



HEC Montréal

Affiliée à l'Université de Montréal

Trois essais en économie du travail avec des données  
canadiennes sur les milieux de travail et les employés

par

Ali Fakh

Institut d'économie Appliquée  
HEC Montréal

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures en vue de l'obtention du grade de  
Philosophiae Doctor (Ph.D.)  
en économie appliquée

Montréal, Québec, Canada  
Mai 2011

© Ali Fakh, 2011

Université de Montréal  
Faculté des études supérieures

Cette thèse intitulée :

Trois essais en économie du travail avec des données  
canadiennes sur les milieux de travail et les employés

présentée par

Ali Fakh

a été évaluée par un jury composé des personnes suivantes :

Président -rapporteur : Marc Santugini  
Institut d'économie appliquée, HEC Montréal

Président du comité de surveillance : Benoit Dostie  
Institut d'économie appliquée, HEC Montréal

Membre du jury : Daniel Parent  
Institut d'économie appliquée, HEC Montréal

Examineur externe : Stéphanie Lhuis  
Economics Department, University of Waterloo

Représentant du doyen de la FES : Urwana Coiquaud  
Service de l'enseignement de la gestion des ressources humaines, HEC Montréal

Thèse acceptée le : 31 mars 2011

## Sommaire

Cette thèse est composée de trois essais portant sur des sujets relatifs au marché du travail. Les données servant aux analyses proviennent de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 1999 à 2006, et de Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (T2/PALE) de 1999 à 2006 ; deux bases de données longitudinales de Statistique Canada.

Le premier essai est intitulé : Déterminants des vacances payées et relations avec les heures travaillées et les salaires dans les établissements canadiens.

Cet essai documente des faits empiriques montrant l'existence d'une relation robuste entre les heures travaillées, les salaires et les vacances payées. Bien que les vacances payées soient un facteur important qui permet d'expliquer les écarts de produit intérieur brut (PIB) per capita entre les différentes juridictions, car elles ont un impact sur le nombre d'heures annuelles travaillées, la littérature existante s'y est rarement intéressée. La littérature existante révèle que les heures annuelles travaillées diminuent de 45 heures avec chaque semaine additionnelle de vacances utilisées, i.e. par plus d'une semaine de travail à temps plein. Après ajustement pour le biais dû au fait que les travailleurs ont des préférences différentes dans l'utilisation de vacances et que les lieux de travail peuvent avoir des politiques de compensation de vacances payées différentes, nous trouvons que les heures annuelles travaillées diminuent de 29 heures à l'aide des données de l'EMTE. Cela indique que l'absence de contrôle pour les effets non observés conduit à une surestimation de l'impact des vacances payées sur les heures travaillées. Ces résultats suggèrent que l'existence d'effets non observés - employé (i.e. préférences différentes dans l'utilisation des vacances) et firme (i.e. politiques de compensation de vacances payées différentes) - conduit de nombreux employés, qui déclarent avoir plus de semaines de vacances utilisées, à travailler pendant un peu plus d'heures chaque année.

Le second essai est intitulé : Disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille dans les établissements canadiens : Déterminants et impact sur le salaire.

Dans cet essai, nous étudions les déterminants et l'impact sur le salaire de la disponibilité des pratiques d'aide à la gestion de l'équilibre travail-famille. Nous supposons que la provision des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille est coûteuse pour les entreprises, mais avantageuses pour les travailleurs. En théorie, il existe alors un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs avec de telles pratiques font face à une réduction implicite de leur salaire. Nous utilisons les données de l'EMTE. Les résultats obtenus indiquent que les grandes firmes sont plus susceptibles d'offrir ces pratiques d'aide. Nous constatons également que la disponibilité des pratiques d'aide est associée à une réduction du salaire, i.e. il existe une prime salariale considérable liée à la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille. L'existence d'un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs font face à une réduction du salaire pourrait être expliquée par la théorie qui considère le salaire comme un échange partiel de cadeaux entre le travailleur et la firme (Akerlof (1982)). Selon cette théorie, les avantages sociaux dans une certaine mesure sont conçus comme un cadeau ou un signal que l'employeur se préoccupe de leurs responsabilités familiales et, en contrepartie, les employés sont prêts à payer pour les pratiques d'aide.

Le troisième essai est intitulé : La contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à la croissance de la productivité canadienne : résultats des données administratives et de données d'enquêtes.

Dans cet essai, nous examinons la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à l'évolution de la productivité canadienne au moyen d'une nouvelle méthode de décomposition de la croissance proposée par Lentz et Mortensen (2008) qui décomposent la croissance de la productivité en composantes liées à 1) l'innovation à l'intérieur de l'établissement, 2) la réallocation de la main-d'œuvre d'entreprises moins productives vers des entreprises plus productives (effet inter-firmes), et 3) la fermeture d'entreprises moins productives et la création de nouvelles entreprises (effet net d'entrée). Le modèle est estimé par la méthode des moments simulés. Nos résultats indiquent que le processus d'entrée-sortie des entreprises

représente 26% de la croissance de la productivité du travail, et que l'effet inter-firmes représente 45% avec le T2/PALE (28% et 43% respectivement avec l'EMTE). Ils permettent de conclure que i) la réallocation de la main-d'œuvre à des nouvelles entreprises et à des entreprises en croissance, contribue à près de 72% de la croissance de la productivité, et ii) la comparaison entre les résultats de ces deux bases de données semble montrer qu'il n'y a pas une différence de qualité entre données administratives et données d'enquête dans l'analyse des sources de croissance. Les résultats de Lentz et Mortensen (2008) obtenus sur les données danoises montrent que les nouvelles entreprises et les entreprises existantes représentent respectivement 21% et 54% de cette contribution. Une comparaison entre les résultats de Lentz et Mortensen (2008) et nos résultats semble indiquer que le renouvellement des entreprises en Amérique du Nord augmente le flux de travailleurs et leur rôle dans la croissance de la productivité plus qu'en Europe.

**Mots clés :** Vacances autorisées, vacances utilisées, disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille, croissance de la productivité du travail, réallocation de la main-d'œuvre, dynamique d'entrée-sortie.

## Summary

This thesis consists of three papers in empirical labor economics. Our data come from the Workplace Employee Survey (WES) 1999-2006, and the Longitudinal Employment Analysis Program (T2/LEAP) 1999-2006 ; two longitudinal data sets conducted by Statistics Canada.

The first essay is titled : Determinants of vacation leave and relations to work hours and wages in canadian establishments

This essay provides new evidence on vacation leave and its relationship to hours worked and hourly wages. Although paid vacation leave is an important factor in explaining variations in the gross domestic product (GDP) per capita as it has an impact on the number of annual hours worked, the literature has rarely focused on it. Previous studies have revealed that annual hours of work fall by 45 hours for each additional week of vacation used, i.e. by more than one week of full-time work. Correcting for bias due to the fact that workers reveal different preferences in the use of vacation and that workplaces may have different leave policies, we find that annual hours of work fall by only 29 hours using the WES, i.e. by less than one week of full-time work. Put differently, the estimated effect of vacation leave on hours worked, after controlling for unobserved effects, is significantly smaller. That is, reporting an extra week of vacation used translates less than one for one into a reduction in weeks worked. These results suggest that the existence of unobserved effects - worker (i.e. different preferences in the use of vacation days) and workplace (i.e. different leave policy) - leads many employees, who report more weeks of vacation used, to work longer hours each year.

The second essay is titled : Availability of family-friendly work practices in Canada : determinants and implicit wage cost

In the second essay, we examine the association between the availability of family-friendly work practices and wages. We assume that the provision of family-friendly work practices is costly to firms but valuable to workers. As a consequence, it is hypothesized

that workers may face an implicit reduction in their wages. We use data from the WES. Controlling for very detailed demographic, job, and firm characteristics, we find that large firms are more likely to provide family-friendly work practices. We also find evidence for the existence of a hedonic equilibrium in which workers face an implicit reduction of their wages, i.e. there is significant wage premium associated with the availability of family-friendly work practices. The existence of a hedonic equilibrium in which workers may face a wage reduction could be explained by the theory that considers wages as a partial exchange of gifts between the worker and the firm (Akerlof (1982)). It is argued that fringe benefits are to some extent conceived as a gift or a signal that the employer cares about their family responsibilities and, in return, the employees are willing to pay to receive the family-friendly work practices.

The third essay is titled : The contribution of worker reallocation to productivity growth in Canada : results from administrative and survey data

In the third essay, we examine the contribution of worker reallocation to productivity growth in Canada by using a new method of decomposing the productivity growth proposed by Lentz and Mortensen (2008) to decompose productivity growth into components related to 1) innovation within firms, 2) labor reallocation from less to more productive firms (inter-firm effect), and 3) firm entry/exit dynamics (net entry effect). The model is estimated by simulated method of moment (SMM). Our results indicate that entry-exit of firms accounts for 26% of labor productivity growth, and the inter-firm effect accounts 45% with administrative data from the T2/LEAP (28% and 43% respectively with survey data from the WES). These results suggest that i) the continual process by which worker is allocated to new and growing firms explains nearly 72% of productivity growth, and ii) the comparison between the results of these two databases seems to indicate also that there is no difference in the quality between administrative data and survey data in the analysis of sources of productivity growth. The results of Lentz and Mortensen (2008) obtained on



Danish data show that new firms and existing firms represent 21% and 54% of this contribution. A comparison between these results suggests that the renewal of firms in North America increases the flow of workers and their role in the productivity growth more than Europe.

**Key words :** Paid vacation leave, vacation leave used, availability of family-friendly work practices, labor productivity growth, worker reallocation, dynamics of entry and exit.

## Table des matières

<b>Sommaire</b>	<b>ii</b>
<b>Summary</b>	<b>v</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>xii</b>
<b>Liste des figures</b>	<b>xiv</b>
<b>Dédicace</b>	<b>xv</b>
<b>Remerciements</b>	<b>xvi</b>
<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
<b>Essay 1 : Determinants of Vacation Leave and Relations to Work Hours and Wages in Canadian Establishments</b>	<b>6</b>
<b>1 Introduction</b>	<b>7</b>
<b>2 Literature</b>	<b>12</b>
<b>3 Vacation leave legislation</b>	<b>13</b>
<b>4 Data</b>	<b>15</b>
4.1 Descriptive statistics . . . . .	16
4.2 Independent variables . . . . .	18
4.2.1 Employee characteristics . . . . .	18
4.2.2 Firm characteristics . . . . .	21
<b>5 Empirical specification</b>	<b>23</b>
5.1 Determinants of vacation leave . . . . .	23
5.1.1 Identification and estimation . . . . .	24
5.2 Relationship between paid vacation and hours worked . . . . .	25
5.3 Wage equation . . . . .	26

<b>6</b>	<b>Results</b>	<b>26</b>
6.1	Determinants of vacation leave . . . . .	27
6.1.1	Socio-demographic characteristics . . . . .	27
6.1.2	Job and workforce characteristics . . . . .	29
6.1.3	Firm characteristics . . . . .	30
6.2	Impact of paid vacation on used vacation time . . . . .	31
6.3	Impact of vacation leave on hours worked . . . . .	32
6.4	Impact of paid vacation leave on wages . . . . .	32
6.5	Robustness check : 2SLS model . . . . .	33
6.5.1	Impact of paid vacation on used vacation time . . . . .	33
6.5.2	Impact of paid vacation on hours worked . . . . .	34
<b>7</b>	<b>Conclusion</b>	<b>35</b>
<b>8</b>	<b>References</b>	<b>38</b>
<b>9</b>	<b>Appendix</b>	<b>41</b>
9.1	Appendix A : Estimation . . . . .	41
9.2	Appendix B : Figures . . . . .	43
9.3	Appendix C : Tables . . . . .	44
9.4	Appendix D : Robustness check (2SLS model) . . . . .	54
	 <b>Essai 2 : Disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille dans les établissements canadiens : Déterminants et impact sur le salaire</b>	 <b>56</b>
<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>57</b>
<b>2</b>	<b>Cadre conceptuel</b>	<b>62</b>
<b>3</b>	<b>Données</b>	<b>66</b>
3.1	Statistiques descriptives . . . . .	67
<b>4</b>	<b>Modèles statistiques</b>	<b>69</b>
4.1	Probit simple de disponibilité des pratiques d'aide . . . . .	69
4.2	Équation de salaire . . . . .	72

<b>5 Résultats</b>	<b>74</b>
5.1 Déterminants de la disponibilité des pratiques d'aide . . . . .	74
5.1.1 Caractéristiques de l'employé . . . . .	75
5.1.2 Caractéristiques de l'emploi . . . . .	76
5.1.3 Caractéristiques de l'établissement . . . . .	77
5.1.4 Hétérogénéité non observée . . . . .	78
5.2 Impact de la disponibilité des pratiques d'aide sur les salaires . . . . .	78
<b>6 Conclusion</b>	<b>80</b>
<b>7 Références</b>	<b>82</b>
<b>8 Annexes</b>	<b>86</b>
8.1 Annexe A : Figures . . . . .	86
8.2 Annexe B : Tableaux . . . . .	87
 <b>Essai 3 : La contribution de la réallocation de la main-d'oeuvre à la croissance de la productivité canadienne : résultats de données administratives et de données d'enquêtes</b>	 <b>95</b>
<b>1 Introduction</b>	<b>96</b>
<b>2 Théorie de la réallocation</b>	<b>99</b>
2.1 Croissance de la productivité et réallocation de la main-d'oeuvre . . . . .	99
2.2 Hétérogénéité des entreprises . . . . .	100
2.3 Dynamique d'entrée-sortie . . . . .	101
<b>3 Littérature</b>	<b>101</b>
3.1 États-Unis . . . . .	102
3.2 Europe . . . . .	103
3.3 Canada . . . . .	104
<b>4 Données</b>	<b>105</b>
4.1 Données administratives : T2/PALE . . . . .	105
4.2 Données d'enquêtes : EMTE . . . . .	106
4.3 Variables utilisées . . . . .	106

<b>5</b>	<b>Méthodologie</b>	<b>108</b>
5.1	Hypothèses . . . . .	108
5.2	Décomposition de Baily, Hulten et Campbell (1992) . . . . .	109
5.3	Nouvelle décomposition : Lentz et Mortensen (2008) . . . . .	110
5.4	Stratégie d'estimation . . . . .	111
<b>6</b>	<b>Résultats</b>	<b>113</b>
6.1	Décomposition de Baily, Hulten et Campbell (1992) . . . . .	113
6.2	Décomposition de Lentz et Mortensen (2008) . . . . .	115
6.3	Comparaisons avec des données d'enquêtes . . . . .	117
6.4	Discussion et analyse de sensibilité . . . . .	118
<b>7</b>	<b>Conclusion</b>	<b>120</b>
<b>8</b>	<b>Références</b>	<b>123</b>
<b>9</b>	<b>Annexes</b>	<b>126</b>
9.1	Annexe A : Description et identification du modèle de croissance de LM . . . . .	126
9.2	Annexe B : Tableaux . . . . .	129
	<b>Conclusion générale</b>	<b>133</b>

## Liste des tableaux

Table 1.I : Stylized facts on vacation deprivation in Europe and North America	8
Table 1.II : Vacation leave legislation in OECD nations	14
Table 1.III : Proportion of employees with unused vacation	44
Table 1.IV : Summary statistics - Employees	45
Table 1.V : Summary statistics - Employers	46
Table 1.VI : The effect of individual characteristics on weeks of vacation leave	47
Table 1.VII : The effect of job and workforce characteristics on on weeks of vacation leave	48
Table 1.VIII : The effect of firm characteristics on weeks of vacation leave	49
Table 1.IX : The effect of vacation weeks paid on vacation weeks used	50
Table 1.X : The effect of vacation weeks used on hours measures	51
Table 1.XI : The effect of weeks of paid vacation on hours measures	52
Table 1.XII : The effect of weeks of paid vacation on the log of the hourly wage	53
Table 1.XIII : Robustness check : IV test for the effect of vacation weeks paid on vacation weeks used	54
Table 1.XIV : Robustness check : IV test for The effect of weeks of paid vacation on hours measures	55
Tableau 2.I : Proportion d'employés disant que la firme offre de la pratique en %	87
Tableau 2.II : Statistiques descriptives sur la disponibilité des pratiques d'aide	88
Tableau 2.III : Statistiques descriptives - employés	89
Tableau 2.IV : Statistiques descriptives - établissements	90
Tableau 2.V : Modèle probit simultané pour les déterminants des pratiques d'aide	91

Tableau 2.VI : Double moindré carré pour l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide sur les salaires	93
Tableau 3.I : Valeurs des paramètres auxiliaires utilisées dans l'estimation du modèle de croissance LM	128
Tableau 3.II : Décomposition BHC de la croissance et analyse contrefactuelle	129
Tableau 3.III : Décomposition LM de la croissance de la productivité	130
Tableau 3.IV : Comparaisons entre la décomposition LM pour le Canada et le Denmark	131
Tableau 3.V : Analyse de robustesse de la décomposition LM, Canada (1999-2006)	132

## Liste des figures

Figure 1.1 : Distribution de semaines de vacances des hommes en 2005	43
Figure 1.2 : Distribution de semaines de vacances des femmes en 2005	43
Figure 1.3 : Distribution de semaines de vacances utilisées moins les semaines de vacances autorisées selon le sexe en 2005	43
Figure 2.1 : Lien entre la disponibilité, l'accès et l'utilisation des pratiques d'aide	64
Figure 2.2 : Disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille selon le sexe en 1999 et 2005	86
Figure 2.3 : Disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille selon le statut d'emploi en 1999 et 2005	86



*À ma famille, on ne choisit pas sa famille mais si on devait le faire,  
c'est vous que j'aurais choisis.*

## Remerciements

J'adresse mes sincères et profonds remerciements à mon directeur de thèse Benoit Dostie pour son encadrement à la fois efficace et humain, sa grande disponibilité, sa patience et son soutien moral et financier, qui m'ont permis de réaliser ce travail dans une atmosphère conviviale. J'ai beaucoup appris à ses côtés durant toutes ces longues années de travail.

Mes remerciements pour Marc Santugini, Daniel Parent, Stéphanie Lhuis, et Urwana Coiquaud pour avoir bien voulu servir dans mon comité de thèse.

Je suis reconnaissant aux professeurs Robert Clark et Pierre Thomas Leger pour leurs commentaires et suggestions. Je remercie également l'Institut d'économie appliquée à HEC Montréal pour toute aide apportée durant la préparation de ce doctorat.

Je remercie le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), le programme de bourses de recherche Tom Symons de Statistique Canada et le Centre sur la productivité et la prospérité pour le soutien financier alloué.

Je remercie chaleureusement Danielle Forest pour les discussions utiles et enrichissantes durant mon travail sur les micro-données dans les laboratoires de Statistique Canada. Je remercie également Mohamed Jabir du LACFAS pour sa gentillesse.

J'exprime aussi tous mes remerciements à Daniel Stubbs du Réseau québécois de calcul de haute performance (RQCHP) pour le soutien informatique.

Je dis un grand merci à mon ami de toujours Koffi Ahoto Kpelitse pour tout.

J'accorde un remerciement spécial à mes collègues au doctorat Ondelansek Kay et Michel-Yevenunye Keoula pour leur aide très apprécié. Je remercie également Kakeu Kengne Justin Johnson de l'Université de Montréal et Philippe Marchand pour leurs encouragements.

Je ne saurais terminer ces propos sans accorder un remerciement à ma famille pour son amour et sa patience indéfectibles, surtout à mes parents.

## Introduction générale

Le progrès technologique rapide actuel est considéré comme l'un des principaux arguments pour expliquer la diminution du temps libre des employés (Pronovost (2007))<sup>1</sup>. Cet auteur trouve que la semaine de travail moyenne au Canada a augmenté d'environ 4% pour la période allant de 1998 à 2005. Ceci pourrait affecter le bien-être de l'employé qui utilise moins ses vacances payées (Ray et Schmitt (2007)), parce que l'objectif de celles-ci est d'améliorer les conditions de vie des employés et leurs conditions du travail. Par exemple, Huffman (2006) argumente que, dans la période qui suit les vacances payées, la productivité de l'employé peut être plus élevée et donc bénéfique à celui-ci. Travailler plus, utiliser moins les vacances payées peuvent engendrer des maladies physiques (Williams (2004)) et générer des conséquences négatives sur la productivité de l'entreprise.

Dans ce contexte de progrès économiques et technologiques, on exige davantage des employés, alors que ceux-ci veulent, d'un côté, s'assurer d'un bon développement des carrières et, d'un autre côté, sont obligés de passer plus de temps avec leur famille. Une meilleure conciliation travail-famille produit des effets positifs sur le fonctionnement du marché du travail et stimule la croissance économique dans un pays.

Le progrès technologique contribue également à augmenter le taux de la destruction créatrice d'emplois, qui se conçoit comme une externalité qui peut surgir avec les nouvelles techniques de production conduisant à une réallocation interne ou externe du capital humain. Autrement dit, une source importante de croissance de la productivité est associée à l'innovation qui peut causer un changement dans le niveau de l'emploi.

---

<sup>1</sup>Il est aussi plausible de penser que le progrès technologique favorise l'allongement de l'espérance de vie et, par conséquent, augmente le temps de loisir en permettant de faire la même quantité de travail en moins de temps. Par contre, l'impact de progrès technologique sur le temps de loisir peut être différente dépendamment de plusieurs facteurs. Par exemple, Alesina and al. (2005) mentionnent que les américains travaillent en moyenne 46,2 semaines par année, alors que les français travaillent en moyenne 40 semaines par année. Ils argumentent que la différence dans les réglementations du marché du travail expliquent la différence dans le temps de loisir qui est plus élevé en Europe qu'aux États-Unis.

Cette thèse porte sur différents sujets en économie du travail touchant l'utilisation des vacances payées, la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille, et la ré-allocation de la main-d'œuvre. Elle est composée de trois essais et comporte des analyses empiriques. Dans les trois essais, nous utilisons des données canadiennes sur les milieux de travail et les employés.

Le premier essai porte sur les vacances annuelles payées. Selon une étude récente de Ray et Schmitt (2007), près d'un employé sur quatre aux États-Unis n'a pas droit aux vacances payées. L'étude précise qu'un tiers des Américains n'ont pas utilisé tous les jours de vacances auxquels ils ont droit chaque année. Le pourcentage correspondant pour leurs homologues canadiens était de 22% en 2005 (EMTE). La législation du travail au Canada exige un minimum de deux semaines<sup>2</sup> de vacances payées par année et cela après qu'il ait fait au moins un an au service d'un employeur : une politique moins généreuse qu'en Europe, mais plus avantageuse qu'aux États-Unis. Pourquoi alors certains employés ont des vacances autorisées<sup>3</sup> plus longues que d'autres et certains d'entre eux les utilisent plus que d'autres<sup>4</sup> ?

Les déterminants des vacances autorisées et utilisées ne sont pas suffisamment documentés en économie du travail, alors qu'il y a un intérêt économique à identifier les déterminants des vacances payées qui sont une caractéristique importante dans le milieu du travail et qui ont un impact sur le nombre d'heures annuelles travaillées (Altonji et Usui (2007)). Les vacances payées pourraient améliorer le bien-être des individus, car les vacances sont considérées comme un bénéfice pour l'employé. Wisniewski (1990) note que la diminution du

---

<sup>2</sup>C'est le minimum légal de vacances payées (Ressources Humaines et Développement Social Canada (RHDSC (2006)).

<sup>3</sup>Nous désignons par vacances autorisées les jours de vacances auxquels l'employé a droit par année (i.e. le nombre de jours de vacances que l'entreprise offre à ses employés incluant le minimum légal de vacances payées).

<sup>4</sup>Selon l'Enquête sur la privation de vacances (Expedia (2009)), les Canadiens ont eu en moyenne 2,03 jours de vacances non utilisées en 2009. Cela se traduit par 34 millions de jours de vacances non utilisés dans l'ensemble du Canada et environ 6 billions de dollars canadiens des salaires remis aux employeurs.

nombre de jours de vacances qui accompagne souvent le changement d'emploi reflète une perte économique pour l'employé. Huffman (2006) conclut que les firmes doivent aider les employés à augmenter l'utilisation des vacances payées. Chikani et al. (2005) constatent que les femmes qui prennent souvent des vacances étaient moins stressées et moins fatiguées. Par conséquent, ces femmes avaient plus de temps pour s'occuper de la famille qui est utile pour la société et fait partie de la qualité de vie. L'objectif de cet essai est d'analyser les déterminants de vacances payées (vacances autorisées et de celles qui sont effectivement utilisées) et ses relations, d'une part, avec les heures travaillées et, d'autre part, avec les salaires.

Le deuxième essai porte sur la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille. Une étude récente (Turcotte (2007)) montre que le temps passé avec la famille a diminué de 45 minutes en moyenne par jour chez les travailleurs canadiens entre 1986 et 2005. Le facteur principal de cette diminution était l'augmentation du temps consacré au travail. Pour plusieurs employés, il peut être difficile de trouver l'équilibre entre les obligations familiales et la vie professionnelle. La répartition du temps entre tâches familiales et participation au marché du travail est une décision centrale chez l'individu qui cherche à maximiser son utilité, mais les multiples rôles qu'il doit jouer dans la société (travailleur, conjoint et responsable de soins des aînés) peuvent mener à un conflit entre le temps alloué au travail et à la famille (St-Onge et al. (2002)). En effet, le conflit travail-famille est cité comme un enjeu pour les entreprises. Il est, par exemple, considéré comme un élément important à cause des coûts associés à la non-satisfaction au travail et à l'augmentation du taux d'absentéisme pour cause de maladie (Duxbury et Higgins (2003)), ceci peut affecter la qualité du travail et le rendement de l'employé en termes de productivité. De son côté, le gouvernement porte une grande attention à ce sujet parce qu'il y a des conséquences sur la santé physique et mentale et, par la suite, une augmentation des dépenses du système de

santé (Duxbury et *al.* (1999)).

Dans ce cadre, les gouvernements accordent une importance accrue aux politiques et aux pratiques qui favorisent une meilleure conciliation travail-famille (RHDSC (2000)). Il est bien connu que l'accès à ces pratiques n'est pas équitable entre les employés car certains d'entre eux n'ont que peu ou pas d'accès à ces pratiques (Budd et Mumford (2006)). Ce qui est moins bien connu, par contre, c'est le niveau de disponibilité de ces pratiques dans les milieux de travail. Heywood et al. (2007) argumentent que la disponibilité des pratiques d'aide sont coûteuses pour les entreprises et, par conséquent, certaines pratiques d'aide sont associées à une réduction implicite des salaires des employés. L'objectif de cet essai est donc d'analyser les déterminants et l'impact sur le salaire de la disponibilité des pratiques d'aide suivantes : aide pour le gardiennage, soins aux aînés et assurance-maladie complémentaire<sup>5</sup>.

Finalement, le troisième essai porte sur la réallocation de la main-d'œuvre. Plusieurs recherches démontrent que la réallocation de la main-d'œuvre est grande et persistante entre les secteurs. Par exemple, Stewart (2002) montre que la réallocation de la main-d'œuvre entre firmes constitue la moitié des flux de travailleurs aux États-Unis. Cependant, la littérature sur la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à la croissance de la productivité reste moins claire. Bartelsman et Doms (2000) trouvent qu'elle contribue pour environ 25%. Foster, Haltiwanger et Krizan (2001) estiment que la réallocation de la main-d'œuvre contribue à expliquer près de 50% de la croissance de la productivité. Certains trouvent que cette contribution est beaucoup plus élevée. Par exemple, l'étude du Lentz et Mortensen (2008) sur le Danemark montre une contribution de plus de 70%. Une chose est cependant certaine : les résultats existants sur le sujet ne sont pas toujours conciliables, ils sont variés et semblent être relativement dépendants de la méthodologie adoptée, des secteurs d'activité étudiés, de la période d'analyse couverte et du pays analysé (Bartelsman

---

<sup>5</sup>Le régime d'assurance-maladie complémentaire fait partie des avantages sociaux et sert de complément à la couverture offerte par les régimes provinciaux d'assurance-santé.

et Doms (2000) ; Foster, Haltiwanger et Krizan (2001)).

Les études existantes décomposent la croissance moyenne de la productivité en composantes liées (1) à la croissance de la productivité à l'intérieur des firmes existantes (effet intra-firme), (2) aux gains de productivité dus à l'augmentation des parts de marché des firmes existantes à forte productivité (effet inter-firmes), et (3) à la croissance de la productivité due à l'entrée des nouvelles firmes qui remplacent des firmes à faible productivité (effet net de l'entrée). Notons que deux de ces trois effets, l'effet inter-firmes et l'effet net d'entrée conduisent à des flux de travailleurs et donc une réallocation de la main-d'œuvre.

L'objectif de cet essai est donc d'améliorer notre compréhension de la contribution de la réallocation à la croissance de la productivité canadienne au moyen de la nouvelle méthode de Lentz et Mortensen (2008). Notons que l'analyse et l'importance de la réallocation est justifiée d'une part par le rôle essentiel qu'elle joue dans la croissance, du fait que c'est un indicateur de l'ampleur du processus de destruction créatrice qui détermine les flux des travailleurs. D'autre part, il est intéressant de comparer la contribution des entreprises existantes sur le marché à celle des entreprises qui entrent, parce que les entrantes constituent une part substantielle de la croissance globale de la productivité.

# Essay 1

## Determinants of Vacation Leave and Relations to Work Hours and Wages in Canadian Establishments

### Abstract

Using a nationally representative sample of employees and workplaces from Statistics Canada's Workplace Employee Survey (WES) 1999-2005, we provide new evidence on the determinants of vacation leave and its relationship to hours worked and hourly wages. Although paid vacation leave is an important factor in explaining variations in the gross domestic product (GDP) per capita as it has an impact on the number of annual hours worked, the literature has rarely focused on it. Previous studies have revealed that annual hours of work fall by 45 hours for each additional week of vacation used, i.e. by more than one week of full-time work. Correcting for bias due to the fact that workers reveal different preferences in the use of vacation and that workplaces may have different leave policies, we find that annual hours of work fall by only 29 hours using the WES, i.e. by less than one week of full-time work. Put differently, the estimated effect of vacation leave on hours worked, after controlling for unobserved effects, is significantly smaller. That is, reporting an extra week of vacation used translates less than one for one into a reduction in weeks worked. These results suggest that the existence of unobserved effects - worker (i.e. different preferences in the use of vacation days) and workplace (i.e. different leave policy) - leads many employees, who report more weeks of vacation used, to work longer hours each year.

**Key Words :** Paid Vacation Leave, Vacation Leave Used, Work Hours, Wages, Mixed Model, Linked Employer-Employee Data.

**JEL Classification :** J22, M52.



## 1 Introduction

The average amount of paid vacation days<sup>6,7</sup> each employed person gives back in Canada is quite similar to that in US and Europe (see table 1.I). However, the Canadian labor legislation regarding paid vacation is distinctive : it is less generous than European (a minimum of 20 days per year) but more advantageous than American legislation (it does not legally require employers to provide paid annual leave). This raises the question about factors that may influence the amount of paid vacation days and unused vacation days. In this paper, we provide new evidence on vacation leave and its relationship to hours worked and hourly wages<sup>8,9</sup>. We successively address the following questions : What are the

---

<sup>6</sup>By "paid vacation" we mean the vacation days and weeks to which the employee is entitled in a year (i.e., the number of vacation days the employer grants its employees, including the minimum legal paid vacation). Accordingly, paid vacation arrangements are not rigid. The employer offers a minimum of two weeks paid vacation per year after a minimum length of service of about one year ; this is the minimum legal paid vacation in Canada (HRSDC (2006)). This vacation time is extended to three weeks after five years of consecutive service. Although the employer cannot offer less than two weeks paid vacation to all entitled employees, he/she may offer more than two weeks, as this is left to each employer's discretion. In other words, vacations are part of a social benefit program that varies from one employer to the other. For example, an employer may offer more vacation time to attract certain categories of employees.

<sup>7</sup>Firms also offer unpaid vacations, but in our paper, we only examine paid vacation. The latter are hours paid but not worked that may have an impact on other aspects of the workplace and on the standard of living.

<sup>8</sup>These questions involve a firm's decision regarding benefits offering and a worker's decision whether to choose a job with a particular combination of wage and benefit. Rebitzer and Taylor (1995) develop a model in which firms regulate hours of work. They show that job offer will specify both wages and work hours and many individuals will not be able to work their desired number of hours because work preferences are heterogeneous and unobserved by the firm, therefore, hours-paid vacation tend to be set by the firm. They also show that the labor market equilibrium may be characterized by a less than optimal combination of hours-paid vacation and wage. They argue that firms look for workers whose preferences make them responsive to the work incentives prevalent in the firm. Thus, preferences towards income and leisure will be important to firms in deciding whom to hire.

