 % la discrimination salariale au Canada pour la période étudiée.

L'analyse des effets marginaux confirme cette conclusion. Les normes du travail ont un impact positif plus important sur la participation des femmes, entraînant un effet indirect négatif sur l'équité salariale. Tout de même, l'effet marginal net des normes du travail sur le salaire reste toujours positif. Nos résultats démontrent que l'effet différencié des normes sur les hommes et les femmes vient réduire de 17,3 % l'écart salarial entre les deux sexes.

NOTE :

L'utilisation exclusive du féminin a pour objectif d'alléger le texte. Ainsi, sauf lorsque mentionné, le féminin renvoie aux deux sexes. De plus, ce choix vise à mettre en valeur la place importante qu'occupent les femmes sur le marché du travail, particulièrement du côté des employées non syndiquées.