<sup>9</sup>An intensive literature in labor supply show that firms determine the number of hours and employees can choose the desired number of hours only between jobs (Senesky (2005)). She finds that employers tend to constrain hours on a job where hours are shown to vary about two and a half times as much between jobs as within jobs. This reflects why individuals might choose a different combination of hours-paid vacation, and why firms propose different type of that combination. The fact that work preferences are heterogeneous and unobserved is consistent with the search theoretic models (Lang and Majumdar (2004)). According to that theory, the heterogeneity across firms leads some firms to propose a combination of high wage-paid vacation that best balances the firms and workers preferences. Those potential mechanisms motivate the role and the importance to take into consideration the unobservable heterogeneity in the relationship between paid vacation, hours worked, and wages.

determinants of paid vacation and vacation used<sup>10</sup>? How are annual work hours influenced by paid vacation and vacation used? What is the relationship between paid vacation and wages? How can changes to paid vacation influence vacation used?

Table 1.I : Stylized facts on vacation deprivation in Europe and North America

Country	Vacation days each employed gives back	Percentage of employees who don't take all of their vacation
<b>North America</b>		
Canada	2	24%
United States	3	34%
<b>Europe</b>		
France	2	22%
Germany	2	24%
Italy	6	44%

Sources : Expedia's 2009 Vacation Deprivation Survey.

The relationship between vacation leave and hours worked reflects the way the latter are determined in the labor market. Altonji and Oldham (2003)<sup>11</sup> argue that paid vacation is an important factor in explaining variations in the gross domestic product (GDP) per capita between the various legislations concerning the vacation leave, due to their impact on the number of annual working hours<sup>12</sup>. They find that an additional week of paid vacation reduces the number of annual working hours by approximately 26.8 hours in the United States. Controlling for countries, they find a significant difference between the United States and Europe, i.e., an annual reduction of approximately 51.9 hours worked in Europe for each

<sup>10</sup>In the rest of the text, "vacation used" means vacation days and weeks that are actually used. Many employees do not use all the vacation days to which they are entitled annually (Ray and Schmitt (2007)), even though vacations are meant to improve the living conditions of employees. Here are some arguments that frequently limit vacation use : (1) work intensifies (lack of time), (2) financial reasons, (3) professional environment (e.g., competition between colleagues for a position), and (4) extension of professional responsibilities (e.g., answer email, contact clients).

<sup>11</sup>Several studies mention paid vacation in terms of the time allocated to work and leisure, notably in drawing a contrast between the United States and Europe (Altonji and Oldham (2003); Alesina and al. (2005); Aguiar and Hurst (2007)).

<sup>12</sup>Blanchard (2004) and Prescott (2004) show that the number of annual hours worked determines the standard of living in terms of the GDP per capita. In fact, several factors have been mentioned in the literature to explain the difference in capital intensity between countries. Among these factors are marginal taxation rates (Prescott (2004)); interest in leisure activities (Blanchard (2004)); organized labor regulations and union power (Alesina and al. (2005)); employee preferences and lifestyles (Osberg (2003)).

additional week of paid vacation<sup>13</sup>. This difference between the United States and Europe in annual hours per worker is explained by the transatlantic difference in the laws about paid vacation and the cultural differences in work values<sup>14</sup>. These results reflect the role of vacation laws in explaining the overall difference in annual hours between countries. In this context, a negative relationship between working hours and paid vacation is expected because vacation regulations can be a constraint for employees in their choice of working hours.

Vacation leave is considered an important component of the employment contract ; this is reflected in the relationship between vacations and social benefits (Altonji and Usui (2007)). This fact would lead us to presume that to get more paid vacation, in terms of social benefits, is an indicator of a higher salary. The positive relationship between vacation leave and salary is consistent with job search models (e.g. Hwang and al. (1998)). According to those models, the firms' heterogeneity in matching value implies that some firms establish high salaries and social benefits to attract employees in the job market or to reduce turnover rate. It should be noted that the relationship between paid vacation and wages may guide firms in their decision to attract employees with an adequate social benefits policy.

Finally, identifying the relationship between paid vacation and vacation used is of interest in its own right, as it shows how individuals use vacation days when paid vacation changes. This would provide information on vacation trends. It is presumed that employees will use more vacation days when their paid vacation entitlement is higher. Economic theory predicts that leisure increases with extra weeks of paid vacation (Alesina and al. (2005) ;

---

<sup>13</sup>Prescott (2004) notes that Americans, who enjoy less paid vacation, work 50 percent more than do Germans, French, and Italians.

<sup>14</sup>According to an article in The Economist weekly magazine, August 19th 2010, titled, "Why Americans, and those who are employed to write about them, cannot enjoy holidays", Americans find taking time off, let alone filling that time with leisure, painfully hard. The article states "Americans have found themselves trapped in a love-hate battle with their holiday and have made a point of filling their leisure with various sorts of work-religious, intellectual and therapeutic".

Aguiar and Hurst (2007)).

There are two important limitations on the data and methodology used in previous studies. In terms of data, previous studies are based on surveys collecting information on households that may include jobless respondents. This may increase errors in measuring the number of vacation days, as opposed to employee surveys, in which all respondents have a job. It is more likely that an employee will report the real number of vacation days. In our paper, we provide new evidence by using a nationally representative sample of employees and workplaces. We use data from the Workplace and Employee Survey (WES) conducted by Statistics Canada. WES is a linked longitudinal employer-employee data sample containing detailed information from 1999 to 2005 on private sector firms. It should be noted that only such a data source yields results that are representative of Canadian employers and employees regarding paid vacation. Moreover, WES data allows us to differentiate between paid vacation and vacation used.

In addition, the existing literature does not deal with the unobserved heterogeneity of employers and employees that may influence the use of vacation leave ; this factor could lead to a bias in the impact of paid vacation on hours worked. In other words, the unobserved effects that influence vacation leave and happen to be correlated with hours worked explain part of the relationship between vacation leave and hours worked. More precisely, the bias is due to the fact that workers reveal different preferences in the use of vacation and that workplaces may have different leave policies. Thus, in this paper, we contribute to the literature by using a mixed effects model. This model allows us (1) to control for the unobserved effects specific to individuals and employers and (2) to deal with the problem of simultaneity between vacation leave and hours worked. That is, we rely on a mixed effects model to correct for the biases due to the endogeneity problem, as well as biases associated with unobserved heterogeneity.

Using a mixed effects model to correct for unobserved heterogeneity at both the worker and workplace level, we find that annual hours of work fall by 29 hours for each additional week of vacation used. However, results with OLS model show that annual hours of work fall by 45 hours as previously found in the literature. Put differently, the estimated effect of vacation leave on hours worked, after controlling for unobserved effects, is significantly smaller. That is, reporting an extra week of vacation used translates less than one for one into a reduction in weeks worked. These results suggest that the existence of unobserved effects - worker (i.e. different preferences in the use of vacation days) and workplace (i.e. different leave policy) - leads many employees, who report more weeks of vacation used, to work longer hours each year.

We also find that vacation leave used is positively correlated with paid vacation. A comparison between our results and those of Altonji and Usui (2007) shows that there is a difference in the size of the effect of paid vacation. Altonji and Usui (2007) found that on average, vacation time used rises one-to-one with paid vacation. On the contrary, we find that an additional week of paid vacation implies an increase of less than a week of vacation used. A possible explanation for the difference in these results is the intertemporal substitution in the use of the amount of paid vacation in some Canadian provinces where employees are entitled to defer part of their vacation days for the following year.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 presents the existing literature. Section 3 discusses the implications of the legislation in terms of paid vacation. Section 4 presents the data used along with descriptive statistics. We continue in section 5 with the empirical specification used. The estimate results are discussed in section 6. Finally, we conclude briefly in section 7.

## 2 Literature

Although paid vacation is an important job characteristic, the literature has rarely focused on them. This can be explained either by the absence of adequate data on paid vacation or by the weakness of existing data.

In one of the first empirical studies on vacation leave, Buckley (1989) analyzes the determinants of paid vacation in various areas of the United States. He uses data from the Area Wage Survey (AWS) of the U.S. Bureau of Labor Statistics from 1983 to 1986. He finds that workers who benefit from more paid vacation time than the country's average live in areas with higher-than-average salaries. For blue collar workers, there is more paid vacation time in regions with large firms and in regions with highly unionized workers and substantial manufacturing activity. For example, in Detroit, workers benefit from approximately 20% more paid vacation time. By contrast, in San Antonio, an area with a lower rate of unionization, less manufacturing activity and smaller firms, paid vacation time is less than the average.

Maume (2006) studies the determinants of vacation leave for men and women in the United States. The data are taken from the National Study of the Changing Workforce (NSCW) for the year 1992. Controlling for family and employment characteristics, he finds that women are more likely to use their vacation days than men. A possible explanation is that women attach more importance to family life (e.g. women are often responsible for child-rearing and childcare), whereas men are mainly interested in their work environment. Thus, the fact that women use more vacation time than men may affect their career progression. He also finds a negative relationship – only for men – between vacation used and annual hours worked. Finally, he finds that vacation time used has no effect on men and women's salaries.

In a more detailed study, Altonji and Usui (2007) examine the relationship between

vacation leave and certain workplace characteristics in the United States. They use the Panel Study of Income Dynamics (PSID) from 1975 to 1991. They find : i) vacation time used rises one-to-one with paid vacation and annual hours worked fall by about one full-time week with every week of paid vacation ; ii) there is a positive relation between paid vacation and hourly wages ; iii) paid vacation and vacation used are longer for women, married people, civil servants and unionized employees but shorter for black workers ; and finally iv) paid vacation seem to be determined by employer policy rather than through negotiation between workers and employers. In particular, paid vacation times are strongly correlated with seniority, but they depend very little on experience ; and for job changers, it is only weakly related to vacation obtained in the previous job.

More recently, Wooden and Warren (2008) analyze the impact of weekly hours worked on vacation time used in Australia, with data from the 2005 Household, Income and Labour Dynamics (HILDA) survey. They find a positive but weak relationship between vacation used and weekly hours worked. In addition, their results depend on control variables. On the whole, the results do not suggest that workers who report long hours of work are compensated by taking extended period of vacation leave each year. The authors also note that the relationship between vacation used and hours worked is difficult to predict. On the one hand, long working hours should increase the need and desire to use all one's vacation time, and on the other hand, long working hours are an obstacle to workers taking their leave entitlements.

### **3 Vacation leave legislation**

Geographic variations exist in work legislations for paid vacation leave (see table 1.II). In Canada, provincial labor legislation requires a minimum of two weeks' vacation per year

after a minimum length of service of about one year<sup>15</sup>. This vacation time is extended to three weeks after five years of consecutive service. In Europe, employees are entitled to a longer annual vacation, i.e., a minimum of four to six weeks. By contrast, the U.S. is the only advanced economy where the employer is under no obligation to grant vacation leave to his employees (Ray and Schmitt (2007))<sup>16</sup>. According to these legislations, employees often benefit from three types of paid leave : annual leave (vacation), statutory holidays and sick leave, which are hours paid but not worked.

Table 1.II : Vacation leave legislation in OECD nations

Country	Minimum Annual Leave
<b>North America</b>	
Canada	2 weeks
United States	0
<b>Europe</b>	
France	4 weeks
Germany	4 weeks
Italy	4 weeks

Sources : Ray and Schmitt (2007).

In the majority of countries, the government sets a minimum limit for vacation leave. Altonji and Oldham (2003) argue that government action could be a solution for determining the optimal amount of hours worked. Another argument that may prompt the government to act is the positive effect of vacations on employees' health. However, those regulations may also be a constraint for employees in their choice of hours worked (Altonji and Oldham (2003)). The regulations could then become an obstacle for individuals who prefer to work more. Several studies reveal that given a choice, some workers opt to increase the number of working hours in order to obtain higher compensation (e.g., Drolet and Morissette (1997)).

<sup>15</sup>According to HRSDC (2006), only two provinces, Quebec and New Brunswick, afford prorated vacation time to employees who have completed less than one year of service with their employer. For example, in Quebec, those employees are entitled to one day of vacation per month of uninterrupted service during the reference year (up to 10 days).

<sup>16</sup>In the United States, the employment contract determines the number of vacation days to which an employee is entitled.



Employers determine the hours worked per year by first establishing vacation days and all other types of paid and unpaid vacation leave. The number of paid vacation days is therefore determined by the employer rather than through negotiations between employers and employees, because employee preferences are heterogeneous and not observable by the employer (Altonji and Usui (2007))<sup>17</sup>. By contrast, being unionized increases paid vacation (Buckley (1989), Altonji and Usui (2007)), i.e., paid vacation could be determined through negotiation with employees via a union.

Finally, laws requiring minimum vacation leave could improve the well-being of employees. Wisniewski (1990) argues that the number of vacation days resulting from job loss reflects an economic loss for the employee<sup>18</sup>. Huffman (2006) concludes that employees should use their vacation days more. Among the arguments used is the fact that during the period following a vacation, employee productivity may be higher, therefore more beneficial to employees. Chikani and al. (2005) observe that women who often take vacation are less stressed and less tired. Accordingly, these women have more time to take care of their family, which is useful to society and is part of the quality of life.

## 4 Data

We use data from the Workplace and Employee Survey (WES) conducted annually by Statistics Canada<sup>19</sup>, from 1999 to 2005. WES is both longitudinal and linked<sup>20</sup> in that it

---

<sup>17</sup>However, the authors mention that more productive employees tend to negotiate to get more paid vacation time.

<sup>18</sup>For example, if two employers pay the same salary but the first employer offers more vacation time than the second, the first employer is more beneficial to the employee. This result is in line with the hedonic theory of wages. This theory implies that two jobs that differ in terms of their benefits (i.e. vacation) will offer different salaries.

<sup>19</sup>This is a micro-database with restricted access. The survey data are linked, i.e., information on firms is linked with information on their employees.

<sup>20</sup>The longitudinal and linked nature of this survey makes it possible to control the unobserved effects on employees (repeated observation of the same employee regarding his employment) and on employers (several employees in the same workplace).

documents the characteristics of workers and workplaces over time. This survey covers approximately 6,500 workplaces in sectors of activity, and links changes affecting employees (salaries, work stability, training, etc.) with changes in the firm (human resources management practices, innovation, use of technology, etc.). It should be noted that this survey does not cover firms located in the Yukon, the Northwest Territories or Nunavut, nor public administration, livestock production, fisheries, hunting or trapping.

The target population for the workplace component of the survey is defined as the collection of all Canadian establishments who paid employees in March of the year of the survey. Those establishments are followed over time with the periodic addition of samples of new locations to maintain a representative sample<sup>21</sup>. For the employee component, the target population is the collection of employees working or on paid leave in the workplace target population. It covers approximately 24,000 employees sampled from lists provided by the selected workplaces. For every workplace, a maximum number of 24 employees is selected and for establishments with less than 4 employees, all employees are sampled. WES follows employees for two years only due to the difficulty in integrating new employers to the sample as workers change employers. New employee samples were collected every second survey cycle. The WES is therefore representative of employees only for the resampling years<sup>22</sup> (1999, 2001, 2003 and 2005).

#### **4.1 Descriptive statistics**

The WES allows us to differentiate between paid and used vacation. This survey also yields information on unused vacation, i.e., it makes it possible to create and define the unused vacation variable as the difference between paid and used vacation.

---

<sup>21</sup>The survey consists of a follow-up of the initial sample chosen in 1999, to which Statistics Canada adds a sample of new firms every two years.

<sup>22</sup>The initial sample comprises 23,540 employees in 1999. Workers are resampled from the same set of workplaces in 2001.

Figure 1.1 in the appendix presents the distribution of paid and used vacation weeks for men in 2005. We find that 12.2% of men report no week of paid vacation<sup>23</sup>, only 2.6% report one week, 21.5% report two weeks, 43% report three weeks, 11.5% report four weeks, 7.5% report five weeks and 1.5% report six weeks or more. The distribution of used vacation weeks is similar to that of paid vacation weeks. Although a large percentage of employees had three weeks of paid vacation, the majority reported using less than three weeks per year. Figure 1.2 reveals that women's paid and used vacations are similar to men's.

Figure 1.3 shows the distribution of used vacation weeks less paid vacation weeks according to gender. The difference is zero for 56.8% of men and 58.2% of women. The distribution gap is -4 to 4 weeks skewed to the left indicating that in a given year, many workers use less vacation time than their paid vacation. For those who use less vacation time than their paid vacation, a plausible explanation is that some workers prefer to carry forward a portion of their vacation days to the following year or relinquish their right to use their vacation. By contrast, workers who used their paid vacation more had most probably carried them forward in previous years and were finally using them.

Table 1.III in the appendix presents the proportion of employees with unused vacations in the resampling year 2005. Those who confirmed having unused vacation time the most were the 35% of men and 46.3% of women whose level of education is either "Completed college or some university". It is interesting to note that only 29% of men and 24.2% of women who have flexible hours of work had unused vacation time, as opposed to 55.6% of men and 48.1% of women who work regularly from Monday to Friday. In terms of occupation, we find that the "Technician" category has the highest proportion of unused vacation time – 50.5% of men and 33% of women. Finally, the firms where people had the most unused vacation time is the 20-29 years employees category, with 34.6% of men and 34.3% of women. Tables

---

<sup>23</sup>This high percentage is probably due to the employee category with less than a year of service with the employer.

1.IV and 1.V present descriptive statistics for the variables used in our analysis. It should be noted that it is impossible to disclose the minimum and the maximum because of Statistics Canada's confidentiality policy.

## **4.2 Independent variables**

### **4.2.1 Employee characteristics**

For variables specific to employees, we distinguish between socio-demographic characteristics and job characteristics.

**Socio-demographic characteristics** First, we consider the age of workers included in the model. Indeed, young employees are more likely to use less vacation time. It is assumed that vacation use increases according to the employees' age. It is possible that older employees need to rest more. In addition, they do not have to prove their loyalty to their employers by working more. The number of children may also affect the use of vacation time. Having school-age children increases parents' working days (remunerated and domestic) and demands more time. The economic theory suggests that parents with school-age children work more in order to provide them with a better education. By the same token, marital status may also influence paid vacation. Intuitively, employees with no children are expected to take more vacation time because they have no family responsibilities. However, at the same time, these employees may possibly take more vacation to enjoy more leisure time before the onset of marital responsibilities. It is interesting to test the impact of single-parent families on paid vacation leave because on the one hand, most of these families are managed by women and, on the other hand, because of the growing number of single-parent families.

Two other variables are included in the model to take into account the employee's race (black or not) and whether he or she is an immigrant or born in Canada. Altonji and Usui

(2007) argue that black employees have less vacation time than white employees. At the same time, the effect of being an immigrant is not clear. One can assume that there is no difference because these employees abide by the same conditions as employees born in Canada. It is also possible that immigrants believe taking less vacation time is a visible sign of efforts and loyalty towards their employer.

Another variable that may influence paid vacation is the employee's health. Health is a dichotomous variable indicating whether or not a health problem reduces work activities. Maume (2006) notes that to have a health problem has no effect on paid and used vacation. By contrast, Altonji and Usui (2007) find that an employee with a health problem uses vacation leave less. It is likely that those employees use their sick days more and consequently use their vacation days less. By the same token, annual income (employment and other sources) is included among the variables. A high annual income is often associated with more time on the job. This may motivate employees to take less vacation leave or not to take it at all. Income could possibly have an endogenous character. Given that the use of vacation leave depends on the employee's income, it is plausible that higher-income employees use less vacation leave. In our empirical specification, we assume that income is fixed over time.

An important factor that influences the use of vacation leave is the level of human capital accumulation, which is measured as in the literature by seniority, labor market experience and education. Seniority demonstrates the employee's stability with the employer, and vacation days, which are considered a work benefit, will logically increase with seniority. The employee's cumulative experience has no significant effect on vacation leave (Altonji and Usui (2007)). It should be noted that in the WES questionnaire, seniority (length of a worker's employment within a firm) is measured in months, whereas experience (number of years of full time work) is measured in years.

Finally, previous studies reveal that education has a positive influence on paid vacation (Maume (2006) ; Altonji and Usui (2007)). In other words, workers who have accumulated more years of education enjoy more paid vacation time. The theory of human capital predicts that the level of education is inversely proportional to the time allotted to household tasks (Becker (1985)). The greater the education gap between employees, the more employees with less education will use more vacation time. WES only lists degrees held by each worker. Accordingly, we use this information to assess the number of years of education.

**Job characteristics** One aspect that attracted considerable attention in previous studies is work arrangements. Part time work is likely to have an impact on the use of vacation leave. For example, more women than men work part time, and they have less working hours when working full time (Staines and Pleck (1986)). In our paper, working less than 30 hours per week is considered part time work. WES provides the opportunity to examine the impact of certain work arrangements. We are interested in comparing the regular schedule (Monday to Friday) to flextime (varying arrival and departure time). We also study the impact of a reduced work week (following a special agreement with the employer) and a compressed week (working more hours in a day to reduce the number of working days per week). There is evidence that employees who work according to flextime are less stressed by time constraints (Marshall (2006)). Flextime arrangements are increasingly popular because they allow employees to adjust their working time according to their family obligations. Those arrangements may have an impact on workers' decisions to use vacation days. In a context in which individuals choose a particular combination of hours-paid vacation, job characteristics like specific work arrangements are likely to be chosen in combination with paid vacation offered and therefore will not be exogenous to employees' job choice. However, work schedule arrangements do not depend on the employee's decision to use more or less vacation time. In other words, the causality between work arrangements and vacation used

time is not reciprocal. We assume that these variables are fixed over time, i.e., that there are no changes in employees' work schedules.

Unionization and employee promotions are considered explanatory variables. Indeed, union membership has an impact on the use of vacation leave (Altjonji and Usui (2007)). Employees covered by a collective bargaining agreement are likely to have more paid vacation time (Maume (2006)). This suggests that when employees are unionized, they use their vacation leave more. Promotions may also have an influence on vacation leave. To have a promotion often motivates the employee to spend more time in his/her workplace, particularly if the promotion involves new responsibilities. The promotion is a dichotomic variable equal to one if the worker obtained this promotion since he/she started working for this employer.

Two variables related to the worker's tasks in the firm are included in the model. These variables are supervision tasks and the type of occupation. We assume that if an employee has a supervisory function, he/she would have less used vacation leave. The supervisor is often overburdened by responsibilities; this may lead him/her to spend more time at work. Maume (2006) finds that supervisors have more paid vacation time. Finally, in terms of occupation, WES provides information on the following employee categories : managers, professionals, technical personnel/trades, marketing or sales, clerical/administrative, and production workers.

#### **4.2.2 Firm characteristics**

A first variable consists of human resources management practices, particularly organizational changes. Previous studies did not pay attention to the effect of these changes on the use of vacation leave. Moreover, the availability of linked employer-employee data allows us to include it in our analysis. We assume that the firm's various organizational strategies impact the use of vacation leave. For example, if the firm has downsized during

the year, employees may be required to not use all their vacation leave entitlement. We focus on variables related to (1) adoption of flextime (2), reduction in the number of employees (downsizing), (3) greater reliance on temporary workers (4), increased demand for part time workers (5), increase in overtime use (6), greater reliance on job rotation, and (7) increased demand for external suppliers of products and services (subcontracting ).

Firm size is another variable that may influence the use of vacation leave (Maume (2006)). Theoretically, large firms are likely to have more formal human resource management than smaller ones. Therefore, we should expect that the larger firms meet vacation entitlement provisions more than smaller firms. However, large firms demand more from employees, particularly when they face strong competition in the marketplace. This may prevent employees using all their vacation leave. It is often observed that smaller firms have more difficulty organizing work and filling vacant positions during employee vacations. This undoubtedly has a repercussion on the use of their employees' vacation days. Firm size is measured in WES by the total number of employees. We define the following categories : small (less than 20 employees) ; medium (20 to 99) ; large (100 to 499) ; and very large (500 employees or more).

Lastly, it is important to consider the industry in which the firm operates. It is possible that employees use more vacation days in certain sectors than others. For example, employees in the finance and insurance sectors, who work for more competitive firms, use their vacation time less. Variables reflecting the North American Industry Classification System (NAICS) are available in WES.



## 5 Empirical specification

### 5.1 Determinants of vacation leave

Let  $V$  be the observed number of days of vacation leave for employee  $i \in (1, \dots, N)$  in firm  $j \in (1, \dots, J)$  at time  $t \in (1, \dots, T_i)$ . We assume that  $V$ , provided that the employee has or uses  $V_{ijt}$  paid vacation, is defined as follows :

$$V_{ijt}^k = X_{ijt}\beta^k + Z_{jt}\gamma^k + \theta_{ij}^k + \psi_j^k + \varepsilon_{ijt}^k \quad (1)$$

where  $V_{ijt}^k$  is a random variable denoting the number of vacation weeks of employee  $i$  in firm  $j$ ; with  $k = a$  (paid vacation),  $u$  (vacation used).  $X_{ijt}$  is a matrix containing the observable characteristics for employee  $i$  at time  $t$ ;  $Z_{jt}$  is a matrix of observable characteristics for workplace  $j$  to which the worker  $i$  is linked. We assume that  $X_{ijt}^k$  and  $Z_{jt}^k$  are not sufficient to capture all the differences between employees in the use of vacation and, therefore, we consider that unobserved characteristics may be represented by effects specific to individuals  $\theta_{ij}^k$  and firms  $\psi_j^k$ . Parameters  $\beta^k$  and  $\gamma^k$  are estimated for observable characteristics.  $\varepsilon_{ijt}^k$  is the statistical residual.

Worker effect can be interpreted as a measure of unobserved characteristics (e.g. different preferences, ability, motivation, ambition) that vary between employees and may affect the use of vacation leave. Workplace effect is a measure of firm-specific unobserved characteristics, common to all workers of the firm. For example, it can be interpreted as a measure of vacation leave policy paid to employees of the same firm.

Equation (1) is considered as a linear model. The choice of this model is justified for the following reasons : (1) the probability of having more than one unused vacation day during a period of time is small compared to the length of time interval (i.e. it is a decreasing probability), (2) the vacation days are dependent between them (from one year to another) conditional on observable characteristics and unobservable worker/firm effects,

and (3) the instantaneous probability of having more paid vacation is constant over the period<sup>24</sup>. Therefore, we exclude the use of a nonlinear model (e.g. Poisson model).

### 5.1.1 Identification and estimation

The identification of the worker and firm effects is made possible through the longitudinal and linked aspects of the data. Identification of the firm effect is based on the repeated observations on workers from the same firm. However, including pure worker unobserved heterogeneity is not possible because we do not observe worker mobility between firms in our data. Therefore, the identification of the worker effect is possible through the employer-employee relationship ( $\theta_{ij}$ ) because we have repeated observations of the same worker over time.

Worker and firm effects can be identified under fixed or random effects assumptions about the unobserved heterogeneity components. The fixed effect model arises when we can distinguish between firm and individual fixed effects, i.e. we should have to observe the same worker in different firms. However, our database does not follow workers moving from firm to firm; therefore we cannot treat both firm and individual effects as fixed. In this paper, we employ a mixed model in which worker and firm effects are treated as random. The structure of the mixed model allows for some correlation between the matrix of the worker and firm effects and time-varying observable characteristics. In other words, the mixed effects model imposes restrictions on the relationship between observable and unobservable variables. That is, this model is different from the random effect model. It should be noted that it is important to take into account both sources of heterogeneity in order to avoid the problem of spurious regressions due to multiple observations on the same worker over time and the same firm characteristics over its employees.

---

<sup>24</sup>If an employee is entitled to two weeks of paid vacation in a given year, he may have more than these two weeks the following year which depends on the choice of the firm.

## 5.2 Relationship between paid vacation and hours worked

In order to estimate the impact of paid vacation on hours worked, we consider the following specification :

$$H_{ijt} = V_{ijt}^k \alpha^k + X_{ijt} \beta^k + Z_{jt} \gamma^k + \theta_{ij}^k + \psi_j^k + u_{ijt}^k \quad (2)$$

where  $H_{ijt}$  is the number of annual hours worked for individual  $i$  at time  $t$ ;  $V_{ijt}^k$  is the number of paid vacation and vacation used;  $X_{ijt}$  and  $Z_{jt}$  are consecutively the matrixes of observable worker and firm characteristics. We assume that worker effect  $\theta_{ij}^k$ , firm effect  $\psi_j^k$ , and statistical residual  $u_{ijt}^k$  follow a normal distribution.

This specification is likely to be strongly biased because paid vacation leave is determined simultaneously with the hours worked. Thus, the assumption of exogeneity of the explanatory variable (paid vacation) may be violated. As the paid vacation is endogenous, the estimator obtained by OLS model is biased.

Unlike Altonji and Usui (2007) who use the least squares in two stages regression (2SLS), we use a mixed effects model that controls for unobserved heterogeneity in order to solve this problem of simultaneity. In our specification, we assume that paid vacation - the source of endogeneity - is constant over time. In fact, the variable used by Altonji and Usui (2007) as an instrument for paid vacation is seniority. However, the latter may be correlated with the unobserved effect specific to the firm  $\psi_j$  which can influence the paid vacation. In other words, firm effect, which can be interpreted as a measure of vacation leave policies paid to employees of the firm, could be correlated with seniority. For example, a firm may pay an employee more vacation days (i.e. more than the legal minimum of two weeks of vacation leave) depending upon the firm's paid vacation days policy. Thus, seniority is likely to be correlated with firm effect and probably with person effect. Solving the mixed equations simultaneously yield the Best Linear Unbiased Estimates (BLUE) of the fixed

effects and Best Linear Unbiased Predictors (BLUP) of the random effects. That is,  $\hat{\beta}$  and  $\hat{\gamma}$  are consistent and unbiased. The estimation procedures used are the same as specified in the last section.

### 5.3 Wage equation

In this section, we examine the relationship between paid vacation and hourly wages :

$$W_{ijt} = V_{ijt}^a \delta^a + X_{ijt} \beta^a + Z_{jt} \gamma^a + \theta_{ij}^a + \psi_j^a + \nu_{ijt}^a \quad (3)$$

where  $W_{ijt}$  is the (log) wage rate observed for individual  $i$  at time  $t$ ;  $V_{ijt}^a$  is the number of weeks of paid vacation.  $X_{ijt}$  and  $Z_{jt}$  are consecutively the matrixes of observable worker and firm characteristics.  $\delta$ ,  $\beta$  and  $\gamma$  are vectors of parameters to estimate. Worker effect  $\theta_{ij}^a$ , firm effect  $\psi_j^a$  and statistical residual  $\nu_{ijt}^a$  are normally distributed.

As in the empirical specification of hours worked, the wage equation is likely to be biased because paid vacation is simultaneously determined with wages, and therefore the assumption of exogeneity of the explanatory variable  $V_{ijt}^a$  may be violated. We use a mixed effects model in the same way as specified in section (5.1).

## 6 Results

To analyze the results, we take into consideration various categories of independent variables. We start with the results of the determinants of paid vacation and vacation used. It should be noted that the determinants of paid vacation and vacation used, i.e. the impact of individual characteristics (Table 1.VI), job and workforce characteristics (Table 1.VII), and firm characteristics (Table 1.VIII) on paid and used vacation refer to the same set of regression results. Then, we continue with the impact of paid vacation on vacation used. The relationship between vacation leave and hours worked follows. We conclude with an analysis

of the impact of paid vacation on wages. However, it should be mentioned that tables of results include both the mixed effects model and the OLS model in order to compare the results of those two specifications, and in order to compare between our results and those of Altonji and Usui (2007) who use the same OLS model.

## **6.1 Determinants of vacation leave**

### **6.1.1 Socio-demographic characteristics**

The impacts of individual characteristics on paid and used vacation are presented in table 1.VI in the appendix. The analysis shows that there is no difference between men and women in terms of paid vacation. Such a result is not surprising. In fact, women often hold more positions of responsibility, and those positions are often more profitable in terms of social benefits (e.g. vacation), which reduces the gap with men in terms of paid vacation. Within this context, Marshall (2006) finds that, in Canada, couples share family responsibilities more equitably, which may explain the convergence of used vacation between men and women.

It is no surprise that married employees and single-parent families are more likely to have more paid vacation and vacation used. This result indicates that increased family responsibilities will increase the probability of using more vacation time in order to spend more time with the family. As to the presence of children, contrary to our expectations, a negative and significant effect is observed in terms of paid vacation and vacation used. We think that children of school age will motivate parents to work more to ensure them of a better quality of education.

In terms of annual income, the effect is positive and significant. However, it is negligible for both paid and used vacation. We observe that income is not an important determinant, even when taking unobserved heterogeneity into account. One would think that the prospect of a higher income would motivate employees to work more or better in order to improve

their standard of living. In other words, the employee is financially motivated to spend more time at work. It is very probable that in our sample, a large percentage of employees did not obtain a salary raise.

With regard to health, one observes that being healthy has no effect on paid vacation. This confirms our expectations, although the health effect is less visible. However, we observe that this impact becomes positive and significant with used vacation, i.e., if the employee's health condition did not limit his/her work activities, the vacation leave increases significantly. This result is astonishing because we were expecting the opposite effect. It is probable that employees use their vacation more to relax even if they have no health problem. Age has a significantly positive effect on paid vacation and vacation used. This result is very logical because the number of vacation days to which an employee is entitled will increase with seniority. In addition, it is possible that older employees will use more vacation time. Lastly, to be an immigrant or black has no effect on paid vacation. These results match Maume's results (2006).

Finally, human capital variables reveal that paid and used vacations increase with seniority. The more stable the individual within the firm, the more he/she uses and enjoys paid vacations. We think that with seniority, the employee is less worried about job security with the employer and consequently is encouraged to use more vacation time. Professional experience is a factor that influences vacation leave. Our results demonstrate that paid and used vacations increase with experience. This result is different from Altonji and Usui's (2007) results, which point to a weak effect. This difference in results seems to indicate that, in Canada, vacations obtained with an employer are not lost when workers change employers. It is possible that employees in Canada have more unionized power than in the United States, allowing them to negotiate vacation leave in any new job. With regard to the level of education, we find that categories such as "Completed college or some university"

and "Bachelor or higher education completed" generate a positive and significant result. According to these findings, we can conclude that the higher the level of education, the more employees use and enjoy paid vacation. However, the effect is more substantial in the case of vacation used, particularly for the graduate studies category. Indeed, it is logical to believe that positions requiring a higher level of education are likely to include more paid vacation time, particularly since the impact of the category "Industrial training or other" on paid vacation and vacation used is negative and significant.

### **6.1.2 Job and workforce characteristics**

The results of the impact of job and workforce characteristics on vacation leave are presented in table 1.VII. The results show that part time workers have less paid vacation time. The ratio of used vacation time reveals a negative and significant effect. Conversely, the effect of regular work schedules (Monday to Friday) has a positive and significant effect on paid and used vacations, i.e., the more an employee works according to a regular schedule, the more he/she will obtain and use paid vacations. This conclusion is not surprising. Part time work is often less favourable in terms of social benefits. In addition, part time workers can use their free time to seek another job. Surprisingly, work on a flexible schedule has a negative and significant impact on vacation used. This is unexpected because flextime work is more popular, as it allows employees to balance work and family obligations. It appears that, by contrast to those who work according to a regular schedule, flextime employees are less restricted by a lack of time and enjoy more free time, so that they don't feel the need to use more vacation leave.

Being promoted, holding a supervisory position or belonging to a union are positively related to paid vacation and vacation used. Thus, paid vacation is positively linked to tasks requiring more responsibilities. For example, the supervisor has more responsibilities and therefore has the opportunity to enjoy more paid vacation time. Similarly, employees covered

by a collective agreement commonly have more social benefits (e.g., paid vacation).

With regard to workforce characteristics, we find that the greater the proportion of full time employees at a firm/business, the more paid and used vacations. Indeed, it is logical to assume that employers who have a higher proportion of full time employees offer more paid vacation time. We also find that unionization generally has a positive and significant impact on paid and used vacation weeks. It appears that employees have more paid vacation time when employers have a substantial proportion of unionized employees.

### **6.1.3 Firm characteristics**

Overall, the model reveals that the impact of organizational changes is significant only for some practices. The results show that “Greater reliance on temporary workers” has a negative effect on paid and used vacations. This result matches the one mentioned above with regard to part time workers in terms of employment characteristics. Of course, a greater number of part time employees reduces used vacation time, because such employees are more likely to use less vacation time. On the other hand, when employers “Increase overtime use”, we find it has a positive impact on paid vacation. It is conceivable that employers tend to provide more vacation time to employees who are willing to work more.

The results regarding firm size confirm our expectation that all other categories (20 to 99 employees, 100 to 499 employees and 500 employees or more) are positive and significant compared to smaller firms (less than 20 employees). Indeed, employees of larger firms have more paid and used vacation weeks than workers of smaller firms. This shows that firm size is an important determinant of paid vacation leave. A plausible explanation is that large firms are more likely to have formal human resource management practices. Accordingly, large firms have more legal requirements regarding vacation leave.



## 6.2 Impact of paid vacation on used vacation time

The results are presented in table 1.IX. The first line shows the estimates of OLS model. The results indicate that paid vacation has a positive impact on vacation used. The ratio is equal to 0.537 when independent variables are excluded. However, when we add a dichotomous variable indicating whether the worker has received paid vacation weeks or not, the ratio falls to 0.263. We speculate this reduction is linked to the difference between jobs that offer paid vacation leave and those that do not. Once socio-demographic characteristics are added, the ratio increases to 0.417.

A comparison between our results and those of Altonji and Usui (2007) shows a difference in the effect of paid vacation. According to Altonji and Usui (2007), an additional paid vacation week implies an increase of approximately one used vacation week. On the other hand, we find that an extra paid vacation week implies an increase of less than a week of vacation used. A possible explanation of this difference is that in certain firms, employees prefer to receive financial compensation by working the paid vacation days. This compensation is considered as additional income related to not using all one's vacation days. Another possible explanation is intertemporal substitution in the use of paid vacation time, given that in some provinces, employees have the right to carry forward a portion of their vacation days to the following year.

In taking into account unobserved employee and firm heterogeneity according to the mixed effects model, we observe that the impact of paid vacation on used vacation time diminishes in comparison with the OLS model (which yields lower ratios). This suggests that failure to correct for unobserved effects leads to an overestimation of the impact of paid vacation on vacation used.

### 6.3 Impact of vacation leave on hours worked

The results of the impact of paid vacation and vacation used on hours worked are presented in tables 1.X and 1.XI, respectively. We first consider the results with OLS model. In table 1.X, we find that an extra week of vacation used leads to a decrease of approximately 44.970 (column 4, line 3) in annual hours worked, i.e., the average number of annual hours worked is reduced by more than a week of work. In table 1.XI, we find that an extra week of paid vacation reduces the annual hours worked by 30.470 hours (column 4, line 1). We also find that the dichotomous variable indicating that the worker has or has not received paid vacation has a negative impact on the annual hours worked. In a comparison with Altonji and Usui's (2007) findings, the effect of vacation used is similar (they find a ratio of -45.436). By contrast, there is a difference in the effect of paid vacation (the ratio is -60.501).

Controlling for the unobserved characteristics of firms and employees, according to mixed effects model, we find that this reduction is only 28.570 hours worked for every extra used vacation week, and 22.520 hours worked for every extra paid vacation week. In other words, the above results are weak when controlled for unobserved effects. These results suggest that (1) employees who state that they use more vacation time do not work more hours, (2) there is a negative difference in the number of hours worked between employees who have received paid vacation leave and those who have not, and (3) the absence of control for unobserved effects leads to an overestimation of the impact of paid vacation leave on hours worked.

### 6.4 Impact of paid vacation leave on wages

In table 1.XII, we present separate results for the impact of paid vacation weeks on the hourly wages of full time and part time employees. The results show a positive relationship between paid vacation and wages for both categories of employees. The ratios are equal to

0.120 and 0.210 respectively for part time and full time employees with the mixed effects model. With the OLS model, the results are 0.221 and 0.334 respectively for part time and full time employees. This indicates that receiving more paid vacation time as a social benefit implies a higher salary.

The results of the model with a set of dichotomous variables, indicating the number of paid vacation weeks, are statistically negative for the category “0 and 1 week of paid vacation”. However, the relationship between paid vacation and wages is positive for the 3-weeks category, and it increases with the 5- to 6-weeks category. Notice that the 2-week category of paid vacation is the category of reference. It appears that jobs offering less paid vacation time provide lower wages.

Altonji and Usui (2007) find a similar result for the entire sample. They argue that if the worker must choose between a job that offers two weeks of paid vacation and no unpaid vacation leave, and another job offering one week of paid vacation with one week of unpaid vacation leave, the worker will find no difference between these two jobs if they offer the same annual salary. A possible explanation is the firms’ heterogeneity : some of the firms offer better salaries and benefits to attract employees on the job market or to reduce turnover rate.

## **6.5 Robustness check : 2SLS model**

### **6.5.1 Impact of paid vacation on used vacation time**

In this section, we use the least squares in two stages regression (2SLS), as in Altonji and Usui (2007), instead of the mixed effects model to deal with the endogeneity problem of paid vacation. The variable used by Altonji and Usui (2007) as an instrument for paid vacation is seniority. Table 1.XIII presents a robustness check for the effect of vacation weeks paid on vacation weeks used. The first line shows the OLS estimates of the coefficient of the regression of paid vacation on vacation used. When we use the same OLS model as

in Altonji and Usui (2007), we find the same trend in results : an additional week of paid vacation implies an increase of less than a week of vacation used (see section 6.2 for OLS model).

The second line estimates the 2SLS model. The estimation reflects the fact that paid vacation depends strongly on job tenure ; therefore, in this specification we use the seniority as the instrumental variable. We assume that seniority does not have a direct influence on vacation used given the amount of paid vacation. The results indicate that the ratio is equal to 1.069 when the independent variables are excluded. However, when we add a dichotomous variable indicating whether the worker has received paid vacation weeks or not, the ratio falls to 1.004. Once socio-demographic characteristics are added, the ratio falls to 1.001. Overall, the regressions of paid vacation on vacation used show that, on average, vacation used rises one-for-one with weeks of paid vacation.

We conclude that when we use the same methodology (OLS and 2SLS) as in Altonji and Usui (2007), we find the same results where an extra week of paid vacation implies an increase of approximately one week of vacation used. However, once we change the methodology by using a mixed effects model, we find that the impact of paid vacation on used vacation time diminishes in comparison with the OLS and 2SLS models. This suggests that our results are different from those of Altonji and Usui (2007) because we propose a different methodology.

### **6.5.2 Impact of paid vacation on hours worked**

Table 1.XIV presents the impact of weeks of paid vacation on hours measures. The results with the OLS model shows that an extra week of paid vacation reduces the annual hours worked by 30.470 hours (column 4, line 1). We also find that the dichotomous variable indicating whether the worker has or has not received paid vacation has a negative impact on the annual hours worked. In a comparison with Altonji and Usui's (2007) OLS model,

the effect of paid vacation is quite similar (they find a ratio of  $-25.013$ ). The second part of table 1.XIV presents the results with 2SLS model. The results show that the relation is more negative than the OLS model. Overall the results are very close to those of Altonji and Usui (2007) when we use the same 2SLS models to correct for the endogeneity problem of paid vacation. However, once we control for the unobserved characteristics of firms and employees, according to mixed effects model, we find that the relation is less negative than both OLS and 2SLS models.

The three models confirm that an extra week of paid vacation is associated with a reduction in hours worked with no offset or even a small reduction in the other dimensions of work hours. However, both OLS and 2SLS models tend to have a stronger effect than the mixed effects. This suggests the importance of taking into consideration the unobservable characteristics. For example, the employee unobserved heterogeneity might proxy for the preferences of the individuals regarding paid vacation, and the firm unobserved heterogeneity might proxy for the difference in leave policy between firms or the cost of vacation days to the firm. It also indicates that our results are different from those of Altonji and Usui (2007) because we propose a different methodology.

## 7 Conclusion

In this paper, we provide new evidence on the determinants of vacation leave and its relationship to hours worked and wages. Our framework is similar to Altonji and Usui (2007). However, our methodology improves the previous work in two ways (1) we extend the standard linear model to correct for the unobserved heterogeneity at both the individual and firm level, and (2) we use linked longitudinal employee-employer data, a unique nationally representative sample of workers and workplaces. The data used come from Statistics Canada's Workplace Employee Survey (WES) 1999-2005.

Using a mixed effects model to correct for both worker and workplace effects we find that annual hours of work fall by 29 hours for each additional week of vacation used. Results with OLS model show that annual hours of work fall by 45 hours, i.e. more than one week of full-time work. Our results with OLS model are similar to those found by Altonji and Usui (2007). That is, failure to correct for unobserved effects leads to overestimate the impact of paid vacation on hours worked by approximately 55%. Our model implies that reporting an extra week of vacation used translates less than one for one into reduction in weeks worked. These results suggest that the existence of unobserved effects - worker (i.e. different preferences in the use of vacation days) and workplace (i.e. different leave policy) - leads many employees, who report more weeks of vacation used, to work longer hours each year.

Our results also indicate that hourly wage rates are positively related to paid vacation. This leads us to believe that receiving more paid vacation in terms of benefits, is an indication of higher wages. A possible explanation is that the heterogeneity of firms implies that some of them adopt a high level of wages to attract employees on the job market or to reduce turnover rate.

We also find that vacation leave used is positively correlated with paid vacation. A comparison between our results and those of Altonji and Usui (2007) shows that there is a difference in the size of the effect of paid vacation. Altonji and Usui (2007) found that on average, vacation time used rises one-to-one with paid vacation. On the contrary, we find that an additional week of paid vacation implies an increase of less than a week of vacation used. A possible explanation for the difference in these results is the intertemporal substitution in the use of the amount of paid vacation in some Canadian provinces where employees are entitled to defer part of their vacation days for the following year.

The analysis shows that job stability has a significant impact. We find that seniority is

positively correlated with paid vacation and vacation used, i.e. the more stable employment the more the paid vacation is used. We also find that experience and union membership is positively associated with paid vacation and vacation used. Altonji and Usui (2007) find a small effect regarding the experience. This difference in results suggests that, in Canada, vacation leave seems to be determined to some extent by negotiation between the worker and the firm.

In future work, it would be interesting to truncate the distribution of the days of vacation leave in order to see if the determinants of vacation leave differ according to the amount of vacation days. Also, it would be interesting to study the episode of vacation leave, but it needs an appropriate data structure.

## 8 References

- [1] Abowd, J. M. and F. Kramarz (1999b), “Econometric Analyses of Linked Employer-Employee data”, *Labour Economics*, 6 (1) : 53-74.
- [2] Abowd, J. M., Kramarz, F. and S. Woodcock, (2008), “Econometric Analyses of Linked Employer-Employee Data”, In L. Matyas and P. Syvestre (Eds.), *The Econometrics of Panel Data : Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, 3rd ed., Chapter 22, pp. 729-762, Berlin : Springer.
- [3] Aguiar, M. and E. Hurst (2007), “Measuring Trends in Leisure : the Allocation of Time Over Five Decades”, *Quarterly Journal of Economics*, 122 (3) : 969-1006.
- [4] Alesina, A., Glaeser, E. and B. Sacerdote (2005), “Work and Leisure in the U.S. and Europe : Why so Different ?”, Working Paper No. 2068, Harvard Institute of Economic Research, United States.
- [5] Altonji, J. G. and E. Usui (2007), “Work Hours, Wages and Vacation Leave”, *Industrial and Labor Relations Review*, 60 (3) : 408-428.
- [6] Altonji, J. G. and J. Oldham (2003), “Vacation Laws and Annual Work Hours”, *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Research Department, États-Unis, Vol. 27, Third Quarter, pp. 19-29.
- [7] Becker, G. S. (1985), “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor”, *Journal of Labor Economics*, 3 (1) : S33-S58.
- [8] Blanchard, O. (2004), “The Economic Future of Europe”, *Journal of Economic Perspectives*, 18 (14) : 3-26.
- [9] Buckley, J. E. (1989), “Variations in Holidays, Vacations, and Area Pay Levels”, *Monthly Labor Review*, Division of Occupational Pay and Employee Benefit Levels, Bureau of Labor Statistics, United States, pp. 24-30.



- [10] Chikani, V., Reding, D., Gunderson P. and C. A. McCarty (2005), “Vacations Improve Mental Health Among Rural Women : The Wisconsin Rural Women’s Health Study”, *Wisconsin Medical Journal*, 104 (6) : 20-23.
- [11] Drolet, M. and R. Morissette (1997), “Working More? Working Less? What Do Canadian Workers Prefer?”, Working Paper No. 104, Statistics Canada.
- [12] Huffman, W. (2006), “Understanding Post-War Changes in U.S. Household Production : A Full-Income Demand-System Perspective”, Working Paper No. 06036, Department of Economics, Iowa State University, United States.
- [13] Hwang, H.-S., Mortensen, D. and W. R. Reed (1998), “Hedonic Wages and Labor Market Search”, *Journal of Labor Economics*, 16 (4) : 815–847.
- [14] Lang, K. and S. Majumdar (2004), “The Pricing of Job Characteristics When Markets Do Not Clear : Theory and Policy Implications”, *International Economic Review*, 45 (4) : 1111-1128.
- [15] Marshall, K. (2006), “Converging Gender Roles”, *Perspectives on Labour and Income*, Statistics Canada, 7 (7) : 5-19.
- [16] Maume, D. J. (2006), “Gender Differences in Taking Vacation Time”, *Work and Occupations*, 33 (2) : 161-190.
- [17] Osberg, L. (2003), “Understanding Growth and Inequality Trends : The Role of Labour Supply in the US and Germany”, *Canadian Public Policy*, 29 (s1) : 163-184.
- [18] Prescott, E. C. (2004), “Why Do Americans Work So Much More Than Europeans?”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Research Department, United States, 28 (1) : 2-13.
- [19] Pronovost, G. (2007), “Le Temps dans tous ses États : temps de travail, temps de loisir et temps pour la famille à l’aube du XXIe Siècle”, *Policy Matters*, Institute for

- Research on Public Policy, 8 (1) : 1-39.
- [20] Ray, R. and J. Schmitt (2007), “No-Vacation Nation”, Working Paper, Center for Economic and Policy Research, United States.
- [21] Human Resources and Skills Development Canada, (2006), *Annual Vacations with Pay*, Labor Law in Canada.
- [22] Rebitzer, J. B. and L. J. Taylor (1995), “Do Labor Markets Provide Enough Short-Hour Jobs? An Analysis of Work Hours and Work Incentives”, *Economic Inquiry*, 33 (2) : 257-273.
- [23] Senesky, S. (2004), “Testing the Intertemporal Labor Supply Model : Are Jobs Important?”, *Labour Economics*, 12 (6) : 749-772.
- [24] Staines, G. L. and J. H. Pleck (1986), “Work Schedule Flexibility and Family Life”, *Journal of Occupational Behaviour*, 7 (2) : 147-153.
- [25] Turcotte, M. (2007), “Time Spent with Family during a Typical Workday, 1986 to 2005”, *Canadian Social Trends*, Statistics Canada, 83 : 1-13.
- [26] Williams, C. (2004), “La génération Sandwich”, *L'Emploi et le Revenu en Perspective*, Statistique Canada, 16 (4) : 5-13.
- [27] Wisniewski, S. C. (1990), “Vacation Benefits and Lost Earnings Capacity”, *Journal of Forensic Economics*, 3 (2) : 91-93.
- [28] Wooden, M. and D. Warren (2008), “Paid Annual Leave and Working Hours : Evidence from the HILDA Survey”, *Journal of Industrial Relations*, 50 (4) : 664-670.

## 9 Appendix

### 9.1 Appendix A : Estimation

We rewrite equation (1) in matrix notation :

$$V = X\beta + Z\gamma + D\theta + F\psi + \varepsilon \quad (1.1)$$

where  $V$  is the  $N^* \times 1$  vector of vacation leave (for both paid vacation and vacation used);  $X$  is the  $N^* \times q$  matrix of observable worker characteristics;  $\beta$  is a  $q \times 1$  parameter vector;  $Z$  is the  $N^* \times p$  matrix of observable workplace characteristics;  $\gamma$  is a  $p \times 1$  parameter vector;  $D$  is the  $N^* \times N$  design matrix of the unobserved component for the worker effect;  $\theta$ , the  $N \times 1$  vector of worker effects;  $F$  is the  $N^* \times J$  design matrix of the unobserved component of the firm effect ( $J$  firms total);  $\psi$ , the  $J \times 1$  vector of firm effects;  $\varepsilon$  is the  $N^* \times 1$  vector of residuals; and  $N^* = \sum_{i=1}^N T_i$  is the total number of observations. It should be noted that  $N$  is the number of individuals;  $J$  is the number of firms;  $q$  and  $p$  are the number of time-varying variables, respectively;  $T_i$  is the number of observations on worker  $i$ .

The mixed model specification treats  $\beta$  and  $\gamma$  as fixed, and  $\theta$  and  $\psi$  as random. Estimation for  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma}, \hat{\theta}, \hat{\psi})$  involves two stages that are closely linked. In the first stage, we estimate the variance components of the random effects,  $\sigma_\theta^2$ ,  $\sigma_\psi^2$  and the error covariance  $G$  using the Restricted Maximum Likelihood (REML). In the second stage, we compute estimates of the fixed effects and Best Linear Unbiased Predictors (BLUP) of the random effects in the full model (1.1).

The model is identified under the following stochastic assumptions :

$$\begin{bmatrix} \theta \\ \psi \\ \varepsilon \end{bmatrix} \Bigg| X, Z \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_\theta^2 I_N & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\psi^2 I_J & 0 \\ 0 & 0 & G \end{bmatrix} \right) \quad (1.2)$$

where

$$G = \begin{bmatrix} V(\varepsilon_1) & 0 & \dots & & 0 \\ \dots & \dots & & & \dots \\ 0 & \dots & V(\varepsilon_i) & \dots & 0 \\ \dots & & & \dots & \dots \\ 0 & & \dots & 0 & V(\varepsilon_N) \end{bmatrix}$$

with

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_\theta^2 I_N & \\ & \sigma_\psi^2 I_J \end{bmatrix} \quad (1.3)$$

is the matrix of variance components.  $\hat{G}$  and  $\hat{R}$  denote the REML estimates of  $G$  and  $R$ .

Four important points should be made about the estimates for  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma}, \hat{\theta}, \hat{\psi})$ . First, mixed model solutions  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma}, \hat{\theta}, \hat{\psi})$  converge to the least squares solutions as  $|R| \rightarrow \infty$  with  $G = \sigma_\varepsilon^2 I_{N^*}$ . Hence the OLS estimator is a special case (Abowd and Kramarz (1999b)). Second, mixed effects model allows for some correlations between the random effects and observable characteristics,  $X_{ijt}$  and  $Z_{jt}$ , i.e. we do not assume that the design of the random effects ( $D$  and  $F$ ) is orthogonal to  $X$  and  $Z$  of the fixed effects  $\beta$  and  $\gamma$ . Third, Abowd and al. (2008) note that, since REML is based on the maximum likelihood principle, it inherits the consistency, efficiency, asymptotic normality, and invariance properties of maximum likelihood (ML). Finally, mixed effects specification allows to obtain unbiased estimators by assuming that the potential source of endogeneity is constant in time (i.e.  $\beta$  and  $\gamma$  are constant), and by controlling for both worker and firm unobserved heterogeneity.

## 9.2 Appendix B : Figures

Figure 1.1: Distribution of Vacation Weeks for Men in 2005

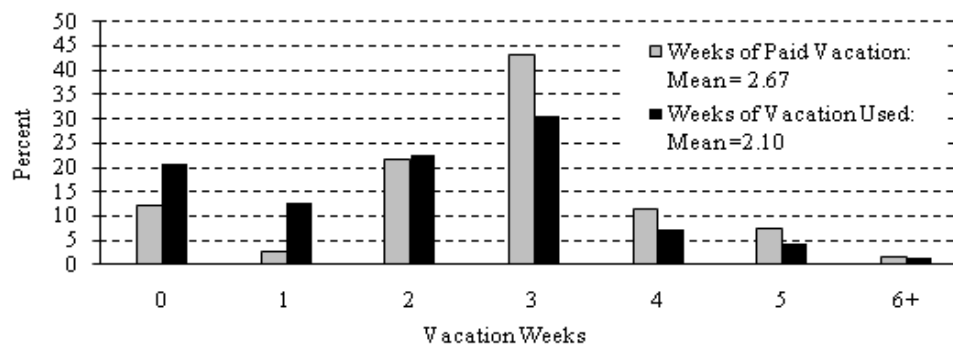


Figure 1.2: Distribution of Vacation Weeks for Women in 2005

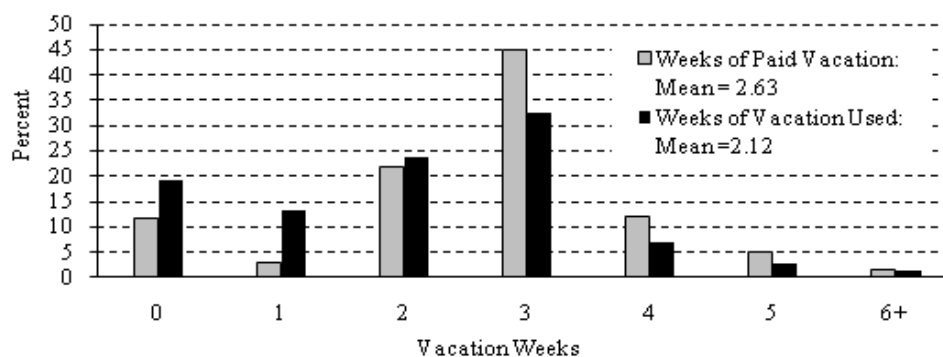
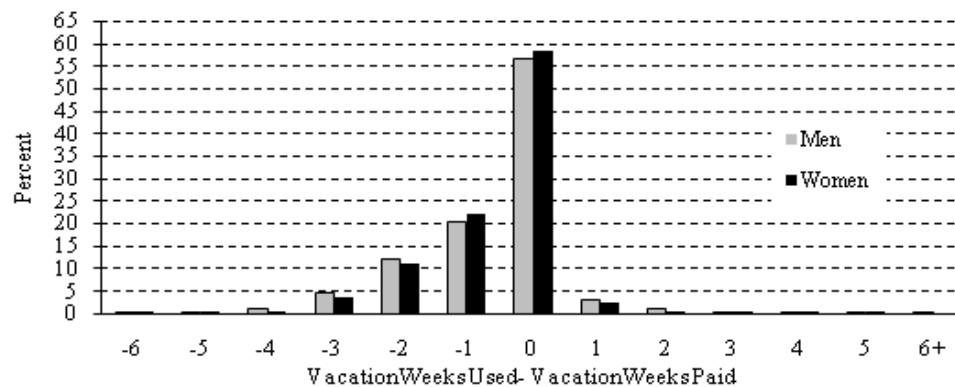


Figure 1.3: Distribution of Vacation Weeks used minus Vacation Weeks Paid in 2005



Source : Statistics Canada, Workplace Employee Survey (WES).

## 9.3 Appendix C : Tables

Table 1 : Proportion of employees with unused vacation in 2005

Variable	Man	Woman
<b>Highest level of education</b>		
Vocational diploma some college	29.52	20.46
Completed college or some university	34.98	46.39
Bachelor or higher education completed	29.10	26.20
Industrial training or other	6.38	6.93
Total (%)	100	100
<b>Work arrangement</b>		
Work part-time	5.30	17.29
Work regular hours	55.64	48.15
Work flexible hours	29.40	24.25
Work on a reduced workweek	3.34	3.75
Work on compressed work week schedule	6.29	6.54
Total (%)	100	100
<b>Occupations</b>		
Manager	20,11	10,43
Professional	13,08	19,78
Technician	50,58	33,06
Marketing/sales	3,00	9,89
Clerical/administrative	6,37	20,93
Production w/o certificate	6,86	5,90
Total (%)	100	100
<b>Workplace size</b>		
19 employees and less	26.09	24.48
20-99 employees	34.62	34.35
100-499 employees	21.11	18.93
500 employees and more	18.18	22.23
Total (%)	100	100
Number of observations	13,470	10,727

Table 1.IV : Summary statistics - Employees

Variable	1999		2005	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
<b>Socio-demographic characteristics</b>				
Women	0.521	0.499	0.522	0.499
Married	0.566	0.495	0.531	0.450
Black	0.011	0.105	0.010	0.102
Age	39.637	11.064	40.902	11.902
Immigrant	0.175	0.380	0.179	0.383
Number of children aged 0 to 18	0.779	1.040	0.680	0.987
Monoparental	0.127	0.333	0.118	0.323
Family Income	67993.080	55748.100	77033.62	54456.58
No activity limitation due to health issues	0.017	0.129	0.022	0.266
<b>Human Capital</b>				
Seniority	8.428	8.192	8.748	8.740
Experience	16.183	10.713	17.569	11.500
Vocational diploma some college	0.325	0.468	0.271	0.444
Completed college or some university	0.433	0.495	0.462	0.498
Bachelor or higher education completed	0.269	0.443	0.287	0.452
Industrial training or other	0.127	0.333	0.067	0.250
<b>Work arrangement</b>				
Work part-time	0.201	0.401	0.209	0.406
Work regular hours	0.709	0.453	0.683	0.465
Work from Monday to Friday	0.254	0.435	0.780	0.414
Work done at home	0.295	0.456	0.243	0.429
Work flexible hours	0.393	0.488	0.366	0.481
Work on a reduced workweek	0.139	0.346	0.069	0.253
Work on compressed work week schedule	0.085	0.279	0.080	0.271
<b>Occupation</b>				
Manager	0.147	0.354	0.126	0.332
Professional	0.160	0.366	0.171	0.377
Technician	0.393	0.488	0.408	0.491
Marketing/sales	0.082	0.275	0.079	0.271
Clerical/administrative	0.141	0.348	0.147	0.354
Production w/o certificate	0.074	0.263	0.066	0.248
<b>Promotion received</b>	0.381	0.485	0.376	0.484
<b>Supervise the work of other employees</b>	0.379	0.480	0.387	0.487
<b>Covered by a collective bargaining agreement</b>	0.280	0.449	0.261	0.439
Number of observations	23,540		24,197	

Table 1.V : Summary statistics - Employers

Variable	1999	
	Mean	Std. Dev.
<b>Changes in organisational practices</b>		
Adopted flexible time	0.158	0.365
Downsizing	0.087	0.282
Greater reliance on temporary workers	0.045	0.209
Greater reliance on part-time workers	0.096	0.295
Use overtime	0.080	0.271
Greater reliance on job rotation	0.149	0.357
Greater reliance on external suppliers	0.120	0.325
<b>Workplace size</b>		
19 employees and less	0.874	0.331
20-99 employees	0.108	0.310
100-499 employees	0.015	0.122
500 employees and more	0.002	0.047
<b>Industry</b>		
Natural resources	0.018	0.135
Primary product manufacturing	0.010	0.100
Secondary product manufacturing	0.017	0.130
Labour intensive tertiary manufacturing	0.030	0.173
Capital intensive tertiary manufacturing	0.023	0.150
Construction	0.077	0.266
Transportation	0.121	0.326
Communication and other utilities	0.012	0.111
Retail trade and consumer service	0.317	0.465
Finance and insurance	0.052	0.222
Real estate	0.043	0.203
Business services	0.112	0.316
Education and health services	0.140	0.347
Information and cultural industries	0.022	0.146
<b>Workforce characteristics</b>		
Proportion of full-time permanent employees	0.711	0.334
Proportion of part time permanent employees	0.288	0.334
Proportion of managers	0.165	0.221
Proportion of employees participating in union	0.051	0.194
Difficulty filling vacancies	0.126	0.332
Number of observations	6,271	



Table 1.VI : The effect of individual characteristics on weeks of vacation leave

<i>Explanatory Variable</i>	<i>Dependent Variable</i>			
	<i>Vacation used</i>		<i>Paid vacation</i>	
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>
	<i>OLS</i>	<i>Mixed effects</i>	<i>OLS</i>	<i>Mixed effects</i>
<b>Socio-demographic characteristics</b>				
Women	0.052*** (0.015)	-0.019 (0.010)	0.024 (0.013)	-0.012 (0.009)
Married	0.066*** (0.021)	0.116*** (0.010)	0.004 (0.016)	0.016 (0.009)
Black	0.022 (0.063)	-0.080*** (0.041)	0.063 (0.057)	-0.04 (0.036)
Age	0.034*** (0.006)	0.034*** (0.003)	0.044*** (0.006)	0.040*** (0.003)
Age squared	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Immigrant	-0.130*** (0.021)	-0.055*** (0.012)	-0.038** (0.015)	-0.008 (0.011)
Number of children aged 0 to 18	-0.037*** (0.008)	-0.041*** (0.004)	-0.037*** (0.007)	-0.022*** (0.004)
Monoparental	0.092*** (0.025)	0.094*** (0.014)	0.058*** (0.022)	0.036*** (0.012)
Family Income (000s)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
No activity limitation due to health issues	0.136*** (0.033)	0.098*** (0.012)	0.011 (0.027)	0.004 (0.011)
<b>Human Capital</b>				
Seniority	0.137*** (0.005)	0.135*** (0.002)	0.067*** (0.004)	0.050*** (0.002)
Seniority squared (/100)	-0.004*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Experience	0.018*** (0.003)	0.019*** (0.001)	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.001)
Experience squared (/100)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Vocational diploma some college	0.063*** (0.016)	0.028*** (0.008)	0.058** (0.015)	0.018*** (0.007)
Completed college or some university	0.145*** (0.014)	0.057*** (0.008)	0.070*** (0.013)	0.032*** (0.007)
Bachelor or higher education completed	0.328*** (0.018)	0.137*** (0.010)	0.173*** (0.016)	0.099*** (0.008)
Industrial training or other	-0.110*** (0.022)	-0.048*** (0.011)	-0.037*** (0.018)	-0.032*** (0.010)
Number of observations	131,818	131,818	131,818	131,818
Statistical significance : *=10% ; **=5% ; ***=1%.				
Standard error in parantheses.				
<i>Note</i> : We control for occupation (6), industry (14) and year (7).				

Table 1.VII : The effect of job and workforce characteristics on weeks of vacation leave

<i>Explanatory Variable</i>	<i>Dependent Variable</i>			
	<i>Vacation used</i>		<i>Paid vacation</i>	
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>
	<i>OLS</i>	<i>Mixed effects</i>	<i>OLS</i>	<i>Mixed effects</i>
<b>Work arrangement</b>				
Work part-time	-0.698*** (0.032)	-0.496*** (0.011)	-0.777*** (0.034)	-0.578*** (0.010)
Work regular hours	0.184*** (0.028)	0.146*** (0.009)	0.190*** (0.026)	0.111*** (0.008)
Work from Monday to Friday	0.112*** (0.025)	0.055*** (0.009)	0.060*** (0.024)	0.020** (0.008)
Work flexible hours	-0.079*** (0.016)	-0.054*** (0.006)	-0.044*** (0.013)	-0.022*** (0.005)
Work done at home	0.043*** (0.020)	0.045*** (0.008)	0.121*** (0.016)	0.085*** (0.007)
Work on a reduced workweek	0.030 (0.031)	0.034 (0.011)	-0.054 (0.032)	-0.072*** (0.010)
Work on compressed work week schedule	-0.021 (0.029)	-0.048 (0.012)	-0.025 (0.025)	-0.019 (0.010)
Promotion received	0.247*** (0.018)	0.217*** (0.008)	0.193*** (0.013)	0.162*** (0.007)
Supervise the work of other employees	0.029 (0.017)	0.063*** (0.007)	0.065*** (0.016)	0.079*** (0.006)
Covered by a collective bargaining agreement	0.364*** (0.022)	0.141*** (0.011)	0.383*** (0.023)	0.166*** (0.010)
Proportion of the workforce female	0.001 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001 (0.000)	0.003*** (0.000)
Proportion of full-time permanent employees	0.561*** (0.051)	0.359*** (0.023)	0.574*** (0.048)	0.337*** (0.020)
Proportion of part time permanent employees	-0.269*** (0.051)	-0.112*** (0.020)	-0.370*** (0.056)	-0.220*** (0.017)
Proportion of employees participating in union	0.401*** (0.032)	0.220*** (0.014)	0.458*** (0.029)	0.286*** (0.012)
Proportion of managers	-0.085 (0.047)	-0.071*** (0.014)	-0.098 (0.055)	-0.067*** (0.017)
Turnover rate	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Number of observations	131,818	131,818	131,818	131,818

Statistical significance : \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%.

Standard error in parantheses.

*Note* : We control for socio-demographic characteristics, occupation (6), industry (14) and year (7).

Table 1.VIII : The effect of firm characteristics on weeks of vacation leave

<i>Explanatory Variable</i>	<i>Dependent Variable</i>			
	<i>Vacation used</i>		<i>Paid vacation</i>	
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>
	<i>OLS</i>	<i>Mixed effects</i>	<i>OLS</i>	<i>Mixed effects</i>
<b>Changes in organisational practices</b>				
Adopted flexible time	-0.023 (0.033)	0.010 (0.011)	0.011 (0.030)	0.030*** (0.009)
Downsizing	0.078*** (0.027)	0.006 (0.009)	0.057*** (0.021)	-0.023 (0.008)
Greater reliance on temporary workers	0.047 (0.026)	0.064*** (0.013)	0.025 (0.023)	0.001 (0.011)
Greater reliance on part-time workers	-0.085*** (0.031)	-0.070*** (0.012)	-0.101*** (0.031)	-0.052*** (0.010)
Use overtime	-0.014 (0.028)	-0.003 (0.010)	0.029 (0.024)	0.015 (0.009)
Greater reliance on job rotation	-0.076*** (0.021)	-0.038*** (0.009)	-0.046*** (0.022)	-0.013 (0.008)
Greater reliance on external suppliers	0.006 (0.025)	-0.003 (0.011)	0.010 (0.027)	0.026 (0.009)
<b>Workplace size</b>				
20-99 employees	0.166*** (0.024)	0.241*** (0.014)	0.167*** (0.019)	0.204*** (0.013)
100-499 employees	0.385*** (0.029)	0.480*** (0.018)	0.343*** (0.027)	0.431*** (0.016)
500 employees and more	0.440*** (0.044)	0.614*** (0.024)	0.379*** (0.036)	0.582*** (0.021)
<b>Difficulty filling vacancies</b>				
	0.011 (0.018)	-0.010 (0.008)	0.033 (0.016)	0.014 (0.007)
Number of observations	131,818	131,818	131,818	131,818

Statistical significance : \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%.  
Standard error in parantheses  
*Note* : The reference category is 19 employees and less. We control for socio-demographic characteristics, occupation (6), industry (14) and year (7).

Table 1.IX : The effect of vacation weeks paid on vacation weeks used

<i>Estimation Method</i>	<i>Explanatory Variable</i>	<i>Control Variables</i>			
		<i>None</i>	<i>Add Demographic Variables</i>	<i>Add Seniority and Union</i>	
		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OLS</i>	Paid vacation	0.537*** (0.005)	0.263*** (0.005)	0.417*** (0.006)	0.375*** (0.006)
	1(VP > 0)	1.978*** (0.013)	1.978*** (0.013)	1.701*** (0.017)	1.742*** (0.014)
<i>Mixed effects</i>	Paid vacation	0.314*** (0.001)	0.129*** (0.001)	0.321*** (0.002)	0.299*** (0.002)
	1(VP > 0)	2.085*** (0.007)	2.085*** (0.007)	1.835*** (0.007)	1.852*** (0.001)
Number of observations		131,818	131,818	131,818	131,818

Statistical significance : \* = 10% ; \*\* = 5% ; \*\*\* = 1%.  
Standard error in parantheses.  
*Note* : VP is an indicator equal to one if a worker receives paid vacation.  
We control for occupation (6), industry (14) and year (7) in columns (3) and (4).

Table 1.X : The effect of vacation weeks used on hours measures

<i>Control Variables</i>	<i>Dependent Variable</i>			
	<i>Hours worked per week (1)</i>	<i>Overtime hours (2)</i>	<i>Maximum hours worked per week (3)</i>	<i>Annual hours worked (4)</i>
	<i>OLS</i>			
None	-0.869*** (0.055)	0.005 (0.017)	-1.375*** (0.072)	-45.201*** (2.909)
Add demographic variables	-0.858*** (0.057)	-0.003 (0.017)	-1.340*** (0.072)	-44.640*** (2.976)
Add seniority and union	-0.8643*** (0.062)	-0.020 (0.018)	-1.375*** (0.080)	-44.970*** (3.260)
	<i>Mixed effects</i>			
None	-0.600*** (0.027)	-0.046*** (0.006)	-0.897*** (0.036)	-31.24*** (1.449)
Add demographic variables	-0.564*** (0.028)	-0.032*** (0.006)	-0.829*** (0.037)	-29.34*** (1.492)
Add seniority and union	-0.549*** (0.029)	-0.037*** (0.006)	-0.814*** (0.037)	-28.57*** (1.506)
Number of observations	131,818	131,818	131,818	131,818

Statistical significance : \* =10% ; \*\* =5% ; \*\*\* =1%.  
Standard error in parantheses.  
Note : We control for occupation (6), industry (14) and year (7).

Table 1.XI : The effect of weeks of paid vacation on hours measures

<i>Explanatory Variable</i>	<i>Dependent Variable</i>		
	<i>Hours worked per week (1)</i>	<i>Overtime hours (2)</i>	<i>Maximum hours worked per week (3)</i>
			<i>Annual hours worked (4)</i>
		<i>OLS</i>	
Paid vacation	-0.585*** (0.066)	0.067*** (0.023)	-0.917*** (1.122)
1(VP > 0)	-2.334*** (0.319)	-0.095 (0.077)	-3.392*** (0.386)
			-30.470*** (5.176)
			-121.373*** (16.604)
		<i>Mixed effects</i>	
Paid vacation	-4.332*** (0.037)	0.030*** (0.008)	-0.642*** (0.048)
1(VP > 0)	-1.682*** (0.111)	-0.069*** (0.026)	-2.569*** (0.144)
Number of observations	131,818	131,818	131,818

Statistical significance : \* =10%; \*\* =5%; \*\*\* =1%.  
Standard error in parentheses.  
Note : VP is an indicator equal to one if a worker receives paid vacation.  
We control for socio-demographic characteristics, occupation (6), industry (14) and year (7).

Table 1.XII : The effect of weeks of paid vacation on the log of the hourly wage

Explanatory Variable	Part time workers		Full time workers	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	Mixed effects	OLS	Mixed effects
Paid vacation	0.221*** (0.039)	0.120*** (0.014)	0.334*** (0.019)	0.210*** (0.009)
1(VP>0)	0.145*** (0.110)	0.131*** (0.043)	0.641*** (0.066)	0.374*** (0.028)
VP=0	-0.188 (0.097)	-0.132*** (0.043)	-0.692*** (0.095)	-0.370*** (0.039)
VP=1	-0.021 (0.133)	0.043 (0.065)	-0.483*** (0.172)	-0.232*** (0.060)
VP=3	0.447*** (0.114)	0.180*** (0.047)	1.876*** (0.067)	0.563*** (0.026)
VP=4	0.368 (0.230)	0.376*** (0.088)	2.277*** (0.089)	0.679*** (0.038)
VP=5	1.369*** (0.384)	0.457*** (0.133)	1.908*** (0.114)	0.713*** (0.048)
VP=6+	3.398*** (0.180)	1.757*** (0.147)	2.800*** (0.102)	1.038*** (0.075)
Number of observations	16,563	16,563	93,672	93,672

Number of observations 16,563 16,563 93,672 93,672 93,672 93,672

Statistical significance : \* =10% ; \*\* =5% ; \*\*\* =1%.

Standard error in parantheses.

Note : VP is an indicator equal to one if a worker receives paid vacation. Columns contain dummy variables for each number of weeks of paid vacation, with VP=2 as the reference category.

We control for socio-demographic characteristics, occupation (6), industry (14) and year (7).

## 9.4 Appendix D : Robustness check (2SLS model)

Table 1.XIII : Robustness check : IV test for the effect of vacation weeks paid on vacation weeks used

<i>Estimation Method</i>	<i>Explanatory Variable</i>	<i>Control Variables</i>			
		<i>None</i>	<i>Add Demographic Variables</i>	<i>Add Seniority and Union</i>	
		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OLS</i>	Paid vacation	0.537*** (0.005)	0.263*** (0.005)	0.417*** (0.006)	0.375*** (0.006)
	1(VP > 0)	1.978*** (0.013)	1.701*** (0.017)	1.742*** (0.014)	
IV, Tenure Used VP as Instrument	Paid vacation	1.069*** (0.013)	1.004*** (0.019)	0.996*** (0.019)	
	1(VP > 0)	0.344*** (0.050)	0.722*** (0.039)		
Number of observations		131,818	131,818	131,818	131,818

Statistical significance : \* =10% ; \*\* =5% ; \*\*\* =1%.  
Standard error in parantheses.  
Note : VP is an indicator equal to one if a worker receives paid vacation.  
We control for occupation (6), industry (14) and year (7) in columns (3) and (4).



Table 1.XIV : Robustness check : IV test for The effect of weeks of paid vacation on hours measures

<i>Explanatory Variable</i>	<i>Dependent Variable</i>		
	<i>Hours worked per week (1)</i>	<i>Overtime hours (2)</i>	<i>Maximum hours worked per week (3)</i>
			<i>Annual hours worked (4)</i>
	<i>OLS</i>		
Paid vacation	-0.585*** (0.066)	0.067*** (0.023)	-0.917*** (1.122)
1(VP > 0)	-2.334*** (0.319)	-0.095 (0.077)	-3.392*** (0.386)
			-30.470*** (5.176)
			-121.373*** (16.604)
	<i>IV, Tenure Used VP as Instrument</i>		
Paid vacation	-1.117*** (0.237)	0.027 (0.048)	-1.168*** (0.412)
1(VP > 0)	-1.435*** (0.442)	-0.029 (0.090)	-3.366*** (0.821)
Number of observations	131,818	131,818	131,818

Statistical significance : \*=10%; \*\*=5%; \*\*\*=1%.

Standard error in parantheses.

Note : VP is an indicator equal to one if a worker receives paid vacation.

We control for socio-demographic characteristics, occupation (6), industry (14) and year (7).

## Essai 2

# Disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille dans les établissements canadiens : Déterminants et impact sur le salaire

### Résumé

Dans cet article, nous étudions les déterminants et l'impact sur le salaire de la disponibilité des pratiques d'aide à la gestion de l'équilibre travail-famille. Nous supposons que la provision des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille est coûteuse pour les entreprises, mais avantageuses pour les travailleurs. En théorie, il existe alors un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs avec de telles pratiques font face à une réduction implicite de leur salaire. Les données utilisées proviennent de l'enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 1999 à 2005 de Statistique Canada, une enquête longitudinale liée. Les résultats obtenus indiquent que les grandes firmes sont plus susceptibles d'offrir ces pratiques d'aide. Nous constatons également que la disponibilité des pratiques d'aide est associée à une réduction du salaire, i.e. il existe une prime salariale considérable liée à la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille. L'existence d'un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs font face à une réduction du salaire pourrait être expliquée par la théorie qui considère le salaire comme un échange partiel de cadeaux entre le travailleur et la firme (Akerlof (1982)). Selon cette théorie, les avantages sociaux dans une certaine mesure sont conçus comme un cadeau ou un signal que l'employeur se préoccupe de leurs responsabilités familiales et, en contrepartie, les employés sont prêts à payer pour les pratiques d'aide.

**Mots Clés :** Disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille, modèle probit simultané, équation de salaire, effets aléatoires corrélés, données liées employeur-employés.

**Classification JEL :** J13, J32, J70.

## 1 Introduction

La disponibilité des pratiques d'aide à la gestion de l'équilibre travail-famille constitue un élément important pour réduire les conséquences négatives engendrées par le conflit travail-famille. Par ailleurs, la disponibilité des pratiques d'aide sont coûteuses pour les entreprises (Heywood et al. (2007)). Ces auteurs argumentent que certaines pratiques d'aide sont associées à une réduction implicite des salaires des employés. L'objectif de cet article est donc d'analyser les déterminants de la disponibilité et l'impact sur le salaire de la disponibilité des pratiques d'aide suivantes : aide pour le gardiennage, soins aux aînés et assurance-maladie complémentaire<sup>25,26</sup>.

Les déterminants et l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide sur le salaire est un thème de recherche récent en économie du travail (Bloom et al. (2006) ; Budd et Mumford (2006))<sup>27</sup>. Les coûts liés à la conciliation entre la carrière et la famille représentent un défi de taille pour un bon nombre d'employés qui essayent de les minimiser. Pourtant, nous connaissons peu de choses sur les déterminants de la disponibilité des pratiques d'aide

---

<sup>25</sup>Le régime d'assurance-maladie complémentaire fait partie des avantages sociaux et sert de complément à la couverture offerte par les régimes provinciaux d'assurance-santé.

<sup>26</sup>Le régime d'assurance-maladie complémentaire participe à l'objectif d'assurer une meilleure conciliation travail-famille parce qu'elle peut toucher tous les membres de la famille de l'employé. Cette pratique d'aide lorsqu'elle vise les personnes à charge, peut aider l'employé à favoriser la conciliation des responsabilités professionnelles et familiales tout en offrant aux travailleurs plus de sécurité et de tranquillité d'esprit. Elle permet de contribuer à la santé physique et mentale des employés et des personnes à leur charge (RHDSC (2000)). Cette pratique peut aussi avoir un impact sur la décision du travail des membres de la famille. Par exemple, si le conjoint de l'employée travaille à temps-partiel et est couvert par l'assurance maladie complémentaire de sa conjointe, ceci peut être bénéfique pour les deux parents qui travaillent.

<sup>27</sup>Le phénomène d'équilibre travail-famille a été analysé essentiellement dans des domaines tels que la sociologie, la psychologie et la gestion. Greenhaus et Beutell (1985) identifient trois sources possibles du déséquilibre travail-famille : (1) le manque de temps, (2) l'absence de support aux familles, et (3) les comportements de certains individus qui sont incompatibles avec ceux des autres membres de la famille ou ceux des collègues au travail (e.g. l'autorité, l'impersonnalité, etc.). La différence entre hommes et femmes dans le conflit travail-famille peut être le résultat des normes sociales (Duxbury et Higgins (1991)). Frone et al. (1997) étudient l'impact d'un conflit travail-famille sur la santé des employés. Ils trouvent que le conflit émanant des raisons familiales augmente la dépression et conduit aux problèmes de santé et à une tension entre les collègues au travail. Par contre, le conflit provenant du travail amène les individus à augmenter leurs consommations d'alcool.

ainsi que son impact sur le salaire des employés. Plusieurs recherches montrent que les responsabilités familiales influencent négativement la capacité des travailleurs d'accepter de plus grandes responsabilités professionnelles (e.g. Greenhaus et Beutell (1985)). Le soutien de l'employeur pour l'harmonisation des responsabilités professionnelles et personnelles a pour effet d'accroître l'engagement des employés. En effet, la mesure dans laquelle les milieux de travail favorisent le perfectionnement des travailleurs est de leur offrir des pratiques d'aide qui minimise le conflit travail-famille<sup>28</sup>.

Malgré que les entreprises soient de plus en plus conscientes du rôle important des pratiques d'aide dans la vie professionnelle des travailleurs, plusieurs raisons justifient l'existence d'un doute d'une émergence d'un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs bénéficiant de telles pratiques font face à une réduction implicite de leur salaire. Donc en effet, la théorie économique prédit que le salaire est généralement plus élevé dans les milieux de travail où les conditions de travail sont beaucoup plus risquées (Rosen (1974)). Cet auteur justifie un tel phénomène par l'existence d'un marché implicite dans lequel les caractéristiques sont avantageuses pour les travailleurs mais coûteuses pour les entreprises. Comme conséquence, le salaire est plus bas lorsque les emplois sont plus bénéfiques en termes des avantages sociaux.

Ce résultat va dans le même sens que la théorie hédonique des salaires qui dit que deux emplois qui diffèrent selon leurs bénéfices vont offrir des salaires différents. Dans ce contexte, les pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille pourraient être considérées comme des avantages pour les travailleurs mais comme des coûts pour les entreprises<sup>29</sup>. Donc, nous

---

<sup>28</sup>Selon une étude de Institute for the Study of Labor (2011), environ un tiers des mères qui travaillent (et environ la moitié de celles qui ont un niveau d'éducation supérieur) ont un certain degré de flexibilité dans leurs horaires de travail. Les pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille, sont plus fréquentes pour les mères qui possèdent un niveau de qualification élevée dans leur travail. Par exemple, une mère sur trois a la possibilité de travailler à domicile. L'étude conclut que les pratiques d'aide sont des instruments clés pour atténuer la pénurie de main-d'œuvre qualifiée.

<sup>29</sup>Il est clair que les pratiques d'aide à l'équilibre travail-vie produisent des avantages importants tels que la diminution des coûts liés à l'absentéisme, à l'augmentation de la rétention du personnel, et à la diminution

supposons qu'il existe un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs bénéficiant de telles pratiques font face à une réduction implicite de leur salaire.

Plusieurs études vérifient l'hypothèse selon laquelle la disponibilité des pratiques d'aide est associée à une réduction dans le salaire. Heywood et al. (2007) trouvent que certaines pratiques d'aide sont associées à une réduction des salaires des travailleurs. Ils argumentent que les firmes attirent les employés qui acceptent implicitement une réduction des salaires pour couvrir les coûts de la disponibilité des pratiques d'aide. Ils notent que ce coût implicite dans les salaires des employés peut inciter le gouvernement<sup>30</sup> à intervenir en exigeant un taux de disponibilité des pratiques d'aide plus élevé dans les milieux de travail. Dans le même ordre d'idées, Baughman et al. (2003) trouvent que l'horaire de travail flexible et le service d'aide pour le gardiennage sont associés à une réduction dans les salaires. Par contre, Gariety and Shaffer (2001) trouvent un effet positif des pratiques d'aide sur les salaires. Ils notent que la disponibilité des pratiques d'aide augmente la productivité des entreprises qui récompensent leurs employés en donnant un salaire plus élevé. Finalement, Johnson et Provan (1995) trouvent que la disponibilité des pratiques n'a pas d'effet sur le salaire. Ils argumentent que le taux modeste de la disponibilité d'aide au gardiennage suggère qu'une bonne partie des entreprises n'offrent pas directement cette pratique, mais elles offrent plutôt des informations et des programmes d'orientation qui peuvent aider l'employé à trouver des

---

du stress dans les milieux de travail. Par contre, il est difficile d'évaluer les coûts liés à l'implantation des pratiques d'aide. Lero et al. (2009) présente un examen structuré sur les coûts et les avantages des pratiques de conciliation travail-vie. Ils trouvent qu'il est difficile d'évaluer directement les coûts des pratiques d'aide. Ils argumentent qu'il est essentiel d'attribuer des valeurs financières aux coûts, aux économies de coûts, et aux avantages pour calculer le rendement financier du capital investi dans les pratiques d'aide. Les coûts de ces pratiques doivent donc inclure les avantages financiers ou l'amélioration du rendement des employés. Par exemple, la réduction de l'absentéisme doit être évaluée pour établir les coûts réels de l'implantation des pratiques d'aide. Pour calculer donc le rendement du capital investi dans ces pratiques, il faut examiner le lien entre les coûts (exprimés en valeur monétaire) et les avantages directs et indirects (exprimés en valeur monétaire), ce qui implique trois types d'analyse : 1) une analyse coût-avantage, 2) une analyse coût-efficacité, et 3) une analyse coût-utilité.

<sup>30</sup>Ses politiques pourraient aider à promouvoir l'égalité entre les employés dans les milieux de travail et plus particulièrement dans l'équilibre travail-famille.

programmes de garde d'enfants.

En ce qui concerne les déterminants des pratiques d'aide, Budd et Mumford (2006) trouvent que les pratiques d'aide ne sont pas disponibles dans la plupart des entreprises. Ils trouvent également que les employés n'ont pas les mêmes facilités d'accès car certains d'entre eux n'ont que peu ou pas d'accès à ces pratiques et les gouvernements doivent porter une attention aux politiques qui aident les travailleurs à profiter plus équitablement de ces pratiques. Dans le même ordre d'idées, Gray et Tudball (2002) trouvent que le taux de disponibilité des pratiques d'aide est encore modeste dans la plupart des milieux du travail. Ils montrent que les gestionnaires, les professionnels et les administrateurs ont plus d'accès aux programmes d'aide d'équilibre travail-famille. Ils mentionnent que les gouvernements doivent se pencher sur des politiques qui favorisent une meilleure disponibilité des pratiques d'aide pour toutes les catégories d'employés, peu importe l'occupation, le statut et le niveau d'éducation du travailleur. Bloom et al. (2010) constatent que les entreprises qui ont une proportion plus élevée de travailleurs qualifiés et des femmes gestionnaires offrent plus de pratiques d'aide. Ils argumentent que les entreprises doivent offrir les pratiques d'aide pour éviter de perdre des employés constituant une ressource précieuse pour l'entreprise<sup>31</sup>.

Dans cet article, nous analysons les déterminants de la disponibilité des pratiques d'aide d'équilibre travail-famille et vérifions l'impact de ces pratiques sur les salaires des travailleurs. Plus précisément, les objectifs suivants sont abordés : (1) examiner les caractéris-

---

<sup>31</sup>Dans un autre ordre d'idées, plusieurs études s'intéressent au rôle des pratiques de ressources humaines et à la disponibilité d'un horaire de travail flexible. Bloom et al. (2006) montrent que ces pratiques (e.g. heures de travail plus flexibles, aider les parents dans les soins des enfants, etc.) aident bien les employés à concilier la vie professionnelle avec la responsabilité familiale. Ils trouvent que la productivité ne change pas avec ces pratiques mais elle est désirable du point de vue social. Ferrer et Gagné (2006) montrent que (1) les heures de travail flexibles ne sont pas la première priorité chez les travailleurs pour améliorer l'équilibre travail-famille, (2) les femmes cherchent plus d'emplois qui offrent la possibilité de travailler à partir de leur domicile (télétravail), et (3) la disponibilité de ces pratiques dépend de la taille de la firme, des secteurs d'activités et d'occupation. Par contre, Evans (2002) suggère qu'un horaire de travail flexible aide davantage les femmes à améliorer l'équilibre travail-famille et permet un partage plus équitable des tâches familiales entre les hommes et les femmes.

tiques des entreprises et des employés lorsque les pratiques d'aide suivantes sont disponibles : l'aide pour le gardiennage, les soins aux aînés et l'assurance-maladie complémentaire ; et (2) vérifier si la disponibilité des pratiques d'aide a un impact sur les salaires. Cette analyse offre un portrait qui permet de comparer les déterminants de chacune de ces trois pratiques d'aide. En outre, l'analyse des types de pratique d'aide procurant plus d'impact sur le salaire pourrait être utile à un gouvernement qui cherche à intervenir dans une pratique spécifique.

Nous utilisons, dans un premier temps, une méthodologie similaire à celle de Budd et Mumford (2006) qui ont estimé les déterminants de certaines pratiques d'aide par un modèle probit sur des données en coupe transversale. Sur le plan méthodologique, notre étude contribue à la littérature existante du fait que nous estimons un modèle probit simultané tout en permettant aux effets employés/firmes d'être corrélés à travers les différents modèles. Cela nous permet de tester la corrélation entre la disponibilité des pratiques d'aide dans un même lieu du travail. Nous contribuons également par la prise en compte de l'hétérogénéité non observée dans l'équation du salaire. Nous faisons recours aux variables instrumentales à cause du caractère endogène de la décision de la firme. L'offre de la pratique d'aide par la firme dépend d'une décision de celle-ci, il est donc possible que les firmes qui offrent le plus de pratiques d'aide soient également celles qui agissent sur le salaire des employés.

Les données sont tirées de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) menée par Statistique Canada de 1999 à 2005, une enquête longitudinale qui contient des informations sur les employeurs et les employés. L'EMTE offre plusieurs avantages : (1) on peut distinguer entre la disponibilité et l'utilisation des pratiques d'aide, (2) les informations sont représentatives pour les établissements et les travailleurs canadiens, (3) la nature liée de l'enquête permet de contrôler pour l'hétérogénéité non observée au niveau des firmes et, finalement, (4) le caractère longitudinal permet de prendre en considération l'hétérogénéité non observée au niveau des employés.

Les résultats obtenus indiquent que les grandes firmes sont plus susceptibles d'offrir ces pratiques d'aide. Nous constatons également que la disponibilité des pratiques d'aide est associée à une réduction du salaire, i.e. il existe une prime salariale considérable liée à la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille. L'existence d'un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs font face à une réduction du salaire pourrait être expliquée par la théorie qui considère le salaire comme un échange partiel de cadeaux entre le travailleur et la firme (Akerlof (1982)). Selon cette théorie, les avantages sociaux dans une certaine mesure sont conçus comme un cadeau ou un signal que l'employeur se préoccupe de leurs responsabilités familiales et, en contrepartie, les employés sont prêts à payer pour les pratiques d'aide.

La suite de l'article s'organise de la façon suivante. La section 2 présente le cadre conceptuel. La section 3 décrit les données et présente quelques statistiques descriptives. Nous poursuivons dans la section 4 avec la spécification empirique utilisée. Les résultats de l'estimation sont commentés dans la section 5. Finalement, la section 6 conclut.

## 2 Cadre conceptuel

Il est bien connu que les gouvernements accordent une importance accrue aux politiques et aux pratiques d'aide qui favorisent une meilleure conciliation travail-famille (RHDSC<sup>32</sup> (2000)). Les multiples rôles que l'individu doit jouer dans la société (travailleur, conjoint et responsable de soins des aînés) peuvent mener à un conflit entre les obligations familiales et la vie professionnelle (St-Onge et al. (2002)). Le conflit travail-famille est un enjeu important pour les entreprises à cause des coûts associés à la non-satisfaction au travail (Duxbury et Higgins (2003)) et à l'augmentation du taux d'absentéisme (Vistnes (1997)). En effet, les entreprises s'intéressent aux pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille en raison des

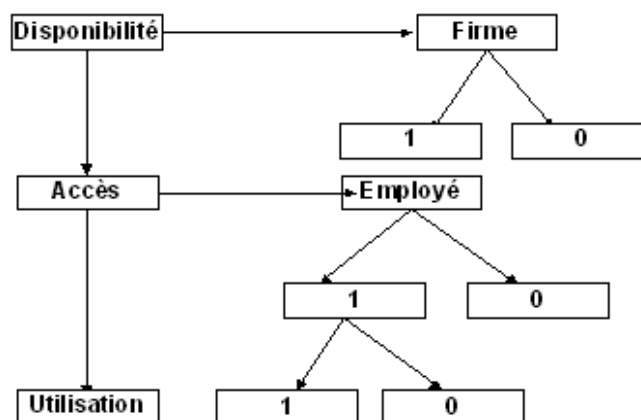
---

<sup>32</sup>Ressources Humaines et Développement Social Canada.



avantages qu'elles peuvent tirer, par exemple la diminution du taux de roulement et le taux d'absentéisme (Varuhas et al. (2003)), augmentation du niveau de satisfaction (Salzstein et al. (2001)). Concernant les pratiques d'aide, nous pouvons penser à la structure suivante :

Figure 2.1 : Lien entre la disponibilité, l'accès et l'utilisation des pratiques d'aide



La firme peut offrir ou non les pratiques d'aide. Si elle offre, l'employé peut avoir accès ou non aux pratiques d'aide. Budd et Mumford (2006) trouvent que l'accès diffère selon le secteur d'activité, la catégorie socioprofessionnelle et les caractéristiques de l'établissement. Finalement, si l'employé a accès aux pratiques d'aide, il peut décider de les utiliser ou non. Dans ce contexte, nous nous concentrons sur la disponibilité des pratiques d'aide. La disponibilité des pratiques d'aide devient une nécessité pour les employés<sup>33</sup>, pour lesquels la demande aux programmes d'aide à la gestion de l'équilibre travail-famille a augmenté. Beaucoup d'études ont mis en évidence l'importance des pratiques d'aide (Gray et Tudball (2002) ; Evans (2002) ; Budd et Mumford (2006) ; Ferrer et Gagné (2006) ; Heywood et al. (2007)). Par exemple, Gray et Tudball (2002) argumentent que le gain que l'employé peut avoir dépend du niveau de disponibilité des pratiques d'aide. Il arrive que l'entreprise offre les pratiques d'aide comme un moyen pour attirer certaines catégories d'employés (i.e. elle peut influencer l'offre du travail). L'entreprise peut aussi offrir les pratiques d'aide comme une pratique des ressources humaines visant à améliorer la performance (Bloom et al. (2010)).

<sup>33</sup>Les changements démographiques (e.g. vieillissement de la population active) et les transformations dans les milieux du travail (e.g. progrès économiques rapides) exigent davantage de l'employé et affectent ses préférences pour les heures de travail (e.g. demande accrue pour le service d'aide au gardiennage etc.).

Les caractéristiques des entreprises peuvent jouer un rôle dans la disponibilité des pratiques d'aide. En fait, le niveau de disponibilité peut varier entre différentes entreprises. Certaines d'entre elles pourraient par exemple les offrir seulement aux gestionnaires comme un avantage supplémentaire. Le niveau de disponibilité pourrait aussi être différent selon le secteur d'activité, la catégorie socioprofessionnelle, l'ancienneté, les caractéristiques de la main-d'œuvre, etc. L'entreprise peut décider d'offrir les pratiques d'aide à une certaine catégorie d'employés. Nous pouvons considérer que les entreprises de haute technologie pourraient offrir plus certaines pratiques d'aide à cause de la pénurie de la main-d'œuvre dans ce secteur.

Le coût associé à l'implantation des pratiques d'aide<sup>34</sup> pourrait être un obstacle pour les entreprises décidant de les offrir (Chaykowski (2006)). Pour certaines firmes, le gouvernement doit intervenir à cause des contraintes technologiques (e.g. le coût d'implantation de nouvelles technologies ou de nouveaux produits) qui pourraient les empêcher d'améliorer la disponibilité des programmes d'aide aux employés et à leurs familles (Ferrer et Gagné (2006)). En fait, le gouvernement porte une attention à ce sujet parce que le manque des pratiques d'aide peut entraîner des conséquences néfastes sur la santé physique et mentale des employés et, par la suite, peut engendrer une augmentation des dépenses du système de santé (Duxbury et al. (1999)) et une diminution de la contribution au produit intérieur brut (PIB).

Il existe plusieurs raisons susceptibles d'expliquer le lien entre le salaire et les pratiques d'aide. Parmi ces raisons, notons l'effet de revenu (Gunderson et Hyatt (2001)), la profitabilité des firmes (Arthur et Cook (2004)), la performance de l'entreprise (Perry-Smith et Blum (2001)). Cependant, les firmes diffèrent dans leur capacité à supporter les coûts

---

<sup>34</sup>Dans le même ordre d'idées, Bloom et al. (2010) notent que les entreprises supportent des coûts importants pour la mise en œuvre des pratiques d'aide, alors que les rendements de ces dernières reviennent à la fois aux entreprises et aux travailleurs. Ceci peut créer une divergence dans les rendements privé et social qui entraîne un problème de sous-investissement dans les pratiques d'aide.

associés aux pratiques d'aide à cause de l'hétérogénéité du niveau des pratiques offertes (Duncan et Stafford (1980)). Ces derniers auteurs trouvent également qu'un équilibre hédonique pourrait s'établir dans les entreprises offrant une certaine flexibilité dans les horaires des travailleurs. Heywood et al. (2007) argumentent que même si les bénéfices d'offrir les pratiques d'aide sont plus élevés que les coûts, les firmes essayent de récompenser ce coût en diminuant implicitement les salaires.

### 3 Données

Les données utilisées proviennent de l'EMTE<sup>35</sup> de Statistique Canada, une enquête longitudinale des entreprises et des travailleurs du secteur privé de 1999 à 2005. Cette enquête porte sur environ 6,500 établissements de différents secteurs d'activités et relie l'information sur les changements qui touchent les employés (salaires, stabilité de l'emploi, formation, etc.) avec ceux qui se produisent dans les entreprises (pratiques de gestion des ressources humaines, innovation, utilisation de la technologie, etc.). Notons que l'enquête ne couvre pas les établissements qui sont au Yukon, aux territoires du Nord-Ouest et au Nunavut, ainsi que l'administration publique, les industries de l'élevage, pêche, chasse et piégeage.

Les établissements échantillonnés sont ceux ayant des employés rémunérés en mois de mars de l'année de l'enquête. Ces établissements sont suivis au fil du temps et des échantillons de nouveaux milieux de travail sont ajoutés tous les deux ans<sup>36</sup> afin de maintenir un échantillon représentatif. La base de données pour la partie "employé" porte sur environ 24,000 salariés. Ces derniers sont échantillonnés à partir des listes fournies par chaque employeur. Un maximum de vingt quatre employés sont échantillonnés. Pour les milieux de

---

<sup>35</sup>Il s'agit d'une base de microdonnées à accès restreint. Les données de l'enquête sont appariées, i.e. les informations sur les établissements et leurs salariés sont liées.

<sup>36</sup>L'enquête consiste à suivre l'échantillon initial choisi en 1999 et Statistique Canada l'enrichit à intervalles de deux ans d'un échantillon de nouveaux établissements.

travail de moins de quatre employés, tous les employés sont sélectionnés. La population des employés est suivie sur une période de deux ans maximum. En fait, il est difficile d'intégrer de nouveaux établissements à l'échantillon car les employés changent de milieu de travail. Bref, l'EMTE est représentative des employés seulement dans les années de rééchantillonnage<sup>37</sup> (1999, 2001, 2003 et 2005).

### 3.1 Statistiques descriptives

La figure 2.2 en annexe représente la disponibilité des pratiques d'aide selon le sexe respectivement en 1999 et 2005. Nous trouvons que la proportion des hommes est légèrement supérieure à celle des femmes dans les milieux du travail qui offrent les pratiques d'aide. Par ailleurs, nous remarquons que cette proportion n'a pas considérablement variée entre 1999 et 2005. La seule différence se trouve au niveau des soins aux aînés qui sont disponibles plus aux femmes qu'aux hommes en 2005 par rapport à 1999. La figure 2.3 quant à elle fournit la disponibilité des pratiques d'aide selon le statut d'employé respectivement en 1999 et 2005. Nous trouvons que ces pratiques d'aide sont disponibles pour 90% des employés à temps plein dans les firmes qui offrent ces pratiques en 1999, alors que le pourcentage pour les employés à temps partiel se situe autour de 12%. On trouve les mêmes résultats en 2005.

Le tableau 2.I en annexe présente la proportion d'employés disant que la firme offre de la pratique d'aide pour les années de rééchantillonnage de 1999, 2001, 2003 et 2005. Nous remarquons que la disponibilité des pratiques d'aide pour le gardiennage et les soins aux aînés ne sont pas répandues, celle l'assurance-maladie complémentaire qui est disponible pour la plupart des employés. Nous trouvons que la pratique d'aide pour le gardiennage est disponible pour 5,6% et 7,6% des employés respectivement en 1999 et 2005. Budd et Mumford (2006) trouvent un résultat similaire pour cette pratique dans les milieux du

---

<sup>37</sup>L'échantillon initial contient 23,540 employés en 1999. Les travailleurs sont rééchantillonnés à partir des mêmes milieux de travail en 2001.

travail en Grande-Bretagne. Heywood et al. (2007) trouvent que le taux de disponibilité des pratiques d'aide varient entre 4% et 32,5% en Grande-Bretagne. Plus récemment, Bloom et al. (2010) trouvent que la disponibilité de la pratique d'aide pour le gardiennage atteint 5,3% en Allemagne, 60% en France, 3,6% en Grande-Bretagne, et 7,6% aux États-Unis.

Les différences dans la disponibilité des pratiques d'aide entre les employés peuvent être séparées en composante liée à la variation entre les lieux de travail (variation inter-firmes) et la composante due aux différences entre les employés qui travaillent dans le même lieu de travail (variation intra-firme). Si tous les employés dans un même lieu de travail ont la même disponibilité des pratiques d'aide, la variation à l'intérieur de la firme dans ce cas est nulle. Par contre, s'il n'y a pas de corrélation entre les employés travaillant dans le même lieu de travail, le degré de la variation dans les composantes intra et inter-firmes sera le même. Le degré de la variation dans la disponibilité des pratiques d'aide peut se mesurer par l'écart-type. Plus l'écart type est élevé, plus le degré de variation est grand<sup>38</sup>. Le tableau 2.II présente une analyse de ces composantes pour tout l'échantillon. Par exemple, la décomposition de la variance de la disponibilité d'aide pour les soins aux aînés en composantes intra et inter-firmes montre que l'écart-type de la variation inter-firmes est égale à 0,123 alors que le terme intra-firme est égal à 0,243. Cela indique que la variation entre travailleurs ayant des soins aux aînés est plus grande à l'intérieur de la firme qu'entre les firmes. Autrement dit, deux employés pris dans différentes firmes ont une probabilité plus grande d'avoir la pratique d'aide pour les soins aux aînés que deux autres employés d'une même firme. Cette analyse, qui montre l'existence des différences entre travailleurs à

---

<sup>38</sup>Gray et Tudball (2002) donnent le développement suivant pour les deux composantes : si la disponibilité des pratiques d'aide de l'individu  $i$  dans le milieu du travail  $j$  est donnée par  $d_{ij}$ , donc la moyenne (à travers tous les employés dans tous les lieux de travail) est donnée par  $\bar{d} = \Sigma_i \Sigma_j d_{ij} / (nNi)$  où  $n$  est le nombre des firmes et  $Ni$  est le nombre d'employés. La mesure des différences entre les lieux de travail est donnée par  $d_{ij} = \Sigma_j d_{ij} / Ni$ . La mesure des différences entre les employés à l'intérieur d'une entreprise est donnée par  $(d_{ij} - d_i + \bar{d})$ . Les écarts-types de chacune de ces mesures donnent une mesure de la variation de cette variable. Si une variable ne varie pas entre les employés dans le même lieu de travail, la composante intra-firme sera nulle.

l'intérieur d'une même firme dans la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille, indique probablement que les firmes doivent améliorer le taux de disponibilité des pratiques d'aide. Ceci soulève la question quant aux facteurs qui influent sur la probabilité d'un employé d'avoir accès à ces pratiques. Il est important de noter que, comme dans le cas de la pratique d'aide pour les soins aux aînés, la composante inter est inférieure à la composante intra pour l'aide au gardiennage et pour l'assurance-maladie complémentaire.

Les tableaux 2.III et 2.IV présentent les statistiques descriptives pour les variables d'intérêts utilisées dans notre analyse. Notons que l'absence de minimum et de maximum est due à la politique de confidentialité de Statistique Canada.

## 4 Modèles statistiques

Au niveau méthodologique, comme annoncé, deux améliorations aux travaux antérieurs sont proposées dans cet article : (1) la modélisation simultanée des déterminants des pratiques d'aide tout en permettant aux effets employés/firmes d'être corrélés entre les différents modèles et (2) la prise en compte de l'hétérogénéité non observée dans l'équation de salaire.

### 4.1 Probit simple de disponibilité des pratiques d'aide

Afin de modéliser la réponse de l'employé<sup>39</sup> disant que l'employeur offre ou non la pratique d'aide à l'équilibre travail-famille, nous pouvons définir le modèle latent suivant :

$$\tilde{P}_{ijt}^d = \beta^d X_{ijt} + \theta_{ij}^d + \psi_j^d + u_{ijt}^d \quad (4)$$

la règle d'observation est la suivante :

$$P_{ijt}^d = \begin{cases} 1 & \text{si } \tilde{P}_{ijt}^d \geq 0 \\ 0 & \text{si } \tilde{P}_{ijt}^d < 0 \end{cases} \quad (5)$$

---

<sup>39</sup>Dans le questionnaire de l'EMTE, on trouve l'information sur la disponibilité de la pratique dans la composante "employé". Autrement dit, la décision est au niveau de l'employé parce que l'information n'est pas disponible au niveau de l'établissement.

où  $d$  désigne les pratiques - aide pour le gardiennage ( $g$ ), soins aux aînés ( $s$ ) et assurance-maladie complémentaire ( $a$ ) - disponibles pour l'employé  $i \in (1, \dots, I)$  dans la firme  $j \in (1, \dots, J)$  à la date  $t \in (1, \dots, T)$ . La variable latente  $\tilde{P}_{ijt}^d$  peut être interprétée comme le résultat d'une analyse coût-bénéfice faite par l'employé lorsque l'établissement offre la pratique d'aide. Autrement dit, c'est l'utilité procurée par la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille. On n'observe pas la variable latente, mais on observe la décision de la disponibilité.

Dans la spécification du modèle,  $P_{ijt}^d$  est une variable binaire qui est égale à un lorsque l'employé déclare que la firme offre la pratique d'aide pendant l'année. La probabilité que l'individu soit dans l'une ou l'autre catégorie dépend (1) de la matrice de variables explicatives  $X_{ijt}$  incluant les caractéristiques observables des travailleurs et celles du lieu de travail et (2) des effets non observables spécifiques à chaque employé  $\theta_{ij}^d$  et à chaque firme  $\psi_j^d$ . Notons que  $\beta^d$  est un vecteur de paramètres à estimer.

Nous supposons donc que le terme d'erreur est décomposé en trois parties pour tenir compte de l'hétérogénéité non observée spécifique aux firmes et aux employés, i.e.  $\varepsilon_{ijt}^d = \theta_{ij}^d + \psi_j^d + u_{ijt}^d$ . Les termes d'erreur sont distribués normalement :

$$\begin{pmatrix} \theta_{ij}^d \\ \psi_j^d \\ u_{ijt}^d \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\theta_{ij}^d} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\psi_j^d} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{u_{ijt}^d} \end{bmatrix} \right) \quad (6)$$

Nous faisons l'hypothèse que les effets employés/firmes sont aléatoires, i.e. ils ne dépendent pas des autres variables explicatives. De plus, ils ne sont pas corrélés à travers les différentes pratiques, i.e.  $cov(\psi_j^d, \psi_j^{d'}) = 0$  et  $cov(\theta_{ij}^d, \theta_{ij}^{d'}) = 0$  pour  $d \neq d'$ .

Probit simultané de disponibilité des pratiques d'aide

Nous estimons un modèle probit simultané pour les pratiques d'aide disponibles  $d$ , tout en permettant aux effets employés/firmes d'être corrélés entre les différents modèles. Ce



modèle permet de vérifier la corrélation entre la disponibilité des pratiques d'aide dans un même milieu du travail. Par exemple, il se pourrait que certaines firmes offrent plus de pratiques d'aide pour le gardiennage que pour les soins aux aînés.

Dans la spécification du modèle, nous ajoutons au modèle latent (1) et la règle d'observation (2) l'indice  $\alpha$  qui prend trois modalités :  $\alpha = 1$  (aide pour le gardiennage),  $= 2$  (soins aux aînés),  $= 3$  (assurance-maladie complémentaire). Le composant du terme d'erreur  $u_{ijt}^\alpha$  suit une loi normale trivariée :

*Hypothèse I :*

$$\begin{pmatrix} u_{ijt}^1 \\ u_{ijt}^2 \\ u_{ijt}^3 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \right) \quad (7)$$

Nous supposons que les termes d'erreur  $u_{ijt}^\alpha$  ne sont pas corrélés entre eux. Les deux autres composants du terme d'erreur<sup>40</sup>  $\theta_{ij}^\alpha$  et  $\psi_j^\alpha$  suivent aussi une distribution normale trivariée :

*Hypothèse II :*

$$\begin{pmatrix} \theta_{ij}^1 \\ \theta_{ij}^2 \\ \theta_{ij}^3 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\theta_1} & \sigma_{\theta_{12}} & \sigma_{\theta_{13}} \\ \cdot & \sigma_{\theta_2} & \sigma_{\theta_{23}} \\ \cdot & \cdot & \sigma_{\theta_3} \end{bmatrix} \right) \quad (8)$$

et

$$\begin{pmatrix} \psi_j^1 \\ \psi_j^2 \\ \psi_j^3 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{\psi_1} & \sigma_{\psi_{12}} & \sigma_{\psi_{13}} \\ \cdot & \sigma_{\psi_2} & \sigma_{\psi_{23}} \\ \cdot & \cdot & \sigma_{\psi_3} \end{bmatrix} \right) \quad (9)$$

où les diagonales des matrices covariance (5) et (6) constituent respectivement les variances de  $(\theta_{ij}^1, \theta_{ij}^2, \theta_{ij}^3)$  et de  $(\psi_j^1, \psi_j^2, \psi_j^3)$ . Afin de faciliter le calcul de la vraisemblance, nous utilisons la paramétrisation suivante :

$$\theta_{ij}^\alpha = \gamma^\alpha \theta_{ij}, \text{ avec } \theta_{ij} \sim N(0, 1) \quad (10)$$

---

<sup>40</sup>La simultanéité est dérivée de l'effet spécifique à l'employé et à la firme ; donc, nous nous intéressons à l'information donnée par la matrice covariance de l'effet  $\theta_{ij}^\alpha$  et à celle de l'effet  $\psi_j^\alpha$ .

et

$$\psi_j^\alpha = \vartheta^\alpha \psi_j, \text{ avec } \psi_j \sim N(0, 1) \quad (11)$$

Cette paramétrisation demande d'estimer seulement 6 paramètres ( $\gamma^\alpha, \vartheta^\alpha; \alpha = 1, 2, 3$ ). Les éléments hors diagonales présentent la covariance entre les caractéristiques non observées du modèle simultané. L'intérêt de ce modèle réside dans l'interprétation de ces éléments hors diagonales qui permettent, par exemple, de voir le lien entre la disponibilité de deux pratiques d'aide dans un même milieu de travail grâce au signe de paramètre. Le modèle prédit que le signe positif (e.g. pour le terme  $\sigma_{\theta_{12}}$ ) implique que les firmes qui offrent la pratique d'aide pour le gardiennage offrent simultanément la pratique des soins aux aînés dans cette firme.

Nous utilisons la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer les paramètres du modèle. Étant donné qu'il n'existe pas une forme fermée pour résoudre l'intégrale, la vraisemblance est approximée par une méthode d'intégration numérique qui est la quadrature de Gauss-Hermite. Cette méthode consiste à résoudre des intégrales séparément par rapport à l'hétérogénéité non observée des firmes et des employés.

## 4.2 Équation de salaire

Pour examiner s'il existe un lien entre la disponibilité des pratiques d'aide et le salaire, nous utilisons la spécification suivante :

$$W_{ijt} = \beta X_{ijt} + \gamma P_{ijt} + \theta_{ij} + \nu_{ijt} \quad (12)$$

où  $W_{ijt}$  représente le (log) salaire pour l'individu  $i$  au temps  $t$ ;  $X_{ijt}$  est la matrice des caractéristiques observables;  $P_{ijt}$  indique la disponibilité ou non de la pratique d'aide;  $\beta$  et  $\gamma$  sont les vecteurs des paramètres à estimer;  $\theta_{ij}$  est l'hétérogénéité non observée de l'employé;  $\nu_{ijt}$  est le terme d'erreur.

L'identification de l'effet employé est possible seulement au niveau de la relation employeur-employé  $\theta_{ij}$ , parce qu'on n'observe pas l'employé dans plusieurs milieux de travail. Autrement dit, il est impossible d'utiliser un terme qui capte l'hétérogénéité non observée de l'individu (i.e.  $\theta_i$ ). Nous supposons que  $\theta_{ij}$  est distribué normalement avec une moyenne zéro et une variance  $\sigma_{\theta_{ij}}$ . L'effet spécifique à l'employé  $\theta_{ij}$  peut être interprété comme une mesure des caractéristiques non observées (e.g. l'habilité, la motivation, l'ambition) qui varient entre les employés et qui suit l'employé chez tous ses employeurs. Nous supposons l'absence de corrélation entre l'effet spécifique à l'employé et la disponibilité des pratiques d'aide. Par exemple, une firme peut accorder à un employé plus de pratiques d'aide et cela dépend de sa politique en matière des avantages sociaux. Par contre, les caractéristiques non observables de l'employé comme l'habilité n'influencent pas nécessairement la disponibilité des pratiques d'aide dont l'objectif commun pour tous les employés est de réduire les conséquences négatives du conflit travail-famille. L'hétérogénéité individuelle est fixe dans le temps, et donc cette dernière disparaît pour les estimations en déviation par rapport à la moyenne.

Cette spécification est susceptible d'être fortement biaisée étant donné que les pratiques d'aide sont simultanément déterminées avec le salaire, et donc l'hypothèse d'exogénéité de la variable explicative  $P_{ijt}$  serait violée. En conséquence, l'estimateur obtenu par la méthode des moindres carrés ordinaires sera biaisé. Pour contourner ce problème de simultanéité, nous faisons recours à la méthode du double moindre carré (DMC)<sup>41</sup>.

Dans notre contexte, cette procédure consiste à instrumenter les pratiques d'aide par des variables qui influent sur la probabilité d'offrir ces pratiques d'aide, mais qui n'influent pas sur le salaire. Nous utilisons les instruments suivants : si l'employé a des enfants à charge ou des jeunes enfants, et s'il existe une procédure officielle de règlement de conflit, de grief ou

---

<sup>41</sup> Wooldridge (2002) montre qu'il n'y a pas de considérations spéciales pour l'utilisation de la méthode DMC lorsque la variable explicative endogène est binaire.

de plainte dans le milieu de travail. Heywood et al. (2007)<sup>42</sup> mentionnent que le fait d’avoir des enfants à charge ou des jeunes enfants est corrélé avec les pratiques d’aide. Par exemple, la demande pour la pratique d’aide au gardiennage est plus élevée pour les employés ayant des enfants. Pour la deuxième variable, l’idée est que l’existence d’une procédure officielle permettant de représenter les travailleurs devrait améliorer les aspects de travail et, par conséquent, être bénéfique pour les travailleurs. Les travailleurs pourraient donc considérer que la direction de l’entreprise se soucie de leurs responsabilités familiales, ceci peut influencer sur l’offre des pratiques. De plus, l’hypothèse sous-jacente est que ces variables ne sont pas corrélées avec le terme d’erreur, i.e. l’hétérogénéité non observée de l’employé. Ainsi, quand un travailleur quitte son emploi, il ne perd pas son niveau d’habileté non observée et ce dernier n’affecte pas l’existence d’enfants à charge et l’existence d’une procédure officielle permettant de représenter les travailleurs dans le milieu de travail.

## 5 Résultats

Nous commençons d’abord par présenter les résultats du modèle probit simultané pour les déterminants de la disponibilité des pratiques d’aide et les résultats de l’impact de la disponibilité des pratiques d’aide sur les salaires suivront.

### 5.1 Déterminants de la disponibilité des pratiques d’aide

Les résultats du modèle probit simultané sont présentés dans le tableau 2.V en annexe. L’analyse des résultats est présentée en tenant compte des différentes catégories de variables explicatives. Avant d’entamer l’analyse des variables explicatives, il est toutefois pertinent de mentionner que les tableaux des résultats contrôlent pour l’année, l’occupation et l’industrie. Dans tous les modèles, la variable dépendante est une variable binaire qui est égale à un

---

<sup>42</sup>Heywood et al. (2007) utilisent une base de données similaire à l’EMTE.

lorsque l'employé déclare que la firme offre la pratique d'aide pendant l'année et zéro si la firme n'offre pas la pratique.

### 5.1.1 Caractéristiques de l'employé

Nous remarquons d'abord que les résultats diffèrent entre les pratiques d'aide. La relation entre une variable explicative et les trois pratiques d'aide n'est pas toujours la même. Ceci pourrait suggérer qu'il existe une différence systématique dans la disponibilité des pratiques d'aide à travers les employés qui déclarent que les firmes offrent ces pratiques.

Nous trouvons qu'il y a une différence significative entre les femmes et les hommes dans la disponibilité des soins aux aînés et d'aide pour le gardiennage. Le fait d'être femme est associé à une probabilité négative d'avoir un service des soins aux aînés dans la firme. Par contre, les femmes sont plus susceptibles de déclarer que le service d'aide au gardiennage soit disponible. Il se pourrait que les femmes n'aient pas beaucoup de temps pour les aînés à cause de leurs occupations pour les enfants. Par conséquent, on peut présumer que les hommes sont plus dégagés que les femmes et peuvent donner plus de temps pour les soins aux aînés. Nos résultats sont similaires à ceux obtenus par Budd et Mumford (2006) malgré que nous utilisions une structure de données longitudinale.

En ce qui concerne les autres variables, nous trouvons que les caractéristiques individuelles associées à la disponibilité des pratiques d'aide varient à travers chacune de ces pratiques. Les employés mariés sont moins susceptibles de déclarer que le service d'aide pour les soins aux aînés soit disponible. Ce résultat nous laisse croire que dans certaines firmes les employés non mariés ont plus d'aînés en charge.

Pour ce qui est du stock de capital humain des employés, nous trouvons comme Budd et Mumford (2006) que le niveau du capital humain n'a pas aucun effet sur l'aide au gardiennage. Nous trouvons que seulement la catégorie "baccalauréat terminé ou études supérieures", qui est le niveau le plus élevé de l'éducation, est associée à une plus grande

probabilité de la disponibilité des soins aux aînés et de l'assurance-maladie complémentaire. Il est en effet logique de croire que les postes qui demandent un niveau de scolarité élevée sont plus susceptibles d'offrir plus de pratiques d'aide. Par ailleurs, les catégories telles que "études professionnelles ou certaines études collégiales", "collégial terminé ou certaines études universitaires" et "formation industrielle ou autre" n'ont aucun effet sur les pratiques d'aide. Il est donc difficile de conclure si l'éducation a un impact sur la disponibilité des pratiques d'aide. Nous trouvons également que l'ancienneté n'est pas un déterminant important de la disponibilité des pratiques d'aide. Ce dernier résultat a été aussi trouvé par Budd et Mumford (2006). Il nous semble que les firmes ne récompensent pas l'ancienneté des employés en offrant les pratiques d'aide.

### 5.1.2 Caractéristiques de l'emploi

Les résultats montrent que le fait d'être un travailleur à temps partiel est associé à moins de pratiques d'aide. Nous trouvons les mêmes résultats pour les trois pratiques d'aide. Ces résultats impliquent que le travail à temps partiel est généralement moins bénéfique en termes des avantages sociaux. De plus, il se pourrait que ces travailleurs soient orientés vers les emplois qui n'offrent pas les pratiques d'aide. Nous trouvons que le travail selon une semaine de travail compressé (travail plus d'heures pour réduire les jours de travail) a un impact positif sur la disponibilité des soins aux aînés et de l'aide au gardiennage.

Les effets des caractéristiques de l'emploi sont généralement ambigus, ce qui explique les résultats contradictoires dans la littérature existante (Budd et Mumford (2006) ; Gray et Tudball (2002) ; Ferrer et Gagné (2006)). Par exemple, nous trouvons que le fait d'avoir reçu une promotion influence positivement la disponibilité des trois pratiques d'aide. Ceci nous laisse croire que les tâches qui demandent plus de responsabilités sont associées positivement à la disponibilité des pratiques d'aide. Par contre, le fait d'occuper une tâche de supervision influence négativement la disponibilité des pratiques d'aide alors que superviser est une

tâche de responsabilité.

### 5.1.3 Caractéristiques de l'établissement

Nous trouvons que les firmes ayant une proportion d'employés permanents à temps partiel plus élevée sont moins susceptibles d'offrir la pratique d'aide pour le gardiennage. Par contre, nous trouvons que les milieux de travail ayant une proportion d'employés gestionnaires élevée sont plus susceptibles d'offrir la pratique d'aide pour le gardiennage. Nous trouvons aussi que les milieux de travail ayant une proportion d'employés contractuels plus élevée sont moins susceptibles d'offrir la pratique d'aide des soins aux aînés. Nous pouvons dire, avec réserve, que les caractéristiques de la main-d'œuvre jouent des rôles ambigus dans la disponibilité des pratiques d'aide. Budd et Mumford (2006) argumentent que ceci pourrait s'expliquer par les coûts liés à ces pratiques d'aide qui diffèrent entre les firmes.

L'aide à la formation que ces firmes offrent à ses employés est associée avec un impact positif sur les trois pratiques d'aide. Ceci suggère que les firmes qui offrent l'aide à la formation sont plus susceptibles d'offrir des avantages sociaux aux employés. Il est possible aussi que ces firmes possèdent une capacité à couvrir les coûts de la formation et également les coûts des pratiques d'aide. Contrairement à Budd et Mumford (2006), nous trouvons que la difficulté de remplir les postes vacants est associée à un impact positif sur la disponibilité d'aide pour le gardiennage et les soins aux aînés. Finalement, pour ce qui concerne la taille, nous trouvons que la disponibilité des pratiques d'aide augmente avec la taille de la firme pour l'aide au gardiennage et les soins aux aînés. Une explication plausible est que les grandes firmes sont plus susceptibles de couvrir les coûts des pratiques d'aide que les petites firmes.

#### 5.1.4 Hétérogénéité non observée

Les coefficients estimés pour l'hétérogénéité non observée sont présentés dans la dernière partie du tableau 2.V. Notons que  $\gamma$  représente l'hétérogénéité non observée spécifique à l'employé et  $\vartheta$  représente l'hétérogénéité non observée de la firme. Nous trouvons qu'au niveau de la firme, toutes les valeurs  $\vartheta$  sont positives, i.e. les pratiques d'aide sont positivement corrélées. Ceci signifie que les firmes qui offrent la pratique d'aide pour le gardiennage offrent simultanément les pratiques des soins aux aînés et de l'assurance-maladie complémentaire.

Cependant, au niveau des travailleurs, nous ne trouvons pas une corrélation entre les deux premières pratiques (soins aux aînés et aide pour le gardiennage) et celle de l'assurance-maladie complémentaire. Ceci pourrait indiquer que les travailleurs qui sont moins susceptibles d'avoir les soins aux aînés sont également moins susceptibles d'avoir l'aide pour le gardiennage. Mais par contre, étant donné le signe positif et significatif de l'assurance-maladie complémentaire, les travailleurs sont plus susceptibles d'avoir l'assurance-maladie complémentaire. Le pourcentage élevé d'employés indique que l'assurance-maladie complémentaire est beaucoup plus disponible que les deux autres pratiques d'aide. Ceci augmente la probabilité d'avoir cette pratique d'aide par rapport aux soins des aînés et l'aide au gardiennage.

## 5.2 Impact de la disponibilité des pratiques d'aide sur les salaires

Les résultats de l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide sur le log de salaire sont présentés dans le tableau 2.VI. La première colonne exclut toutes les variables explicatives. La deuxième colonne contient toutes les variables explicatives du modèle : les caractéristiques démographiques et le capital humain des employés, les caractéristiques de l'emploi, les caractéristiques de l'établissement, l'année, l'occupation et l'industrie. Nous contrôlons également pour l'hétérogénéité non observée seulement au niveau de l'employé.



Les résultats indiquent que les trois pratiques d'aide sont associées à une diminution dans les salaires des employés lorsqu'on exclut toutes les variables explicatives. De plus, lorsqu'on ajoute tous les caractéristiques du modèle, nous trouvons également une diminution dans les salaires des employés. Dans l'ensemble, les résultats soutiennent l'hypothèse indiquant que la disponibilité des pratiques d'aide est associée à une réduction du salaire. Autrement dit, nos résultats justifient l'existence d'un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs avec de telles pratiques d'aide font face à une réduction implicite de leur salaire. Nous pensons qu'une partie de cet effet est liée à la différence entre les emplois qui offrent les pratiques d'aide et ceux qui n'offrent pas. L'existence d'un équilibre hédonique pourrait être expliquée par la théorie qui considère le salaire comme un échange partiel de cadeaux entre le travailleur et la firme (Akerlof (1982)). Selon cette théorie, les avantages sociaux dans une certaine mesure sont conçus comme un cadeau ou un signal que l'employeur se préoccupe de leurs responsabilités familiales et, en contrepartie, les employés sont prêts à payer pour les pratiques d'aide. Eriksson et Kristensen (2011) argumentent que la notion des avantages sociaux comme un cadeau dépend de façon cruciale des raisons pour lesquelles l'employeur offre les avantages. Contrairement à la formation, qui est susceptible d'être considérée par l'employé comme étant plus profitable pour la firme, les pratiques d'aide sont conçues comme ayant des besoins spéciaux de l'employé et, par conséquent, la volonté de payer pour les pratiques d'aide ne varie pas avec la quantité offerte de ces pratiques.

Heywood et al. (2007) utilisent deux mesures pour la disponibilité des pratiques d'aide. La première est au niveau de la firme alors que la deuxième est au niveau des travailleurs. Une comparaison entre nos résultats et ceux de Heywood et al. (2007) montre qu'il y a une différence dans l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide lorsque la mesure de cette dernière est au niveau de la firme. Toutefois, nos résultats sont similaires à ceux de Heywood et al. (2007) lorsqu'ils utilisent la même mesure de la disponibilité des pratiques

d'aide que celles que nous avons utilisé, i.e. au niveau de l'employé. L'implication est la même : l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide dépend de la source qui déclare cette information, soit l'employeur ou l'employé. Par exemple, puisque l'information vient de l'employé, il se pourrait que celui-ci soit bien informé et considère les pratiques d'aide comme un gain et ayant un coût pour l'employeur.

## 6 Conclusion

Cet article étudie les déterminants et l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille sur le salaire. Nous utilisons les données de l'EMTE, de 1999 à 2005 de Statistique Canada permettant de contrôler pour les caractéristiques du travailleur, de l'emploi et du milieu de travail.

Concernant les déterminants de la disponibilité de trois pratiques d'aide, nous trouvons que les résultats diffèrent entre chacune de ces pratiques d'aide. La différence de l'impact d'une même variable explicative sur les déterminants de trois pratiques d'aide rejoint les résultats existants dans la littérature (Budd et Mumford (2006) ; Gray et Tudball (2002) ; Ferrer et Gagné (2006)).

Nous trouvons également qu'il y a une différence significative entre les femmes et les hommes dans la disponibilité des soins aux aînés et d'aide pour le gardiennage. Nous trouvons que les travailleurs à temps partiel sont moins susceptibles d'avoir les pratiques d'aide. Il est possible que ces travailleurs soient orientés vers les emplois qui n'offrent pas les pratiques d'aide. Nous trouvons que toutes les pratiques d'aide sont positivement corrélées seulement au niveau de la firme. Ceci signifie que les firmes qui offrent la pratique d'aide pour le gardiennage offrent également les pratiques des soins aux aînés et de l'assurance-maladie complémentaire.

Finalement, les résultats de l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide sur le salaire

indiquent que l'aide au gardiennage, les soins aux aînés et l'assurance-maladie complémentaire sont associées à une réduction des salaires lorsqu'on exclut toutes les variables explicatives ainsi que lorsque toutes les variables du modèle sont ajoutées. Nous pouvons conclure quant à l'existence d'un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs avec de telles pratiques d'aide font face à une réduction implicite de leur salaire. Ce résultat pourrait être expliquée par la théorie qui considère le salaire comme un échange partiel de cadeaux entre le travailleur et la firme (Akerlof (1982)). Selon cette théorie, les avantages sociaux dans une certaine mesure sont conçus comme un cadeau ou un signal que l'employeur se préoccupe de leurs responsabilités familiales et, en contrepartie, les employés sont prêts à payer pour les pratiques d'aide.

## 7 Références

- [1] Akerlof, G. A. (1982), “Labor Contracts as Partial Gift Exchange”, *Quarterly Journal of Economics*, 97 (4) : 543-569.
- [2] Arthur, M. et A. Cook (2004), “Taking Stock of Work-Family Initiatives : How Announcements of "Family-Friendly" Human Resource Decisions Affect Shareholder Value”, *Industrial and Labor Relations Review*, 57 (4) : 599-613.
- [3] Baughman, R., DiNardi, D. et D. Holtz-Eakin (2003), “Productivity and Wage Effects of Family-Friendly Fringe Benefits”, *International Journal of Manpower*, 24 (3) : 247-259.
- [4] Bloom, N., Kretschmer, T. et J. Van Reenen (2006), “Work-Life Balance, Management Practices and Productivity”, Cahier de recherche, Centre for Economic Performance, Angleterre.
- [5] Bloom, N., Kretschmer, T. et J. Van Reenen (2010), “Are Family-Friendly Workplace Practices a Valuable Firm Resource?”, *Strategic Management Journal*, n/a. doi : 10.1002/smj.879.
- [6] Budd, J. W. et K. A. Mumford (2006), “Family-Friendly Work Practices in Britain : Availability and Perceived Accessibility”, *Human Resource Management*, 45 (1) : 91-110.
- [7] Chaykowski, R. P. (2006), “Toward Squaring the Circle : Work-Life Balance and the Implications for Individuals, Firms and Public Policy”, *IRPP Choices*, 12 (3) : 1-26.
- [8] Duncan, G. et F. Stafford (1980), “Do Union Members Receive Compensating Wage Differentials”, *American Economic Review*, 70 (3) : 355 -71.
- [9] Duxbury, L. et C. Higgins (2003), “Work-Life Conflict in Canada in the New Millennium : A Status Report”, Cahier de recherche, Santé Canada.

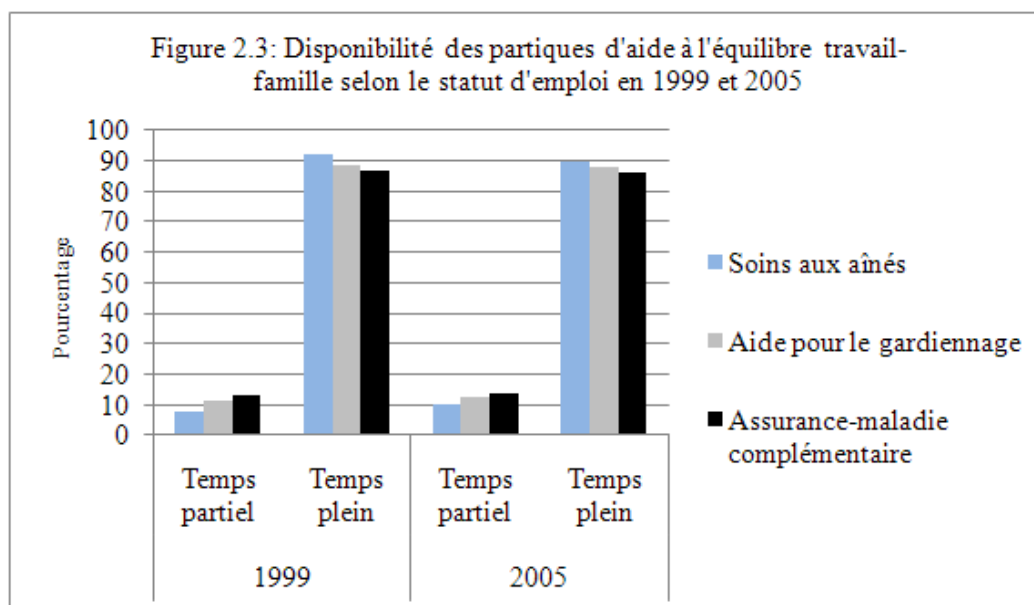
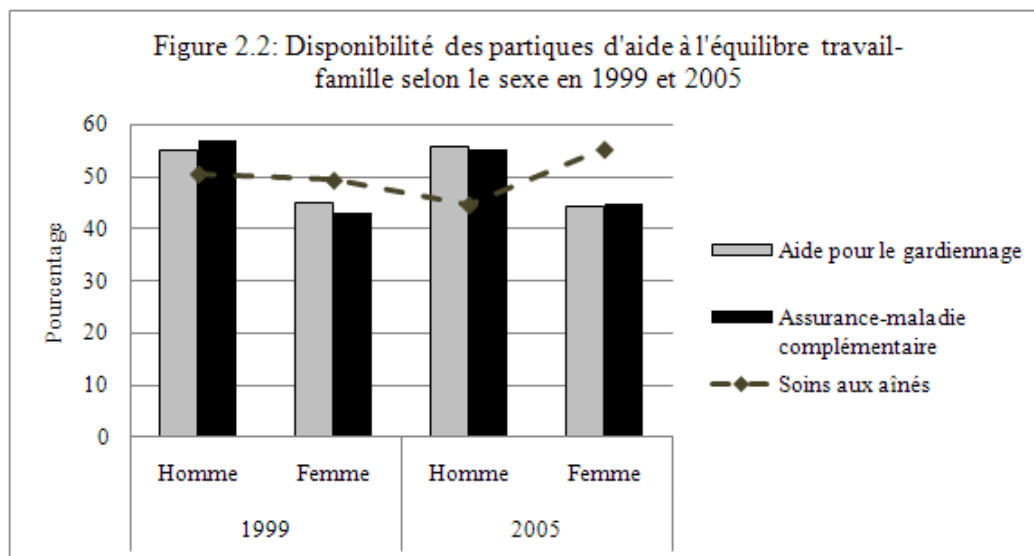
- [10] Duxbury, L. et C. Higgins (1991), "Gender Differences in Work-Family Conflict", *Journal of Applied Psychology*, 76 (1) : 60-74.
- [11] Duxbury, L., Higgins, C. et K. L. Johnson (1999), "An Examination of the Implications and Costs of Work-Life Conflict in Canada", Cahier de recherche, Santé Canada.
- [12] Eriksson, T. et N. Kristensen (2011), "Wages or Fringes? Some Evidence on Trade-Offs and Sorting", Cahier de recherche, Institute for Compensation Studie, Cornell University.
- [13] Evans, J. M. (2002), "Work/Family Reconciliation, Gender Wage Equity and Occupational Segregation : The Role of Firms and Public Policy", *Canadian Public Policy*, 28 (S1) : S187-S216.
- [14] Ferrer, A. et L. Gagné (2006), "The Use of Family Friendly Workplace Practices in Canada", Cahier de recherche, Institute for Research on Public Policy, Canada.
- [15] Frone, M., Russel, M. et L. M. Cooper (1997), "Relation of Work-Family Conflict to Health Outcomes : A Four-Year Longitudinal Study of Employed Parents", *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 70 (4) : 325-335.
- [16] Gariety, B. et S. Shaffer (2001), "Wage Differentials Associated with Flexitime", *Monthly Labor Review*, 124 (3) : 69-75.
- [17] Gray, M. et J. Tudball (2002), "Family-Friendly Work Practices : Differences Within and Between Workplaces", Cahier de recherche, Australian Institute of Family Studies, Australie.
- [18] Greenhaus, J. H. et N. J. Beutell (1985), "Sources of Conflict between Work and Family Roles", *The Academy of Management Review*, 10 (1) : 76-88.
- [19] Gunderson, M. et D. Hyatt (2001), "Workplace Risks and Wages : Canadian Evidence from Alternative Models", *Canadian Journal of Economics*, S34 (2) : 377-395.

- [20] Heywood, J. S., Siebert, W. S. et X. Wei (2007), “The Implicit Wage Costs of Family Friendly Work Practices”, *Oxford Economic Papers*, 59 (2) :275-300.
- [21] Institute for the Study of Labor (2011), “Family-Friendly Flexible Work Arrangements : Key Instrument to Alleviate the Skilled Labor Shortage”, IZA Research Report No. 33.
- [22] Johnson, N. et K. Provan (1995), “The Relationship between Work/Family Benefits and Earnings : A Test of Competing Predictions”, *Journal of Socio-Economics*, 24 (4) : 571-584.
- [23] Lero, S. D., Richardson, J. et K. Korabik (2009), “Examen des coûts et des avantages des pratiques de conciliation travail-vie”, Association canadienne des administrateurs de la législation ouvrière (ACALO).
- [24] Perry-Smith, J. E. et T. C. Blum (2001), “Work-Family Human Resource Bundles and Perceived Organizational Performance”, *The Academy of Management Journal*, 43 (6) : 1107-1117.
- [25] Ressources Humaines et Développement Social Canada, (2000), *Les dispositions favorisant la conciliation travail-famille dans les conventions collectives au Canada*, publié sous la direction de Charles Philippe Rochon.
- [26] Rosen, S. (1974), “Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, 82 (1) : 34-55.
- [27] Saltzstein, A. L., Ting, Y. et G. H. Saltzstein (2001), “Work-Family Balance and Job Satisfaction : The Impact of Family-Friendly Policies on Attitudes of Federal Government Employees”, *Public Administration Review* 61 (4) : 452-467.
- [28] St-Onge, S., Renaud, S., Guérin, G. et É. Caussignac (2002), “Vérification d’un modèle structurel à l’égard du conflit travail-famille”, *Relations industrielles*, 57 (3) : 491-516.

- [29] Varuhas, J., Fursman, L. et V. Jacobsen (2003), “Work and Family Balance : An Economic View”, Cahier de recherche, New Zealand Treasury, Nouvelle-Zélande.
- [30] Vistnes, J. P. (1997), “Gender Differences in Days Lost from Work Due to Illness”, *Industrial and Labor Relations Review*, 50 (2) : 304-323.

## 8 Annexes

### 8.1 Annexe A : Figures



Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE).



## 8.2 Annexe B : Tableaux

Tableau 2.I : Proportion d'employés disant que la firme offre de la pratique en %

	1999	2001	2003	2005
Soins aux aînés	3,123	3,222	3,744	4,066
Aide pour le gardiennage	5,589	5,204	6,515	7,528
Assurance-maladie complémentaire	98,222	91,15	90,486	90,238
Nombre d'observations	23,540	20,352	20,834	24,197

Tableau 2.II : Statistiques descriptives sur la disponibilité des pratiques d'aide 1999-2005

	Disponibilité	
	Moyenne	Écart-type
<b>Soins aux aînés</b>		
Global	0,064	0,246
Inter		0,123
Intra		0,243
<b>Aide pour le gardiennage</b>		
Global	0,044	0,205
Inter		0,058
Intra		0,204
<b>Assurance-maladie complémentaire</b>		
Global	0,921	0,268
Inter		0,106
Intra		0,267
Nombre d'observations	81,054	

Tableau 2.III : Statistiques descriptives - employés

Variable	1999		2005	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
<b>Caractéristiques socio-démographiques</b>				
Femme	0,521	0,499	0,522	0,499
Marié	0,566	0,495	0,531	0,450
Race noire	0,011	0,105	0,010	0,102
Age	39,637	11,064	40,902	11,902
Immigrant	0,175	0,380	0,179	0,383
Nombre des enfants âgés 0 à 18 ans	0,779	1,040	0,680	0,987
Famille monoparentale	0,127	0,333	0,118	0,323
Revenu annuel total de la famille (000s)	67993,080	55748,100	77033,62	54456,58
La santé n'a pas limité les activités au travail	0,017	0,129	0,022	0,266
<b>Capital humain</b>				
Ancienneté	8,428	8,192	8,748	8,740
Expérience	16,183	10,713	17,569	11,500
Études professionnelles ou certaines études collégiales	0,325	0,468	0,271	0,444
Collégial terminé ou certaines études universitaires	0,433	0,495	0,462	0,498
Baccalauréat terminé ou études supérieures	0,269	0,443	0,287	0,452
Formation industrielle ou autre	0,127	0,333	0,067	0,250
<b>Horaires et arrangements de travail</b>				
Travail à temps partiel	0,201	0,401	0,209	0,406
Travail du lundi au vendredi	0,709	0,453	0,683	0,465
Travail un moins grand nombre d'heures par semaine	0,139	0,346	0,069	0,253
Travail plus d'heures pour réduire les jours de travail	0,085	0,279	0,080	0,271
<b>Promotion reçue</b>	0,381	0,485	0,376	0,484
<b>Tâche de supervision</b>	0,379	0,480	0,387	0,487
<b>Membre d'un syndicat</b>	0,280	0,449	0,261	0,439
Nombre d'observations	23,540		24,197	

Tableau 2.IV : Statistiques descriptives - établissements

Variable	1999	
	Moyenne	Écart-type
<b>Caractéristiques de la main d'oeuvre</b>		
Proportion d'employés contractuels moyenne	0,017	0,334
Proportion d'employés permanents à temps plein moyenne	0,708	0,341
Aide à la formation	0,219	0,413
Difficulté de remplir les postes vacants	0,126	0,332
<b>Taille de la firme</b>		
19 employés et moins	0,874	0,331
20-99 employés	0,108	0,310
100-499 employés	0,015	0,122
500 employés et plus	0,002	0,047
<b>Industrie</b>		
Ressources naturelles	0,018	0,135
Fabrication primaire	0,010	0,100
Fabrication secondaire	0,017	0,130
Fabrication tertiaire (forte intensité de main-d'oeuvre)	0,030	0,173
Fabrication tertiaire (forte intensité de capital)	0,023	0,150
Construction	0,077	0,266
Transport	0,121	0,326
Communication	0,012	0,111
Commerce de détail	0,317	0,465
Finance et assurances	0,052	0,222
Services immobiliers	0,043	0,203
Services aux entreprises	0,112	0,316
Éducation et santé	0,140	0,347
Culture et information	0,022	0,146
Nombre d'observations	6,271	

Tableau 2.V : Modèle probit simultané pour les déterminants des pratiques d'aide

<i>Variable</i>	Soins aux aînés	Aide pour le gardiennage	Assurance-maladie complémentaire
	(1)	(2)	(3)
<b>Caractéristiques socio-démographiques</b>			
Femme	-0,269*** (0,036)	0,139*** (0,026)	0,058 (0,030)
Marié	-0,222*** (0,040)	-0,044 (0,029)	0,074*** (0,034)
Race noire	-0,149 (0,150)	-0,086 (0,110)	-0,292*** (0,110)
Age	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	0,001 (0,001)
Age au carré	-0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Immigrant	0,157*** (0,040)	0,123*** (0,029)	0,001 (0,034)
Nombre des enfants âgés 0 à 18 ans	-0,015 (0,016)	-0,044*** (0,012)	-0,005 (0,014)
Famille monoparentale	-0,104 (0,057)	-0,048 (0,043)	0,074 (0,047)
Revenu annuel total de la famille (000s)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)
La santé n'a pas limité les activités au travail	0,016 (0,060)	-0,010 (0,044)	0,036 (0,048)
<b>Capital humain</b>			
Ancienneté	0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)
Ancienneté au carré (/100)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Expérience	-0,015*** (0,005)	0,007 (0,003)	0,001 (0,004)
Expérience au carré (/100)	0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Études professionnelles ou certaines études collégiales	-0,028 (0,035)	-0,015 (0,025)	-0,005 (0,028)
Collégial terminé ou certaines études universitaires	0,012 (0,031)	0,037 (0,023)	-0,032 (0,027)
Baccalauréat terminé ou études supérieures	0,108*** (0,035)	-0,045 (0,027)	0,090*** (0,035)
Formation industrielle ou autre	0,087 (0,046)	0,043 (0,034)	-0,019 (0,040)
<b>Horaires et arrangements de travail</b>			
Travail à temps partiel	-0,275*** (0,064)	-0,159*** (0,048)	-0,230*** (0,057)
Travail du lundi au vendredi	0,053 (0,039)	-0,046 (0,029)	0,068*** (0,034)
Travail selon le même horaire	0,097 (0,050)	0,044 (0,038)	0,040 (0,039)

Statistiquement significatif à : \*=10% ; \*\*=5% ; \*\*\*=1%.

Écarts types entre parenthèses.

Tableau 2.V : Suite

<i>Variable</i>	Aide pour le gardiennage	Soins aux aînés	Assurance-maladie complémentaire
	(1)	(2)	(3)
Travail un moins grand nombre d'heures par semaine	0,048 (0,049)	-0,043 (0,038)	0,103*** (0,046)
Travail plus d'heures pour réduire les jours de travail	0,120*** (0,058)	0,173*** (0,043)	-0,038 (0,048)
<b>Promotion reçue</b>	0,248*** (0,034)	0,242*** (0,024)	0,082*** (0,028)
<b>Tâche de supervision</b>	-0,097*** (0,033)	-0,098*** (0,024)	0,009 (0,029)
<b>Membre d'un syndicat</b>	0,046 (0,036)	-0,046 (0,028)	-0,155*** (0,033)
<b>Caractéristiques de la main d'oeuvre</b>			
Proportion d'employés contractuels moyenne	0,007 (0,063)	-0,061*** (0,027)	0,070 (0,052)
Proportion d'employés de sexe féminin moyenne	-0,002 (0,001)	-0,006*** (0,002)	-0,000 (0,001)
Proportion d'employés permanents à temps plein moyenne	-0,287*** (0,087)	0,099 (0,069)	-0,171*** (0,070)
Proportion d'employés permanents à temps partiel moyenne	-0,446*** (0,088)	-0,058 (0,063)	-0,092 (0,069)
Proportion d'employés gestionnaire moyenne	0,345*** (0,094)	0,063 (0,067)	0,092 (0,076)
<b>Aide à la formation</b>	0,241*** (0,042)	0,194*** (0,030)	0,072*** (0,029)
<b>Difficulté de remplir les postes vacants</b>	0,289*** (0,036)	0,076*** (0,024)	-0,746 (0,125)
<b>Taille de l'entreprise</b>			
20-99 employés	0,187*** (0,062)	0,258*** (0,041)	0,014 (0,037)
100-499 employés	0,393*** (0,069)	0,482*** (0,045)	0,037 (0,042)
500 employés et plus	0,213*** (0,088)	0,611*** (0,051)	0,193*** (0,057)
<b>Constante et paramètres de l'hétérogénéité non observée</b>			
Constante	-4,305*** (0,313)	-4,086*** (0,171)	4,791*** (0,755)
$\gamma$	-0,183 (0,116)	-0,089 (0,064)	1,599*** (0,310)
$\vartheta$	1,662*** (0,106)	0,894*** (0,037)	0,273*** (0,128)
Ln-vraisemblance		-50,653.829	
Nombre d'observations		81,054	
Industrie (14)	Oui	Oui	Oui
Occupation (6)	Oui	Oui	Oui
Année (7)	Oui	Oui	Oui

Statistiquement significatif à : \*=10% ; \*\*=5% ; \*\*\*=1%.

Écarts types entre parenthèses.

Tableau 2.VI : Double moindre carré pour l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide sur les salaires

Variable	Sans contrôle		Avec toutes les caractéristiques	
	(1)		(2)	
<i>Soins aux aînés</i>	-4.604***		-5.905***	
	(1.613)		(2.282)	
<i>Aide pour le gardiennage</i>		-16.197***		-6.744***
		(2.427)		(1.877)
<i>Assurance-maladie complémentaire</i>			-18.167***	-33.780***
			(2.412)	(8.962)
Race noire			-0.191	-0.426
			(0.220)	(0.228)
Age			0.007	-0.001
			(0.004)	(0.004)
Immigrant			0.200	0.323***
			(0.107)	(0.118)
Famille monoparentale			0.017	0.065
			(0.064)	(0.070)
Revenu annuel total de la famille (000s)			0.000***	0.000***
			(0.000)	(0.000)
La santé n'a pas limité les activités au travail			0.507***	0.608***
			(0.086)	(0.102)
Ancienneté			-0.037***	-0.035***
			(0.008)	(0.009)
Ancienneté au carré (/100)			0.002***	0.001***
			(0.000)	(0.000)
Expérience			0.453***	0.006
			(0.008)	(0.015)
Expérience au carré (/100)			-0.001***	0.000
			(0.000)	(0.000)
Études professionnelles ou certaines études collégiales			-0.345***	-0.288***
			(0.073)	(0.076)
Collégial terminé ou certaines études universitaires			0.216***	0.209***
			(0.065)	(0.072)
Baccalauréat terminé ou études supérieures			0.854***	1.117***
			(0.087)	(0.087)
Formation industrielle ou autre			-0.131	-0.164
			(0.077)	(0.085)
Travail à temps partiel			-0.946***	-1.050***
			(0.103)	(0.117)
Travail du lundi au vendredi			0.762***	0.884***
			(0.063)	(0.078)
Travail selon le même horaire			-0.085	-0.087
			(0.074)	(0.081)
Travail un moins grand nombre d'heures par semaine			-0.319***	-0.271***
			(0.075)	(0.080)

Statistiquement significatif à : \*=10% ; \*\*=5% ; \*\*\*=1%.

Écarts types entre parenthèses.

Tableau 2.VI : Suite

Variable	Sans contrôle			Avec toutes les caractéristiques		
	(1)			(2)		
<i>Soins aux aînés</i>	-4.604*** (1.613)			-5.905*** (2.282)		
<i>Aide pour le gardiennage</i>	-16.197*** (2.427)			-6.744*** (1.877)		
<i>Assurance-maladie complémentaire</i>	-18.167*** (2.412)			-33.780*** (8.962)		
Travail plus d'heures pour réduire les jours de travail				0.038 (0.115)	0.104 (0.126)	0.195 (0.204)
Semaine de travail entre 6 h et 18 h				0.788*** (0.065)	0.674*** (0.072)	0.974*** (0.160)
Travail à domicile				1.212*** (0.048)	1.315*** (0.062)	1.621*** (0.150)
Adoption d'un horaire flexible				-0.189*** (0.064)	-0.173*** (0.071)	0.028 (0.155)
Réduction de nombre des employés				0.023 (0.050)	-0.086 (0.058)	0.339*** (0.136)
Demande accrue aux travailleurs temporaires				0.132 (0.086)	-0.003 (0.076)	-0.280 (0.190)
Demande accrue aux travailleurs à temps partiel				-0.159 (0.087)	0.057 (0.089)	-0.655*** (0.206)
Augmentation des heures supplémentaires				-0.130*** (0.055)	-0.237*** (0.065)	0.276*** (0.163)
Promotion reçue				0.390*** (0.066)	0.429 (0.068)	0.633*** (0.144)
Tâche de supervision				0.251*** (0.055)	0.224*** (0.059)	0.264*** (0.103)
Aide à la formation				0.353*** (0.063)	0.172*** (0.072)	0.905*** (0.197)
Difficulté de remplir les postes vacants				0.071 (0.046)	0.224*** (0.070)	0.092 (0.103)
20-99 employés				0.150 (0.081)	-0.089 (0.106)	0.898*** (0.279)
100-499 employés				0.223*** (0.085)	-0.156 (0.134)	1.007*** (0.289)
500 employés et plus				0.097 (0.096)	0.377*** (0.132)	1.337*** (0.383)
Nombre d'observations	54,091			30,075		
Industrie (14)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Occupation (6)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Année (7)	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui

Statistiquement significatif à : \*=10% ; \*\*=5% ; \*\*\*=1%.

Écarts types entre parenthèses.



## Essai 3

# La contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à la croissance de la productivité canadienne : résultats de données administratives et de données d'enquêtes

### Résumé

Dans cet article, nous examinons la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à l'évolution de la productivité canadienne au moyen d'une nouvelle méthode de décomposition de la croissance proposée par Lentz et Mortensen (2008) qui décomposent la croissance de la productivité en composantes liées à 1) l'innovation à l'intérieur de l'établissement, 2) la réallocation de la main-d'œuvre d'entreprises moins productives vers des entreprises plus productives (effet inter-firmes), et 3) la fermeture d'entreprises moins productives et la création de nouvelles entreprises (effet net d'entrée). Le modèle est estimé par la méthode des moments simulés. Nous comparons les résultats obtenus avec des données administratives et ceux obtenus avec des données d'enquête effectuées par Statistique Canada. Les données administratives proviennent du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (T2/PALE) de 1999 à 2006, alors que les données d'enquêtes sont tirées de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 1999 à 2006. Nos résultats indiquent que le processus d'entrée-sortie des entreprises représente 26% de la croissance de la productivité du travail, et que l'effet inter-firmes représente 45% avec le T2/PALE (28% et 43% respectivement avec l'EMTE). Ils permettent de conclure que i) la réallocation de la main-d'œuvre à des nouvelles entreprises et à des entreprises en croissance, contribue à près de 72% de la croissance de la productivité, et ii) la comparaison entre les résultats de ces deux bases de données semble montrer qu'il n'y a pas une différence de qualité entre données administratives et données d'enquête dans l'analyse des sources de croissance. Les résultats de Lentz et Mor-

tensen (2008) obtenus sur les données danoises montrent que les nouvelles entreprises et les entreprises existantes représentent respectivement 21% et 54% de cette contribution. Une comparaison entre les résultats de Lentz et Mortensen (2008) et nos résultats semble indiquer que le renouvellement des entreprises en Amérique du Nord augmente le flux de travailleurs et leur rôle dans la croissance de la productivité plus qu'en Europe.

**Mots Clés :** Croissance de la productivité du travail, réallocation de la main-d'œuvre, dynamique d'entrée-sortie.

**Classification JEL :** J23, J24, O47.

## 1 Introduction

Une abondante littérature tente de quantifier la contribution de la réallocation des facteurs de production à la croissance de la productivité. Il est bien connu que la réallocation des ressources est grande et persistante entre les secteurs. Stewart (2002) trouve que la réallocation de la main-d'œuvre entre entreprises constitue la moitié des flux de travailleurs aux États-Unis. Cahuc et Zylberberg (2005) notent que, dans la plupart des économies, environ 15% des emplois disparaissent chaque année et ils sont remplacés par de nouveaux emplois.

Toutefois, ce qui est moins connu c'est la contribution de cette réallocation à la croissance de la productivité. Foster, Haltiwanger et Krizan (2001) estiment que la réallocation de la main-d'œuvre contribue à expliquer près de 50% de la croissance de la productivité. Certains trouvent que cette contribution est beaucoup plus élevée. Par exemple, l'étude de Lentz et Mortensen (2008) sur le Danemark montre une contribution de plus de 70%. Une chose est cependant certaine : les résultats existants sur le sujet ne sont pas toujours conciliables, ils sont variés et semblent être relativement dépendants de la méthodologie adoptée, des secteurs d'activité étudiés, de la période d'analyse couverte et du pays analysé (Bartelsman

et Doms (2000) ; Foster, Haltiwanger et Krizan (2001)).

Il existe trois méthodes de décomposition sont fréquemment employées. La première est celle de Baily, Hulten et Campbell (1992), notée BHC, qui est la plus employée. La deuxième est la méthode mise au point par Griliches et Regev (1995), notée GR. La troisième méthode a été développée par Foster, Haltiwanger et Krizan (2001), notée FHK. Ces méthodes<sup>43</sup> décomposent la croissance moyenne de la productivité du travail (ou de la productivité multifactorielle) dans une économie en composantes liées à (1) la réallocation de la main-d'œuvre d'entreprises moins productives vers des entreprises plus productives (effet inter-firmes), (2) l'innovation à l'intérieur de l'établissement (effet intra-firme) et (3) la fermeture d'entreprises moins productives et la création de nouvelles entreprises (effet net d'entrée). L'effet inter-firmes et l'effet net de l'entrée conduisent à un processus de réallocation dans le marché d'emploi reflétant l'évolution des entreprises existantes et la dynamique d'entrée-sortie.

L'objectif de cet article est donc d'améliorer notre compréhension de la contribution de cette réallocation à la croissance de la productivité canadienne au moyen de la nouvelle méthode de Lentz et Mortensen -LM- (2008). Ces auteurs sont les premiers à intégrer et interpréter chacun des trois effets mentionnés ci-haut dans le cadre d'un modèle de croissance endogène. Ils développent et estiment un modèle de croissance avec des entreprises hétérogènes. L'hétérogénéité est introduite au niveau de l'innovation qui diffère entre les entreprises selon leur capacité de faire de la recherche et développement. Dans ce modèle, la réallocation est induite par l'innovation en ce sens qu'il y a une redistribution des ressources des entreprises qui perdent le marché à des nouvelles entreprises qui innoveront plus à travers

---

<sup>43</sup>Chacune de ces méthodes comportent des avantages et des inconvénients. Le problème avec la méthode BHC réside dans la définition de l'effet net d'entrée qui ne dépend que de la productivité moyenne. La décomposition FHK améliore ce dernier aspect en mesurant la contribution de l'effet net d'entrée relativement à la productivité globale, mais leur décomposition soulève un problème de mesure de l'emploi. Finalement, la décomposition GR contourne ce problème de mesure, mais elle ne distingue pas clairement entre les effets intra et inter-firmes.

le processus schumpétérien de destruction créatrice.

Cet article contribue à la littérature existante sur la décomposition de la croissance de la productivité canadienne par l'estimation d'un modèle de croissance à la Lentz et Mortensen (2008) permettant de quantifier (1) la réallocation de la main-d'œuvre selon la nouvelle décomposition LM et (2) la réallocation de la main-d'œuvre selon la décomposition BHC mais à l'état stationnaire<sup>44</sup>. La méthodologie utilisée consiste à décomposer la croissance moyenne de la productivité dans un secteur entre trois effets "intra", "inter" et "entrées nettes". Le modèle est estimé par la méthode des moments simulés. Nous contribuons également à la littérature existante par l'utilisation de deux bases de données de caractère différent. Plus précisément, nous comparons les résultats obtenus avec des données administratives et ceux obtenus avec des données d'enquête effectuées par Statistique Canada. Les données administratives proviennent du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (T2/PALE) de 1999 à 2006, alors que les données d'enquêtes sont tirées de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 1999 à 2006. Nous utilisons l'information sur les ventes (et les valeurs ajoutées), la masse salariale de l'entreprise et le nombre d'employés.

La quantification de chacune de ces composantes vise à informer les décideurs de quelle catégorie d'outils politiques est la plus susceptible d'agir sur la croissance de la productivité. Par exemple, si la réallocation de la main-d'œuvre est le facteur le plus important, cela met alors l'emphase sur les politiques améliorant la fluidité du marché de l'emploi et la mobilité de la main-d'œuvre. Par contre, si les deux autres facteurs dominant, cela indique probablement que des politiques d'incitation à la recherche et au développement ou des politiques visant à favoriser l'entrepreneurship seraient respectivement plus adéquates pour

---

<sup>44</sup>Dans leur modèle, Lentz et Mortensen (2008) font l'hypothèse que l'économie ne subit pas des chocs aléatoires à l'état stationnaire. En supposant donc l'absence des erreurs de mesure, des chocs de demande et des dispersions dans la qualité de l'innovation, ils trouvent que la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre des entreprises existantes à la croissance de la productivité est nulle selon la décomposition BHC.

améliorer la productivité.

Nous trouvons que le processus d'entrée-sortie des entreprises représente 26% de la croissance de la productivité du travail, et que l'effet inter-firmes représente 45% avec le T2/PALE (28% et 43% respectivement avec l'EMTE). Ils permettent de conclure que i) la réallocation de la main-d'œuvre à des nouvelles entreprises et à des entreprises en croissance, contribue à près de 72% de la croissance de la productivité, et ii) la comparaison entre les résultats de ces deux bases de données semble montrer qu'il n'y a pas une différence de qualité entre données administratives et données d'enquête dans l'analyse des sources de croissance.

Le plan de l'article est le suivant. La section 2 couvre quelques repères théoriques qui aident à comprendre le processus de réallocation de la main-d'œuvre. La section 3 présente les résultats empiriques des études existantes. La section 4 porte sur les données utilisées. La section 5 introduit la méthode de décomposition de Lentz et Mortensen (2008) et présente la méthodologie d'estimation utilisée. Les résultats du modèle sont commentés dans la section 6. Finalement, une brève conclusion est dégagée dans la section 7.

## 2 Théorie de la réallocation

Dans cette section, nous présentons la théorie de la réallocation<sup>45</sup>. Plus précisément, nous abordons successivement le lien entre la croissance de la productivité et la réallocation de la main-d'œuvre, l'hétérogénéité des entreprises et la dynamique d'entrée-sortie.

### 2.1 Croissance de la productivité et réallocation de la main-d'oeuvre

La contribution de la réallocation de la main-d'œuvre se traduit par des flux des travailleurs d'un emploi à l'autre. De nombreux emplois sont créés par les nouvelles entreprises

---

<sup>45</sup>Pour plus de détails, on peut se référer à Clark, Dostie et Fasih (2009).

et les entreprises existantes à forte productivité, et de nombreux emplois sont supprimés par les entreprises sortantes qui libèrent la main-d'œuvre au profit des unités plus productives. Pour qu'il y ait réallocation de la main-d'œuvre entre les entreprises existantes, il est nécessaire que celles-ci diffèrent selon leur performance en matière de productivité. Autrement dit, il faut un mécanisme qui génère des différences de productivité entre les différentes entreprises. On peut penser en général que les entreprises plus productives peuvent produire à un coût plus faible et accaparer des parts de marchés aux entreprises moins productives, mais le mécanisme exact derrière cette réallocation peut varier. Aussi, la réallocation de la main-d'œuvre liée à l'effet net d'entrée est générée par des processus de création et de destruction. Pour bien comprendre ce qui génère la réallocation de la main-d'œuvre, il est donc utile d'examiner plus attentivement ces deux mécanismes sous-jacents.

## 2.2 Hétérogénéité des entreprises

Plusieurs raisons ont été avancées pour expliquer pourquoi les entreprises diffèrent en matière de productivité. Une première raison est la présence d'effets de sélection reflétant un processus d'apprentissage induit par l'innovation (Jovanovic (1982)). Ce dernier remarque en effet qu'en moyenne, les petites entreprises croissent à un rythme plus élevé que les grandes, mais sont aussi caractérisées par une probabilité de faillite plus élevée. Il propose un modèle exhibant ces caractéristiques où seules les petites entreprises qui se révèlent être plus productives finissent par survivre. Une deuxième raison expliquant l'hétérogénéité des entreprises est la façon de gérer l'incertitude provenant de trois sources potentielles (Jovanovic (1982)) : (1) les conditions du marché pour l'évolution des nouveaux produits et les coûts de nouvelles technologies, (2) la taille de l'entreprise à l'entrée, et (3) les rendements et la confiance dans les prévisions. Le savoir-faire, les habilités managériales et les aptitudes de l'entrepreneur qui dirige l'entreprise peuvent être avancés comme troisième raison. Selon Lucas (1978), la distribution des tailles des entreprises est à mettre en rapport avec les

habilités managériales des entrepreneurs qui sont différentes d'une entreprise à l'autre et qui amènent à des comportements hétérogènes.

### **2.3 Dynamique d'entrée-sortie**

La croissance de la productivité globale ne dépend pas seulement de la performance des entreprises existantes mais aussi de la dynamique d'entrée-sortie. Cette dynamique rejoint l'hypothèse schumpetérienne de destruction créatrice d'emplois. Elle constitue un élément crucial menant à la restructuration et à l'évolution de l'industrie, puisqu'un tiers des créations et des destructions d'emplois sont liés aux créations et destructions d'entreprises (Bartelsman, Haltiwanger et Scarpetta (2004)). Plusieurs auteurs ont développé un cadre théorique formel de l'hypothèse schumpetérienne. Un exemple très influent est celui de Aghion et Howitt (1992) qui développent un modèle de croissance endogène selon lequel la croissance est considérée comme un processus de destruction créatrice de nouveaux produits qui remplacent les anciennes versions. Ce modèle du progrès technique se caractérise par le fait que la croissance de la productivité est principalement induite par l'innovation technologique. Les nouveaux produits et les nouveaux processus de production découlent des investissements en recherche et développement. Selon leur modèle, l'innovation nécessite des nouvelles compétences et des travailleurs qualifiés, ce qui conduit à une réallocation des travailleurs affectant les emplois entre les entreprises (voir aussi Aghion et Howitt (1994)).

## **3 Littérature**

Il est difficile d'obtenir un consensus sur les liens entre la réallocation de la main-d'œuvre et la croissance de la productivité car en plus du choix de différentes méthodes de décomposition, il existe aussi de grandes différences entre les études existantes venant du fait que les pays étudiés sont différents, les périodes d'analyse ne sont pas les mêmes, les secteurs couverts sont hétérogènes et les données n'ont pas les mêmes fréquences (Foster, Haltiwanger

et Krizan (2001)).

### 3.1 États-Unis

La plupart des travaux empiriques portent sur les États-Unis. Ainsi, dans un article important sur la décomposition de la productivité, Baily, Hulten et Campbell (1992) utilisent les données du secteur manufacturier du Longitudinal Research Database (LRD) pour la période de 1972 à 1987. Ils trouvent avec leur décomposition BHC que 86% du gain de productivité provient de la croissance de la productivité à l'intérieur des entreprises existantes (effet intra-firme) pour la période 1982-1987. Par contre, cette contribution est négative pour la période précédente 1977-1982. Il se trouve que la période 1982-87 était caractérisée par un taux de croissance beaucoup plus élevé que la période précédente. Il ressort donc que l'ampleur de la contribution de l'effet net d'entrée à la croissance de la productivité peut dépendre de la conjoncture économique. Néanmoins, selon leurs résultats, les variations de la composante intra-firme semblent être la principale source de la croissance de la productivité dans les périodes de forte productivité.

Foster, Haltiwanger et Krizan (2001) proposent la décomposition FHK avec les données du Census of Manufactures (CM). Ils trouvent que dans le secteur manufacturier, l'effet net d'entrée explique environ 20% de la croissance de la productivité pour les périodes 1977-1982 et 1982-1987. Ils trouvent aussi que la contribution de l'effet net d'entrée est influencée par l'horizon pour mesurer la croissance de la productivité. Cette contribution augmente avec la longueur de la période considérée. De plus, la contribution de la réallocation entre les entreprises existantes est négative dans les sous-périodes. En utilisant la méthode GR, ils trouvent des résultats similaires pour la contribution de l'effet net d'entrée. Par contre, la méthode GR donne des résultats positifs dans les sous-périodes 1977-1982 et 1982-1987 pour la contribution de l'effet inter-firmes. Une comparaison entre les résultats de méthode FHK et GR suggèrent qu'une partie de la différence entre la contribution des composantes



de la croissance de la productivité est liée aux différences entre chacune des méthodes de décomposition.

### 3.2 Europe

Disney, Haskel et Heden (2003) utilisent les données de l'Annual Respondents Database (ARD) pour la période allant de 1980 à 1992. Ils exploitent les méthodes BHC, FHK et GR avec les deux mesures de la productivité, i.e. la productivité du travail et la productivité multifactorielle. Tel qu'attendu, ils trouvent que la contribution de l'effet intra-firme est plus élevée lorsqu'ils considèrent la productivité du travail comme mesure de la productivité. Cette contribution est stable à travers les trois méthodes de décomposition à près de 50%. Par contre, la contribution de l'effet inter-firmes est plus élevée lorsqu'on utilise la productivité multifactorielle comme mesure de productivité. Leurs résultats indiquent aussi que la contribution de l'effet inter-firmes est très sensible à la méthode utilisée. Elle est d'environ 38% avec la méthode BHC, 3% avec la méthode FHK et négative avec la méthode GR. Ils trouvent également que la contribution de l'effet net de l'entrée représente plus de 50% de la croissance de la productivité avec la décomposition FHK et GR. Par contre, cette contribution se situe autour de 14% avec la décomposition BHC. Ils concluent que la forte contribution de l'effet intra-firme à la croissance de la productivité du travail dans les trois méthodes indique probablement que la plus grande partie de la croissance de la productivité des entreprises existantes provient de la restructuration d'effectif et de la substitution capital-travail.

Crépon et Duhautois (2003) utilisent les données des Bénéfices réels normaux (BRN) avec les méthodes FHK et GR. Ils trouvent qu'en France l'effet intra-firme explique la majeure partie de la croissance de la productivité du travail dans les secteurs de l'industrie, du commerce de détail et des services. Ils trouvent que l'effet intra-firme joue un rôle important dans toutes les sous-périodes, i.e. 1987-1990, 1990-1993, 1993-1996 et 1996-1999.

Par contre, la contribution de l'effet inter-firmes est négative dans toutes les sous-périodes. Ils trouvent également que la contribution de l'effet net de l'entrée à la croissance de la productivité varie entre les périodes. Par exemple, cette contribution passe de 12% pour la période 1987-1990 à 19% pour la période 1996-1999. Ils concluent que la croissance de la productivité du travail que l'on observe dans le temps est liée fortement à la croissance à l'intérieur des entreprises existantes, indépendamment de la méthode de décomposition.

### 3.3 Canada

Les résultats pour le Canada ne diffèrent pas beaucoup de ceux des États-Unis et des autres pays, dans ce sens que les résultats varient avec la période d'analyse, le secteur et la méthodologie utilisée. Baldwin et Gu (2006) utilisent les données de l'Annual Survey of Manufactures (ASM), une enquête réalisée par Statistique Canada, avec la méthode FHK modifiée et celles de FHK et de GR. Ils trouvent que, dans les industries manufacturières canadiennes, environ 70 % de la croissance globale de la productivité du travail est due à la variation des parts du marché entre les entreprises existantes et les nouvelles entreprises durant les périodes 1979-1989 et 1989-1999 avec une version modifiée de la méthode FHK. Ils concluent que le processus concurrentiel qui déplace des parts de marché vers des entreprises existantes plus productives (effet inter-firmes) et vers des nouvelles entreprises constitue une importante source de croissance de la productivité du travail. Par contre, lorsqu'ils utilisent les méthodes FHK et GR standards, ils trouvent que la plus grande source de la croissance de la productivité du travail provient de l'effet intra-firme, soit 66-77% avec la méthode FHK et 66-72% avec la méthode GR. Ils concluent que ces deux méthodes sous-estiment la composante inter-firmes, i.e. la réallocation contribue peu à la croissance de la productivité du travail et donc la croissance de la productivité du travail est due à la croissance générée à l'intérieur des entreprises existantes.

Dans le même ordre d'idées que l'étude précédente, Baldwin et Gu (2004), utilisant

également les données de l'ASM de Statistique Canada, trouvent que la contribution de la réallocation des parts de marché vers des entreprises existantes plus productives et vers de nouvelles entreprises a été de 72% de la croissance de la productivité agrégée pour 1973-1979, de 55% pour 1979-1988 et de 53% pour 1988-1997. Ils trouvent également la même tendance dans les résultats que Baldwin et Gu (2006) lorsqu'ils utilisent les méthodes FHK et GR.

La leçon la plus évidente à tirer de ces études est que la quantification des composantes de la croissance de la productivité est sensible à la méthode de décomposition utilisée. Les résultats mentionnés ci-dessus soulignent davantage l'importance des recherches supplémentaires sur le rôle de la réallocation de la main-d'œuvre dans la promotion de la croissance.

## 4 Données

Il existe au moins deux sources de données longitudinales, effectuées par Statistique Canada, qui permettent une telle analyse. La première est le Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (T2/PALE). La deuxième est l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE).

### 4.1 Données administratives : T2/PALE

Le T2/PALE est un fichier longitudinal sur les entreprises opérant dans tous les secteurs d'activités<sup>46</sup> de 1984 à 2007 (nous utilisons la période entre 1999 et 2006). Les informations récoltées proviennent essentiellement de deux sources de données administratives. La première est le Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE) exécuté par la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail de Statistique Canada. Elle contient des renseignements sur l'emploi des entreprises ayant des salariés. La deuxième est le Fichier

---

<sup>46</sup>Nous restreignons le T2/PALE aux mêmes secteurs d'activités qu'on trouve dans l'EMTE.

de l'univers statistique de l'impôt des sociétés (FUST2) de l'Agence du revenu du Canada (ARC). Elle couvre toutes les entreprises qui produisent une déclaration d'impôt sur le revenu (T2). Le FUST2 nous donne des informations financières sur l'entreprise. La fusion de ces deux fichiers PALE et FUTS2 permet de construire un fichier longitudinal (T2/PALE) qui fournit des informations sur toutes les entreprises au Canada. Notons que le T2/PALE exclut les entreprises non-incorporées (i.e. les entreprises non constituées en société et celles qui n'ont pas d'employés).

## 4.2 Données d'enquêtes : EMTE

L'EMTE est une enquête longitudinale sur les entreprises et leurs travailleurs de 1999 à 2006. L'EMTE porte sur une population des établissements de différents secteurs d'activités sauf ceux qui sont au Yukon, aux territoires du Nord-Ouest et au Nunavut, ainsi que l'administration publique, les industries de l'élevage, pêche, chasse et piégeage. Les établissements sont suivis au fil du temps et de nouveaux milieux de travail sont ajoutés tous les deux ans pour maintenir un échantillon représentatif. L'EMTE consiste à suivre l'échantillon initial choisi en 1999 et Statistique Canada l'enrichit à intervalles de deux ans d'un échantillon de nouveaux établissements.

## 4.3 Variables utilisées

Ces deux bases de données nous donnent de l'information sur les ventes  $Y$  dans le cas de T2/PALE (et la valeur ajoutée dans le cas de l'EMTE), la masse salariale  $W$  de l'entreprise et le nombre d'employés  $N$ . Dans l'EMTE, on redéfinit  $N$  de la façon suivante :  $N_i^* = W_i/w$ ,  $w$  étant le salaire moyen par travailleur dans la firme  $i$ . Dans le T2/PALE, on utilise la mesure de l'emploi appelée les Unités moyennes de main-d'œuvre (UMM) afin d'approximer le nombre d'employés. Ces unités de travail sont calculées en divisant la masse salariale de l'entreprise par le revenu annuel moyen des travailleurs dans la province,

la catégorie de taille et l'industrie correspondantes. Ces unités de travail (les valeurs UMM) sont considérées comme le nombre de travailleurs normalisés et sont équivalentes à  $N^*$ . LaRochelle-Côté (2007) argumente que les variations annuelles du nombre d'UMM sont semblables aux variations annuelles du nombre des travailleurs rémunérés. Ces dernières sont estimées par l'Enquête sur la population active (EPA), et donc on peut considérer les UMM comme une estimation fiable de la taille de la main-d'œuvre.

Les ventes et la masse salariale ont été déflatés en utilisant les statistiques de l'indice des prix à la consommation de Statistique Canada pour établir les estimations en dollars constants<sup>47</sup>. Nous utilisons une mesure alternative de la productivité du travail ( $Y/N^*$ ) similaire à celle de Lentz et Mortensen (2008). Ces auteurs notent que la productivité du travail standard ( $Y/N$ ) ne représente pas les différences de productivité entre les entreprises qui diffèrent en qualité de travail. Cette mesure alternative permet donc de prendre en compte la partie de la différence de productivité provenant de la différence dans la structure de la main-d'œuvre entre les entreprises dans un marché compétitif. Ces variables sont utilisées pour construire l'ensemble des moments empiriques qui devront être simulés et, par conséquent, nous aidons à mesurer la décomposition empirique de l'évolution de la productivité. Les moments calculés incluent l'espérance, l'écart-type, la médiane et la corrélation de ces  $Y_{it}$ ,  $W_{it}$  et  $N_{it}^*$  ainsi que les termes de la décomposition BHC.

La construction des moments est faite sur les données des entreprises survivantes entre la première et la dernière année du panel. Les moments ont été calculés pour les deux premières et dernières années du panel. Lentz et Mortensen (2008) argumentent que ce choix est indispensable pour l'identification de la structure du modèle. Ils notent que les moments de la première année des firmes survivantes reflètent l'état d'équilibre, parce que les années qui suivent la première année ne permettent pas d'identifier l'état d'équilibre

---

<sup>47</sup>Source : CANSIM, Tableau 326-0021, Statistique Canada.

étant donné que les probabilités de survie varient selon les types d'entreprises. En incluant aussi les moments de la dernière année dans l'estimation du modèle, le processus dynamique des firmes survivantes est reflété dans l'estimation.

Finalement, l'entrée des nouvelles firmes se caractérise par un biais de sélection. Celui-ci survient lorsque les entreprises entrantes diffèrent systématiquement entre elles par des caractéristiques non observables qui sont liées à la date du début de l'activité dans le marché. Selon Lentz et Mortensen (2008), l'exclusion des entreprises entrantes corrige ce biais. Cependant, la décomposition BHC estimée dans le modèle LM inclut l'entrée des firmes à l'état d'équilibre. L'entrée des firmes sera donc simulée à l'état d'équilibre et est déterminée en supposant qu'une firme potentielle entre sur le marché avec une certaine probabilité d'être de type innovant.

## 5 Méthodologie

La méthodologie consiste à décomposer le taux de croissance de la productivité du travail entre une composante intra-firme et des composantes relatives à la réallocation de la main-d'œuvre entre les activités. Ainsi, elle présente d'abord la décomposition de Baily, Hulten et Campbell (1992). Ensuite, elle introduit la nouvelle méthode de décomposition de Lentz et Mortensen (2008). Dans une section suivante, elle décrit la méthode d'estimation. Mais avant, nous formulons nos hypothèses à vérifier.

### 5.1 Hypothèses

Nous nous intéressons à vérifier les hypothèses suivantes concernant le rôle de la réallocation de la main-d'œuvre dans la croissance de la productivité :

*Hypothèse 1* : on s'attend à ce que la réallocation de la main-d'œuvre ait une contribution élevée à la croissance de la productivité selon le modèle de Lentz et Mortensen (2008).

*Hypothèse 2* : la réallocation de la main-d'œuvre à des nouvelles entreprises tend à

contribuer plus à la croissance de la productivité globale au Canada qu'en Europe à cause de la différence institutionnelle qui offre une protection de l'emploi moins importante en Amérique du Nord.

*Hypothèse 3* : à l'état stationnaire (i.e. en l'absence de bruit transitoire : i- des erreurs de mesure, ii- des chocs de demande et iii- des dispersions dans la qualité de l'innovation), la contribution des entreprises existantes tend à être nulle selon la décomposition BHC.

## 5.2 Décomposition de Baily, Hulten et Campbell (1992)

La méthode BHC est considérée comme étant la méthode la plus employée au sujet de la décomposition de la croissance. Supposons d'abord que la productivité de l'économie (ou du secteur)  $i$  à la date  $t \in (1, \dots, T)$  peut être définie comme une moyenne de chaque entreprise  $j \in (1, \dots, J)$  :

$$P_{it} = \sum_{j \in J} \theta_{jt} p_{jt} \quad (13)$$

où  $P_{it}$  est la productivité agrégée mesurée par la productivité du travail (valeur des ventes par travailleur) à la date  $t$ ,  $\theta_{jt}$  est la part de l'entreprise  $j$  dans l'emploi total, et  $p_{jt}$  est la productivité de l'entreprise. La décomposition BHC est définie comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta P_{it} = & \sum_{j \in C_J} \theta_{jt-1} \Delta p_{jt} + \sum_{j \in C_J} \Delta \theta_{jt} p_{jt-1} + \sum_{j \in C_J} \Delta \theta_{jt} \Delta p_{jt} \\ & + \sum_{j \in E_J} \theta_{jt} p_{jt} - \sum_{j \in S_J} \theta_{jt-1} p_{jt-1} \end{aligned} \quad (14)$$

où  $\Delta P_t$  est le changement dans la productivité à la date  $t$ .  $C$  représente les entreprises existantes,  $E$  désigne les entreprises entrantes et  $S$  les entreprises sortantes. Le premier terme représente la partie de croissance attribuée à la productivité à l'intérieur des entreprises existantes (effet intra-firme), pondérée par la part de l'entreprise à la période initiale ( $\theta_{jt} - 1$ ). Le deuxième terme représente la contribution de l'augmentation des parts de marché des entreprises existantes à forte productivité, pondérée par la productivité à la première année (effet inter-firmes). Le troisième terme indique dans quelle mesure les entreprises à

forte productivité tendent ou non à augmenter leurs parts de marché (effet covariance). Ce terme est positif si les entreprises les plus productives réussissent à augmenter leur part de marché. Les deux derniers termes représentent la contribution des nouvelles entreprises qui remplacent les entreprises à faible productivité (effet net d'entrée).

Lentz et Mortensen (2008) montrent que la décomposition BHC n'identifie pas la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à l'état stationnaire. Ils partent du constat empirique que la contribution des erreurs de mesure et des améliorations stochastiques dans la qualité de l'innovation est majeure dans les deuxième et troisième termes, i.e. ces termes sont essentiellement expliqués par des éléments stochastiques. Comme l'état stationnaire est déterministe, ces termes sont pratiquement nuls à l'état stationnaire.

### 5.3 Nouvelle décomposition : Lentz et Mortensen (2008)

Lentz et Mortensen (2008) développent et estiment un modèle de croissance permettant de quantifier la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre selon une nouvelle méthode de décomposition. La décomposition LM a l'avantage de contrôler l'hétérogénéité des entreprises et d'estimer un modèle de destruction créatrice à la Schumpeter. Selon cette méthode, la croissance de la productivité agrégée est décomposée de la façon suivante :

$$\Delta P_t = \sum_{\tau} \gamma_{\tau} E[\ln \tilde{q}_{\tau}] \phi_{\tau} + \sum_{\tau} \gamma_{\tau} E[\ln \tilde{q}_{\tau}] (K_{\tau} - \phi_{\tau}) + \eta \sum_{\tau} E[\ln \tilde{q}_{\tau}] \phi_{\tau} \quad (15)$$

où  $\Delta P_t$  est le changement dans la productivité à la date  $t$ .  $\gamma_{\tau}$  est le taux de création (innovation) propre à chaque firme,  $\tilde{q}_{\tau}$  est la qualité de l'innovation (amélioration de la qualité du produit),  $\phi_{\tau}$  est la probabilité d'être de type  $\tau$ . Quand la firme entre sur le marché, elle se comporte comme le type  $\tau$  qui est une réalisation d'une variable aléatoire. Autrement dit, le type de la firme est inconnu *ex ante* mais sera réalisé après la première innovation.  $K_{\tau}$  désigne la masse de la quantité totale du produit et  $\eta$  représente le taux d'entrée.



Le premier terme de la décomposition mesure la contribution à la croissance des entreprises existantes. Lentz et Mortensen (2008) appellent cette composante l'effet résiduel. Le deuxième terme est l'évolution des entreprises existantes en termes de taille. Selon la notation de Lentz et Mortensen (2008), c'est l'effet de sélection, i.e. la sélection des entreprises existantes les plus productives et les plus rentables dans chaque cohorte. Le troisième terme constitue l'effet net de l'entrée qui indique la variation de la croissance induite par les flux des entreprises entrantes et sortantes dans chaque période. Le deuxième et le troisième termes représentent le processus continu (i.e. l'évolution des entreprises existantes et la dynamique d'entrée) qui implique la réallocation de la main-d'œuvre à des entreprises en croissance et à des nouvelles entreprises.

#### 5.4 Stratégie d'estimation

Afin d'estimer les trois termes mentionnés ci-haut de la décomposition LM et de tester la validité de la décomposition BHC à l'état d'équilibre, nous utilisons la méthode des moments simulés qui a été développée par McFadden (1989) dans le cadre des modèles à réponse discrète. Cette procédure consiste à trouver l'estimateur qui minimise l'écart entre des données historiques et des paramètres auxiliaires.

D'abord, nous définissons un vecteur auxiliaire  $\Gamma(\psi)$  qui contient un certain nombre des moments empiriques calculés sur des données historiques, i.e. sur les ventes (avec le T2/PALE) et la valeur ajoutée (avec l'EMTE) -  $(Y_{it})$ , la masse salariale de l'entreprise  $(W_{it})$  et le nombre d'employés  $(N_{it}^*)$  dans la firme  $j$  au temps  $t$ , avec  $\psi_{it} = \{Y_{it}, W_{it}, N_{it}^*\}$  et  $\psi = \{\psi_1, \dots, \psi_I\}$ . Ensuite, nous déterminons les paramètres auxiliaires du modèle (voir l'annexe I pour la définition de ces paramètres avec leurs valeurs utilisées dans l'estimation). Notons que nous estimons une version restreinte du modèle parce que les valeurs de ces paramètres sont fixes à travers le temps. L'objectif est donc de trouver l'estimateur  $\hat{\omega}$  qui minimise l'écart entre les données et les paramètres auxiliaires. Plus spécifiquement

l'estimateur  $\hat{\omega}$  qui contient les paramètres du modèle est comme suit :

$$\hat{\omega} = \arg \min_{\{\omega\}} (\Gamma^s(\omega) - \Gamma(\psi))' A^{-1} (\Gamma^s(\omega) - \Gamma(\psi))$$

où  $A$  est la matrice variance-covariance des moments  $\Gamma(\psi)$ . La variance de l'estimateur est estimée par la méthode bootstrap au moyen de  $b = 500$  répétitions. Dans chaque répétition bootstrap, un nouveau ensemble de données auxiliaires est produit dans un autre vecteur  $\Gamma(\psi^b)$ , où  $\psi^b$  représente les données bootstrap dans la  $b^{\text{ième}}$  répétition, avec  $\psi_{it}^b = \{Y_{it}^b, W_{it}^b, N_{it}^{b*}\}$  la liste des moments. Les répétitions bootstrap sont générées en choisissant au hasard, avec remplacement, des observations à partir des données historiques  $\psi_{it}$ .

Cette stratégie d'estimation permet, dans un premier temps, d'examiner la validité de la décomposition BHC à l'état stationnaire à l'aide d'une analyse contrefactuelle. La première analyse contrefactuelle (CF1) suppose l'absence d'erreur de mesure, la deuxième analyse contrefactuelle (CF2) quant à elle suppose l'absence d'erreur de mesure et l'absence de chocs de demande. La troisième analyse contrefactuelle (CF3) suppose qu'il n'y pas d'erreur de mesure, pas de chocs de demande et pas de dispersion dans la qualité de l'innovation. Ce type d'analyse nous permet de comparer les résultats de la décomposition BHC sur les données avec ceux à l'état stationnaire. Dans un second temps, la stratégie d'estimation permet d'estimer la nouvelle décomposition de LM et de vérifier la robustesse des résultats en changeant la valeur de l'élasticité de substitution ( $\sigma$ ) des biens intermédiaires. Ceci est intéressant parce que l'élasticité de substitution, qui permet de prendre en considération la demande sur les inputs des producteurs des biens intermédiaires, permet aussi de tester la sensibilité de la décomposition LM pour les biens complémentaires et les biens de substitution.

## 6 Résultats

Nous commençons d'abord par présenter les résultats obtenus avec des données administratives à partir de la décomposition de Baily, Hulten et Campbell (1992) et de la nouvelle décomposition de Lentz et Mortensen (2008). Nous suivrons par une comparaison avec les résultats obtenus avec des données d'enquête.

### 6.1 Décomposition de Baily, Hulten et Campbell (1992)

Le tableau 3.II en annexe présente les résultats de la décomposition BHC. Le tableau est divisé en six colonnes. La première colonne contient les résultats observés sur les données. La deuxième colonne présente les résultats de l'estimation du modèle de croissance. La troisième colonne donne les estimations du modèle à l'état d'équilibre. Dans les trois dernières colonnes, nous faisons une analyse contrefactuelle pour valider la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre avec l'absence d'erreurs de mesure, l'absence de choc de demande et l'absence de dispersion dans l'innovation qui constituent la source de bruit transitoire du modèle. Notons que les deux premières colonnes ne contiennent pas la composante "entrée" car notre échantillon exclut les entreprises entrantes. L'entrée des nouvelles firmes se caractérise par un biais de sélection. Selon Lentz et Mortensen (2008), l'exclusion des entreprises entrantes corrige ce biais, car la composante "entrée" n'est pas nécessaire pour l'identification de leur modèle. Par contre, les autres colonnes incluent l'entrée des firmes à l'état d'équilibre en supposant que le type de la firme peut être déterminé avec une certaine probabilité à l'entrée. Finalement, nous nous intéressons à comparer les changements des effets inter-firmes et covariance qui identifient la réallocation de la main-d'œuvre des entreprises survivantes avec celles les plus productives en reflétant l'évolution du marché.

Nous trouvons que la contribution de l'effet inter-firmes obtenu sur les données est 0,394 et l'effet de covariance est environ -0,620. Cette contribution à partir des moments simulés

est de 0,369 et -0,316. Une comparaison avec la troisième colonne révèle que, à l'état stationnaire qui prend en compte les trois sources d'un bruit transitoire, le modèle donne la même tendance pour la contribution des effets inter-firmes (0,285) et covariance (-0,599). Les messages livrés par les trois premières colonnes sont les mêmes : premièrement, l'effet inter-firmes contribue pour environ la moitié de la composante intra-firme. Le signe positif de l'effet inter-firmes implique que les entreprises canadiennes qui ont eu une augmentation de l'emploi provenant de la réallocation de la main-d'œuvre, ont affiché une productivité plus grande que la productivité moyenne du travail pour la période allant de 1999 à 2006. Deuxièmement, nous trouvons que l'effet covariance est négatif. Autrement dit, la productivité et l'emploi ne croissent pas dans le même sens, i.e. les entreprises qui ont connu une augmentation dans la productivité ne tendent pas à augmenter leurs parts du marché. Ces résultats vont dans le même sens que la littérature. Foster, Haltiwanger et Krizan (2001) trouvent que l'effet inter-firmes et l'effet de covariance sont consécutivement égaux à 0,080 et -0,140. Lentz et Mortensen (2008) trouvent que l'effet inter-firmes est égal à 0,452 et un effet de covariance est égal à -0,551.

Les trois dernières colonnes fournissent les résultats de la décomposition BHC en supposant l'absence de bruit transitoire dans le modèle. Dans la CF1, on suppose qu'il n'y a pas d'erreur de mesure à l'état stationnaire. On trouve que l'effet inter-firmes et l'effet covariance sont plus faibles par rapport aux trois premières colonnes. La deuxième CF2 contrôle pour deux chocs transitoires, i.e. il n'y pas d'erreur de mesure ni de choc de demande. Nous trouvons que la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre des entreprises existantes est encore une fois plus faible comparativement par rapport aux résultats dans les trois premières colonnes. Dans la dernière colonne, l'analyse CF3 contient les trois sources de bruit transitoire, i.e. nous supposons qu'il n'y pas d'erreurs de mesure, pas de choc de demande et pas de dispersion dans l'innovation. Les résultats de l'estimation indiquent que l'effet

inter-firmes et l'effet covariance sont égaux à zéro. Nous pouvons conclure que l'absence de bruit transitoire ne permet pas d'identifier l'impact de ces deux effets à l'état stationnaire. Autrement dit, la décomposition BHC n'identifie pas la contribution de la réallocation des entreprises existantes à la croissance de la productivité en l'absence de bruit transitoire. Ces résultats sont similaires à ceux de Lentz et Mortensen (2008) qui montrent que, si la distribution des ressources entre les entreprises est stationnaire (i.e. l'état stationnaire est déterministe), les termes inter-firmes et covariance sont pratiquement nuls à l'état stationnaire.

## 6.2 Décomposition de Lentz et Mortensen (2008)

Les résultats de la décomposition LM sont présentés dans le tableau 3.III en annexe. La première colonne donne les résultats de l'estimation de la contribution de chaque terme à la croissance de la productivité. La deuxième colonne quant à elle fournit la contribution de chaque terme de la décomposition en termes de fraction du changement de la productivité.

Tout d'abord, le taux de croissance de la productivité estimé par le modèle LM sur les données canadiennes est égal à 1,08%<sup>48</sup> pour la période 1999-2006. Nous trouvons que la composante "sélection", qui reflète l'évolution de l'entreprise, représente 45% de la contribution des entreprises en place à la croissance de productivité globale du travail entre 1999 et 2006. En d'autres termes, la réallocation de la main-d'œuvre à des entreprises en croissance, qui sont les gains des entreprises qui augmentent les parts de marché, a contribué pour 45% de la croissance dans cette période. Nous trouvons aussi que la réallocation de la main-d'œuvre à des nouvelles entreprises a contribué pour 26% de la croissance de la productivité. La proportion qui reste est la contribution de l'évolution interne des entreprises

---

<sup>48</sup>Ce taux est proche de celui de Statistique Canada pour l'ensemble de l'économie canadienne, durant la période 1999-2007, qui est de 1,014% (Source : CANSIM, Tableau 383-0021, Statistique Canada). L'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) estime que ce taux est égal à 0,9% au Canada pour la période 2000-2008 (Source : OCDE.Stat Extracts. Disponible à : <http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=PDYGTH&Lang=fr>).

en place, c'est le terme "résiduelle" qui représente 28% de la variation de la croissance de productivité. Le dernier terme est associé au progrès technique et à l'intensité d'utilisation des facteurs de production à l'intérieur de l'entreprise. Au total, la croissance de la productivité globale que l'on observe entre 1999 à 2006 est liée à la dynamique d'entrée et à l'évolution des entreprises les plus productives en termes de taille, i.e. l'effet sélection et l'effet net de l'entrée contribuent à près de 72% de la croissance.

Dans le tableau 3.IV, nous présentons nos résultats et ceux de Lentz et Mortensen (2008) sur les données administratives danoises. Une comparaison entre les résultats pour le Canada et ceux pour le Denmark montre qu'il y a quelques différences dans le rôle des entreprises concernant la redistribution de l'emploi. Lentz et Mortensen (2008) trouvent que la contribution de la main-d'œuvre à la croissance de la productivité est d'environ 75% (les firmes existantes et les nouvelles firmes représentent respectivement 54% et 21% de cette contribution). Ces résultats suggèrent que les entrées et les sorties des entreprises (effet net d'entrée) contribuent plus à la croissance de la productivité du travail en Amérique du nord qu'en Europe. Cependant, nous trouvons que la réallocation à des entreprises existantes en croissance contribue plus en Europe qu'en Amérique du Nord. Ces différences semblent indiquer que le renouvellement des entreprises en Europe contribue plus faiblement à l'évolution de la productivité qu'en Amérique du Nord.

Plusieurs études trouvent un effet similaire de cette différence entre les deux cotés de l'atlantique. Haskel et Sadun (2009), analysant le secteur de commerce de détail en Grande-Bretagne avec les données de l'Annual Respondents Database (ARD) pour la période de 1998 à 2003 avec la méthode FHK, trouvent que la contribution de l'effet net de l'entrée est d'environ 8%. Par contre, une fois les cinq grandes entreprises enlevées de l'échantillon, cette contribution augmente à 24%. Ils notent que la contribution de l'effet net de l'entrée est beaucoup plus faible en Grande-Bretagne qu'aux États-Unis.

Dans le même ordre d'idées, Baldwin et Gu (2011), utilisant les données de T2/PALE, trouvent que la croissance de la productivité du travail et de la productivité multifactorielle dans ce secteur découle entièrement des effets inter-firmes et net de l'entrée pour la période 1984-1998. Par exemple, les entrées et les sorties des entreprises contribuent par environ 69% de la croissance de la productivité du travail et 41% de la croissance de la productivité multifactorielle. Ces résultats sont proches de ceux de Foster, Haltwinger et Krizan (2006) qui trouvent une contribution très élevée de l'effet net de l'entrée dans le secteur de commerce de détail aux États-Unis.

Cette différence est peut être causée par des différences dans la réglementation du marché du travail entre les deux économies. Blanchard et Portugal (2001) montrent que la protection de l'emploi, qui est beaucoup plus importante en Europe qu'en Amérique du Nord, a un impact direct sur le déplacement des flux d'emploi. Ils trouvent que les taux de création et de destruction d'emplois sont plus faibles en Europe. En conclusion, le niveau élevé de protection d'emploi en Europe pourrait être une raison expliquant cette différence du rôle des flux de travailleurs et, par conséquent, leur rôle dans la croissance de la productivité du travail. Ljungqvist and Sargent (1998) argumentent que de nombreux pays européens ont une durée moyenne du chômage qui est plus élevée que celle aux États-Unis. Selon ces auteurs, la durée moyenne du chômage qui est élevée en Europe peut diminuer l'ampleur de la réallocation des travailleurs entre les activités.

### **6.3 Comparaisons avec des données d'enquêtes**

Les résultats obtenus avec l'EMTE indiquent qu'il existe une variabilité relativement faible quant à l'impact de la réallocation sur la croissance économique. Il est en effet difficile d'évaluer clairement la différence de la contribution de cette réallocation en comparant les résultats obtenus avec des données administratives et ceux obtenus avec des données d'enquête.

Toutefois, quelques tendances se dessinent avec les deux bases de données. Par exemple, la réallocation de travailleurs à des nouvelles entreprises et à des entreprises existantes en croissance constitue une part substantielle de la croissance globale de la productivité canadienne selon le modèle de Lentz et Mortensen (2008). Nous trouvons que ces deux mécanismes contribuent par 72% de la hausse de la productivité du travail avec les données de T2/PALE et par 71% avec les données de l'EMTE. Ces résultats confirment le rôle important des mouvements de la main-d'œuvre dans les activités économiques. Il s'en suit que toute politique visant à améliorer la fluidité du marché du travail en général et la mobilité de la main-d'œuvre en particulier est susceptible d'avoir un impact sur la croissance de la productivité.

Cette comparaison semble indiquer aussi qu'il n'y a pas une différence de nature entre chacune des deux bases de données en ce qui concerne l'analyse des sources de la croissance de productivité. Celle-ci pourrait montrer une sorte d'homogénéité dans la nature des informations utilisées dans l'estimation, i.e. une homogénéité dans les objectifs des deux panels qui consistent, dans notre cas, à suivre d'une année à l'autre les ventes et la valeur ajoutée, la masse salariale et le nombre d'employés d'une même entreprise. Ce fait provient de l'élaboration de notre échantillon qui contient seulement les firmes survivantes entre la première et la dernière année.

#### **6.4 Discussion et analyse de sensibilité**

L'exercice de la décomposition LM menées ci-dessus démontre l'importance de la réallocation de la main-d'œuvre comme source de croissance de la productivité. Dans quelle mesure ces résultats sont robustes à des changements dans le degré de l'élasticité de substitution des biens intermédiaires ? Le tableau 3.V en annexe présente une analyse de robustesse de la nouvelle décomposition de Lentz et Mortensen (2008) pour les deux bases de données, i.e. le T2/PALE et l'EMTE. Nos estimations montrent que les résultats de la décomposition



ne varient pas beaucoup avec les changements du niveau de l'élasticité de substitution entre deux biens intermédiaires liés directement avec la recherche et développement. La première colonne présente les résultats lorsque la substitution est parfaite (les résultats de base). La deuxième et la troisième colonne donnent les résultats pour les substituts (l'élasticité de substitution est égale à 0,5 et 0,75, i.e. un cas de quasi-substitut). Nous trouvons que la variation de la croissance diminue légèrement par rapport au résultat initial. Plus spécifiquement, la demande d'un bien diminue dans le cas des substituts. Par contre, le taux de croissance augmente lorsque les biens sont des compléments (l'élasticité de substitution est égale à 1,25) reflétant une augmentation dans la demande de ces produits.

Il existe de nombreuses explications potentielles au sujet des mécanismes conduisant à la croissance moyenne de la productivité. L'originalité du modèle de Lentz et Mortensen (2008) consiste à décomposer la croissance de la productivité dans un modèle de destruction créatrice. Le modèle de Lentz et Mortensen (2008) attribue cette hausse de la croissance aux mouvements de travailleurs entre les activités économiques. Selon leur modèle, lorsque les nouvelles technologies sont introduites, elles impliquent nécessairement une réallocation de la main-d'œuvre vers les entreprises innovantes. Les estimations des auteurs impliquent qu'environ trois quarts de la hausse de la croissance peuvent être expliqués par la réallocation de la main-d'œuvre. Ces résultats confirment l'hypothèse du modèle selon lequel c'est le facteur travail qui explique l'évolution de la croissance.

Dans un contexte d'amélioration de la productivité, leur modèle soulève deux points. Le premier est que la réallocation de la main-d'œuvre reflète d'une façon inverse une perte possible de croissance de la productivité s'il y a des contraintes réduisant l'innovation (e.g. des contraintes institutionnelles). Le deuxième met l'accent sur les politiques facilitant la fluidité de la main-d'œuvre (les politiques de sécurité sociale qui aident les employés/employeurs à réduire les coûts durant la période de transition d'emploi à un autre emploi (Scarpetta,

Hemmings, Tressel et Woo (2002) ; Baldwin et Gorecki (1990)).

Cependant, pour Beaudry et Green (2003) c'est la différence dans l'investissement en capital physique qui constitue un élément essentiel dans la croissance. Leur étude cherche à expliquer la différence dans les salaires et l'emploi entre les États-Unis et l'Allemagne. Ils argumentent que si un pays accumule le capital physique d'une façon plus intensive que le capital humain, il en résulte une forte augmentation de l'inégalité et, par conséquent, il influence négativement la croissance de la productivité de ce pays. Au contraire, un pays qui accumule du capital physique à un rythme comparable au capital humain répartira ses ressources plus équitablement entre les deux technologies, et connaîtra une moindre hausse de l'inégalité. Les auteurs montrent qu'il existe un sentier de croissance équilibré où le rapport entre le stock de capital physique et le stock de capital humain conduit à réduire l'inégalité.

La discussion qui précède met en question la structure du modèle de Lentz et Mortensen (2008). L'intégration des composantes de la croissance de la productivité dans le cadre d'un modèle de croissance endogène, tout en ignorant le rôle du capital physique, peut être une raison conduisant à ce taux élevé de la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à la croissance de la productivité et donc accorder plus de poids à la composante inter-firmes.

## 7 Conclusion

Il existe plusieurs méthodes de décomposition de la croissance de la productivité totale du travail. L'utilisation de ces méthodes permet de quantifier la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à la croissance de productivité. Toutefois, nous remarquons qu'il existe une variabilité relativement grande dans les résultats des études empiriques antérieures concernant l'impact de la réallocation sur la croissance économique. Il est difficile d'évaluer la contribution de cette réallocation en comparant les études, car les résultats

varient selon le secteur, la période de l'analyse et la méthode de décomposition.

Dans cet article, nous utilisons une nouvelle décomposition proposée récemment par Lentz et Mortensen (2008) afin d'examiner la contribution de la réallocation à l'évolution de la productivité canadienne. Ainsi, à l'aide de données canadiennes sur les milieux de travail (le T2/PALE de 1999 à 2006 ; et l'EMTE de 1999 à 2006) de Statistique Canada, nous trouvons que la réallocation de la main-d'œuvre a un effet considérable sur la croissance de la productivité du travail.

Tout d'abord, le modèle de Lentz et Mortensen (2008) nous permet de valider la décomposition BHC concernant la réallocation de la main-d'œuvre à l'état stationnaire. Nos résultats indiquent que, en l'absence des chocs transitoires, la décomposition BHC ne permet pas d'identifier la réallocation des ressources dont on trouve que la contribution des entreprises existantes est égale à zéro.

L'application de la décomposition LM sur les données canadiennes nous montre que la croissance de la productivité est entièrement attribuable aux changements des parts de marché des entreprises existantes et à la dynamique d'entrée. Plus spécifiquement, la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à des entreprises en croissance et à des nouvelles entreprises contribue pour environ 72% de la croissance de la productivité pour la période allant de 1999 à 2006. Nous trouvons également que l'importance des entrées nettes pour ce qui est de la contribution de la réallocation à la croissance est très différente de la contribution des entreprises en place.

Une comparaison avec les résultats de Lentz et Mortensen (2008) obtenus sur les données danoises montre que le poids de la contribution de processus d'entrée-sortie est plus important dans la contribution de la croissance de la productivité. Au Canada, la réallocation de la main-d'œuvre à des nouvelles entreprises innovantes est plus grande qu'au Danemark. Ces résultats nous laissent croire que le niveau de protection d'emploi qui est moins élevé

en Amérique du Nord qu'en Europe augmente les flux des travailleurs et, par conséquent, leur rôle dans la croissance de la productivité du travail.

Finalement, dans un contexte d'amélioration de la productivité, il est important de créer un environnement dynamique capable de faciliter la mobilité des travailleurs entre les activités afin de générer une forte croissance de la productivité. Dans ce contexte, une meilleure politique doit viser à améliorer la qualité de cette source de la croissance, i.e. la réallocation de la main-d'œuvre. L'amélioration du capital humain actif dans le processus de production, par exemple l'investissement en capital humain via la formation, favorise bien la productivité en facilitant la fluidité du marché d'emploi.

Nous souhaitons dans l'extension de ce travail estimer le modèle de Lentz et Mortensen (2008) en tenant compte de la variabilité des paramètres auxiliaires. Pour ce faire, nous allons incorporer dans un premier temps l'algorithme d'optimisation de Nelder-Mead. L'algorithme de Nelder-Mead utilise la méthode de calcul numérique du simplexe qui minimise une fonction dans un espace à plusieurs dimensions. La fonction à minimiser est évaluée à chaque point du simplexe. Ensuite, nous chercherons les contraintes liées au domaine des paramètres propres à cet algorithme d'optimisation. Il s'agit des coefficients d'expansion, de contraction et de réflexion et des vecteurs minimum et maximum. Le défi est que, pour les fonctions ayant plusieurs minima, la convergence de l'algorithme est sensible aux choix de paramètres de cet algorithme.

## 8 Références

- [1] Aghion, P. et P. Howitt (1994), “Growth and Unemployment”, *Review of Economic Studies*, 61 (3) : 477-494.
- [2] Aghion, P. et P. Howitt (1992), “A Model of Growth Through Creative Destruction”, *Econometrica*, 60 (2) : 323-351.
- [3] Baily, M. N., Hulten, C. et D. Campbell (1992), “Productivity Dynamics in Manufacturing Plants”, *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, 187-267.
- [4] Baldwin, J. R. et P. K. Gorecki (1991), “Firm Entry and Exit in the Canadian Manufacturing Sector, 1970-1982”, *Canadian Journal of Economics*, 24 (2) : 300-323.
- [5] Baldwin, J. R. et W. Gu (2004), “Industrial Competition, Shifts in Market Share and Productivity Growth”, Cahier de recherche, Statistique Canada.
- [6] Baldwin, J. R. et W. Gu (2006), “Competition, Firm Turnover and Productivity Growth”, Cahier de recherche, Statistique Canada.
- [7] Baldwin, J. R. et W. Gu (2011), “Firm Dynamics and Productivity Growth : a Comparison of the Retail Trade and Manufacturing Sectors”, *Industrial and Corporate Change*, 20 (2) : 367-395.
- [8] Bartelsman, E. J. et M. Doms (2000), “Understanding Productivity : Lessons from Longitudinal Microdata”, *Journal of Economic Literature*, 38 (3) : 569-594.
- [9] Bartelsman, E. J., J. Haltiwanger, et S. Scarpetta (2004), “Microeconomic Evidence of Creative Destruction in Industrial and Developing Countries”, Policy Series Working Paper No. 3464, Banque Mondiale.
- [10] Bartelsman, E. J., Scarpetta, S. et F. Schivardi (2005), “Comparative Analysis of Firm Demographics and Survival : Micro-Level Evidence for the OECD Countries”, *Industrial and Corporate Change*, 14 (3) : 365-391.

- [11] Beaudry, P. et D. Green (2003), “The Changing Structure of Wages in the US and Germany : What explains the differences?”, *American Economic Review*, 93 (3) : 573-603.
- [12] Blanchard, O., et P. Portugal (2001), “What Hides Behind an Unemployment Rate : Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets”, *American Economic Review*, 91 (1) : 187-207.
- [13] Cahuc, P. et A. Zylberberg (2005), “Le chômage : fatalité ou nécessité?”, Paris, Flammarion.
- [14] Clark, R., Dostie, B. et A. Fasih (2009), “Quelle est la contribution de la réallocation de la main-d’œuvre à la croissance de la productivité?”, Cahier de recherche, Centre sur la productivité et la prospérité, Canada.
- [15] Crépon B. et R. Duhautois (2003), “Ralentissement de la productivité et réallocations d’emplois : deux régimes de croissance”, *Économie et Statistique*, 367 : 69-82.
- [16] Disney, R., Haskel, J. et Y. Heden (2003), “Restructuring and Productivity Growth in UK Manufacturing”, *Economic Journal*, 113 (489) : 666-694.
- [17] Foster, L., Haltiwanger, J. et C. J. Krizan (2001), “Aggregate Productivity Growth : Lessons from Microeconomic Evidence”, Dans Edward Dean, Michael Harper, et Charles Hulten (Eds.), *New Developments in Productivity Analysis*, Chicago : Les Presses de l’Université de Chicago.
- [18] Griliches, Z. et H. Regev (1995), “Firm Productivity in Israeli Industry 1979-1988”, *Journal of Econometrics*, 65 (1) : 175-203.
- [19] Haskel, J. et R. Sadun (2009), “Entry, Exit and Labor Productivity in U.K. Retailing : Evidence from Micro Data”, dans Timothy Dunne, J. Bradford Jensen, et Mark J. Roberts (Eds.), *Producer Dynamics : New Evidence from Micro Data*, Chicago : University of Chicago Press.

- [20] Haltiwanger, J. (1997), “Measuring and Analyzing Aggregate Fluctuations : the Importance of Building from Microeconomic Evidence”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, pp. 55-77.
- [21] Jovanovic, B. (1982), “Selection and the Evolution of Industry”, *Econometrica*, 50 (3) : 649-670.
- [22] LaRochelle-Côté, S. (2007), “Tariff Reduction and Employment in Canadian Manufacturing”, *Canadian Journal of Economics*, 40 (3) : 843-860.
- [23] Lentz, R. et D. Mortensen (2008), “An Empirical Model of Growth Through Product Innovation”, *Econometrica*, 76 (6) : 1317-1373.
- [24] Ljungqvist, L. et T. Sargent (1998), “The European Unemployment Dilemma”, *Journal of Political Economy*, 106 : (3) : 514-550.
- [25] Lucas, R. E. Jr. (1978), “On the Size Distribution of Business Firms”, *The RAND Journal of Economics*, 9 (2) : 508-523.
- [26] McFadden, D. (1989), “A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models Without Numerical Integration”, *Econometrica*, 57 (5) : 995-1026.
- [27] Scarpetta, S., Hemmings, P., Tresselt, T. et J. Woo (2002), “The Role of Policy and Institutions for Productivity and Firm Dynamics : Evidence from Micro and Industry Data”, Cahier de recherche, Economics Department Working Paper No. 329, OCDE.
- [28] Stewart, J. (2002), “Recent Trends in Job Stability and Job Security : Evidence from the March CPS”, Cahier de recherche, Bureau of Labor Statistics, États-Unis.

## 9 Annexes

### 9.1 Annexe A : Description et identification du modèle de croissance de LM

Lentz et Mortensen (2008) développent et estiment un modèle de croissance endogène dans une économie composée de firmes hétérogènes. Dans ce modèle, l'introduction des nouveaux produits ou des nouvelles techniques de production font en sorte de créer un flux des travailleurs entre les activités. Certains postes vont être créés et d'autres vont disparaître, ce qui conduit à une réallocation de la main-d'œuvre entre les secteurs et entre les firmes dans un même secteur. Le modèle reflète l'importance de ces flux d'emploi à emploi qui sont induits par le processus destruction créatrice.

En bref, l'innovation - recherche et développement - se fait au niveau des biens intermédiaires qui permettent d'obtenir le produit final (output). L'hétérogénéité est introduite au niveau de l'innovation qui diffère entre les firmes selon leur capacité à faire de la recherche et développement. L'innovation est considérée comme une variable stochastique, i.e. la firme ne peut pas cibler l'innovation pour un marché particulier. Une nouvelle version du bien ou des produits arrive avec une fréquence égale au taux de création des produits propre à chaque firme pondéré par le nombre des biens intermédiaires. Le marché de l'ancien modèle du bien est détruit par la création des nouveaux produits. La firme entre sur le marché avec au moins un produit. À l'équilibre, une firme plus productive, se développe plus rapidement, a plus de chance de rester sur le marché et elle offre un nombre plus grand de produits.

Dans l'estimation du modèle, le taux d'intérêt est fixé à  $r = 0,05$ . Le salaire  $w$  est identifié comme étant le salaire moyen par travailleur dans l'échantillon  $w = 372,40$  (dans le T2/PALE) et  $w = 432,60$  (dans l'EMTE). La taille de notre échantillon  $n$  contient 50534 firmes survivantes entre 1999 et 2006 (dans le T2/PALE) et 5275 firmes survivantes entre 1999 et 2006 (dans l'EMTE). La forme réduite du modèle LM est estimée sur les données



canadiennes en attribuant aux différents paramètres auxiliaires  $\omega$  les mêmes valeurs que celles données dans le papier de Lentz et Mortensen (2008) et donc nous estimons une version restreinte du modèle. Ces paramètres auxiliaires définissent l'état stationnaire et sont utilisés pour identifier le modèle LM en établissant une relation unique entre le modèle structurel et la forme réduite.

Le vecteur des paramètres auxiliaires contient 16 paramètres.  $c_0, c_1$  sont respectivement les paramètres d'échelle et de courbure de la fonction de coût utilisées pour produire les biens intermédiaires (i.e. les coûts de l'innovation). Sans perte de généralité, Lentz et Mortensen (2008) supposent que le coût de production est le même pour tous les biens intermédiaires parce que ces coûts sont fixes à l'état d'équilibre étant donné que le prix de ventes de ces biens est aussi fixe. Le taux d'entrée des nouvelles firmes dans le marché  $\eta$  ne varie pas d'un pays à l'autre. Malgré que les nouvelles firmes se caractérisent par leur petite taille à l'entrée et elles se développent plus vite en Amérique du Nord, le taux d'entrée et de sortie des firmes est similaire en Amérique du Nord et en Europe (Bartelsman, Scarpetta et Schivardi (2005)).

Trois paramètres  $o_Z, \beta_Z$  et  $\xi_Z$  sont liés à la distribution de la demande globale du marché. Cette dernière est considérée comme un numéraire dans le modèle LM pour toute la période  $t$ . Cette distribution est de type Weibull qui est définie par ces trois paramètres :  $o_Z$  est le paramètre de localisation,  $\beta_Z$  représente le paramètre de forme, et finalement  $\xi_Z$  est le paramètre d'échelle de la distribution. La fonction Weibull 3-paramètres utilisée peut être écrite comme suit :

$$f(x; o_Z, \beta_Z, \xi_Z) = \frac{\beta_Z}{\xi_Z} \left( \frac{x - o_Z}{\xi_Z} \right)^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{x-o_Z}{\xi_Z}\right)}$$

pour  $f(x; o_Z, \beta_Z, \xi_Z) \geq 0$ ;  $o_Z, \beta, \xi_Z \geq 0$ .

Deux autres termes consistent à présenter les termes d'erreurs utilisés dans l'estimation :

$\varepsilon_Y^2$  pour les ventes/valeur ajoutée et  $\varepsilon_W^2$  pour la masse salariale. À l'état stationnaire ces deux termes sont égaux à zéro pour contrôler l'erreur de mesure.

Dans leur modèle, Lentz et Mortensen (2008) supposent que le type de la l'entreprise  $\tau$  est inconnu *ex ante* mais sera réalisé après la première innovation. Le type d'entreprise diffère donc par rapport à la distribution de l'amélioration de la qualité du produit. Chaque distribution Weibull  $\xi_\tau$  se distingue par son propre paramètre d'échelle ( $\tau = 1, 2, 3$ ) reflétant les différents types d'entreprises. La probabilité d'être de type  $\tau$  est représentée par une distribution Weibull  $\phi_\tau$ . Cette probabilité se caractérise par un paramètre de forme commun  $\beta_q$  pour chacun des trois types.

Le coût du capital par unité de production  $\kappa$  est constant pour tous les biens intermédiaires. Sans perte de généralité, Lentz et Mortensen (2008) supposent que le coût de production est le même pour tous les biens intermédiaires parce que ces couts sont fixes à l'état d'équilibre étant donné que le prix de ventes de ces biens est aussi fixe.

Finalement, l'élasticité de substitution des biens intermédiaires  $\sigma$  permet de vérifier la sensibilité des composantes de la décomposition LM suite à un changement dans le degré des biens intermédiaires. Ce taux est fixé à 1 pour indiquer que la substitution est parfaite. Ensuite, nous utilisons un taux égal à 0,5 et 0,75 qui signifient un cas de quasi-substitut. Enfin, ce taux est fixé à 1,25 pour indiquer que les biens sont des compléments.

Tableau 3.I : Valeurs des paramètres auxiliaires utilisées dans l'estimation du modèle de

Croissance LM			
Variable	Valeur initiale	Variable	Valeur initiale
$c_0$	175.815	$\xi_1$	0.000
$c_1$	3.728	$\xi_2$	0.352
$\eta$	0.045	$\xi_3$	0.416
$o_Z$	608.272	$\phi_1$	0.847
$\beta_Z$	0.957	$\phi_2$	0.095
$\xi_Z$	0.599	$\beta_q$	0.427
$\varepsilon_Y^2$	0.032	$\kappa$	150.012
$\varepsilon_W^2$	0.025	$\sigma$	1.000

## 9.2 Annexe B : Tableaux

Tableau 3.II : Décomposition BHC de la croissance et analyse contrefactuelle

	<i>Données</i>	<i>Estimation</i>	<i>État d'équilibre avec entrée</i>			
			<i>Estimation</i>	<i>CF1</i>	<i>CF2</i>	<i>CF3</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>T2/PALE (1999-2006)</i>					
Effet intra-firme	0.6619	0.8272	1.0858	0.8522	0.8910	0.7383
Effet inter-firmes	0.3942	0.3693	0.3186	0.1042	0.1407	0.0002
Effet covariance	-0.6206	-0.3165	-0.6661	-0.2175	-0.2928	0.0002
Sortie des firmes	0.5645	0.1200	0.1521	0.1505	0.1505	0.1504
Entrée des firmes	-	-	0.1095	0.1104	0.1105	0.1106
	<i>EMTE (1999-2006)</i>					
Effet intra-firme	0.7928	0.8881	1.1044	0.8210	0.8967	0.7374
Effet inter-firmes	0.1022	0.4411	0.3389	0.1120	0.1474	0.0002
Effet covariance	0.0446	-0.4581	-0.7060	-0.2327	-0.3062	0.0002
Sortie des firmes	0.0604	0.1289	0.1555	0.1537	0.1537	0.1536
Entrée des firmes	-	-	0.1071	0.1080	0.1081	0.1083

*Note* : L'analyse contrefactuelle (CF1) contrôle pour l'erreur de mesure, i.e.  $\varepsilon_Y^2 = \varepsilon_W^2 = 0$ .  
L'analyse contrefactuelle (CF2) = CF1 + l'absence d'un choc de demande.  
L'analyse contrefactuelle (CF3) = CF1 + CF 2 + l'absence d'une dispersion dans la qualité d'innovation.  
T2/PALE : Programme d'analyse longitudinale de l'emploi.  
EMTE : Enquête sur le milieu de travail et les employés.

Tableau 3.III : Décomposition LM de la croissance de la productivité

	<i>T2/PALE (1999-2006)</i>	<i>EMTE (1999-2006)</i>
	$\sigma = 1$	$\sigma = 1$
$\Delta P_t$	0.0108 (0.0005)	0.0103 (0.0004)
<u>Décomposition</u> (Fraction de $\Delta P_t$ )		
Effet net d'entrée	0.2692 (0.0166)	0.2838 (0.0168)
Effet sélection	0.4529 (0.0261)	0.4351 (0.0257)
Effet résiduel	0.2777 (0.0104)	0.2811 (0.0098)

*Note* : Les écarts types des estimations sont obtenus par la méthode bootstrap.

$\Delta P_t$  est la variation de la croissance de la productivité.

$\sigma$  est l'élasticité de substitution des biens intermédiaires ( $\sigma = 1$ , i.e. la substitution est parfaite).

T2/PALE : Programme d'analyse longitudinale de l'emploi.

EMTE : Enquête sur le milieu de travail et les employés.

Tableau 3.IV : Comparaisons entre la décomposition LM pour le Canada et le Denmark

	<i>Canada</i>		<i>Denmark</i>
	<i>T2/PALE (1999-2006)</i>	<i>EMTE (1999-2006)</i>	<i>DBSR (1992-1997)</i>
	$\sigma = 1$	$\sigma = 1$	$\sigma = 1$
$\Delta P_t$	0.0108 (0.0005)	0.0103 (0.0004)	0.0139 (0.0006)
Décomposition (Fraction de $\Delta P_t$ )			
Effet net d'entrée	0.2692 (0.0166)	0.2838 (0.0168)	0.2110 (0.0149)
Effet sélection	0.4529 (0.0261)	0.4351 (0.0257)	0.5282 (0.0270)
Effet résiduel	0.2777 (0.0104)	0.2811 (0.0098)	0.2608 (0.0128)

*Note* : Les écarts types des estimations sont obtenus par la méthode bootstrap.

$\Delta P_t$  est la variation de la croissance de la productivité.

$\sigma$  est l'élasticité de substitution des biens intermédiaires ( $\sigma = 1$ , i.e. la substitution est parfaite).

T2/PALE : Programme d'analyse longitudinale de l'emploi.

EMTE : Enquête sur le milieu de travail et les employés.

DBSR : Danish Business Statistics Register.

Tableau 3.V : Analyse de robustesse de la décomposition LM, Canada (1999-2006)

	$\sigma = 1$	$\sigma = 0.50$	$\sigma = 0.75$	$\sigma = 1.25$
	<i>T2/PALE (1999-2006)</i>			
$\Delta P_t$	0.0108 (0.0005)	0.0092 -	0.0103 -	0.0114 -
Décomposition (Fraction de $\Delta P_t$ )				
Effet net d'entrée	0.2692 (0.0166)	0.2483 -	0.2481 -	0.3141 -
Effet sélection	0.4529 (0.0261)	0.4971 -	0.4909 -	0.3933 -
Effet résiduel	0.2777 (0.0104)	0.2545 -	0.2608 -	0.2924 -
	<i>EMTE (1999-2006)</i>			
$\Delta P_t$	0.0103 (0.0004)	0.0087 -	0.0097 -	0.0109 -
Décomposition (Fraction de $\Delta P_t$ )				
Effet net d'entrée	0.2838 (0.0168)	0.2638 -	0.2612 -	0.3297 -
Effet sélection	0.4351 (0.0257)	0.4767 -	0.4740 -	0.3755 -
Effet résiduel	0.2811 (0.0098)	0.2593 -	0.2647 -	0.2947 -

*Note* : Les écarts types des estimations sont obtenus par la méthode bootstrap.

Les écarts types n'ont pas été calculés pour l'analyse de la robustesse.

$\Delta P_t$  est la variation de la croissance de la productivité.

$\sigma$  est l'élasticité de substitution des biens intermédiaires ( $\sigma = 1$ , i.e la substitution est parfaite,  $\sigma = 0.50$  et  $0.75$ , i.e. un cas de quasi-substitut, et  $\sigma = 1.25$ , i.e. les biens sont des compléments).

## Conclusion générale

À travers notre thèse nous nous sommes penchés sur certains problèmes du marché du travail au Canada. Nous nous sommes intéressés spécifiquement à l'utilisation des vacances payées auxquelles l'employé a droit par année, à la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille dans les établissements, et au rôle de la réallocation de la main-d'œuvre à la promotion de la croissance de la productivité.

Nous étudions d'abord la relation entre les heures travaillées, les salaires et les vacances payées. L'intérêt principal de ces relations vient du fait que les heures annuelles travaillées déterminent le niveau de vie en termes de produit intérieur brut (PIB) per capita. L'intérêt encore plus particulier vient du fait que la relation salaire-vacances est considérée comme une composante importante du contrat du travail. L'examen de cette question pourrait donc guider les responsables dans leur décision d'attirer la force de travail grâce à une politique adéquate des avantages sociaux.

Les résultats indiquent que les heures annuelles travaillées diminuent d'environ 45 heures travaillées, i.e. par plus d'une semaine de travail, pour chaque semaine additionnelle de vacances utilisées. Après ajustement pour le biais dû au fait que les travailleurs ont des préférences différentes dans l'utilisation de vacances et que les lieux de travail peuvent avoir des politiques de compensation de vacances payées différentes, nous trouvons que les heures annuelles travaillées diminuent de 29 heures. Ces résultats suggèrent que l'existence d'effets non observés - employé (i.e. préférences différentes dans l'utilisation des vacances) et firme (i.e. politiques de compensation de vacances payées différentes) - conduit de nombreux employés, qui déclarent avoir plus de semaines de vacances utilisées, à travailler pendant un peu plus d'heures chaque année. En ce qui concerne les relations avec les salaires, les résultats montrent qu'il existe une relation positive entre les vacances autorisées et le salaire. Ceci nous laisse croire que le fait d'avoir reçu plus de vacances autorisées, en termes des

avantages sociaux, constitue un indice pour avoir un salaire plus élevé. Une explication possible est que l'hétérogénéité des firmes implique que certaines d'entre elles adoptent des salaires et des avantages élevés pour attirer les employés sur le marché du travail ou pour réduire le taux de roulement.

Le deuxième essai étudie l'impact de la disponibilité des pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille sur le salaire. Le conflit travail-famille est un des principaux problèmes de bien-être à cause des conséquences négatives sur la santé des employés. Les entreprises pourraient tirer des avantages d'une politique favorisant une meilleure disponibilité des pratiques d'aide. Comme dans la littérature, les résultats indiquent que :

(i) il y a une différence significative entre les femmes et les hommes dans la disponibilité des soins aux aînés et d'aide pour le gardiennage ;

(ii) les travailleurs à temps partiel sont moins susceptibles d'avoir les pratiques d'aide ;

(iii) les pratiques d'aide sont positivement corrélées seulement au niveau de la firme. Ceci signifie que les firmes qui offrent la pratique d'aide pour le gardiennage offrent également les pratiques des soins aux aînés et de l'assurance-maladie complémentaire.

(iv) la disponibilité des pratiques d'aide est associée à une réduction du salaire, i.e. nous pouvons conclure quant à l'existence d'un équilibre hédonique pour lequel les travailleurs avec de telles pratiques d'aide font face à une réduction implicite de leur salaire.

Sur le plan des implications pour la politique publique, la question qui se pose est la suivante : une politique de conciliation travail-famille est-elle nécessaire ? Le taux modeste de la disponibilité des pratiques d'aide suggère que le gouvernement doit jouer son rôle dans ce domaine. De plus, l'impact des pratiques d'aide que notre analyse suggère sur le salaire, suggère que le gouvernement doit aussi intervenir pour aider les employés à supporter les coûts des pratiques d'aide sachant que celles-ci améliorent la productivité des employés.

Les deux premiers essais analysent les déterminants de deux types d'avantages sociaux



des employés (les vacances payées et les pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille) et leur impact sur les salaires. Les questions de ces essais touchent la décision de la firme d'offrir des avantages sociaux, et la décision de l'employé de choisir un emploi avec une combinaison particulière de salaires et avantages sociaux. Nous remarquons qu'il y a une certaine dichotomie entre les deux premiers essais. La firme peut offrir les vacances payées et les pratiques d'aide pour attirer et garder certaines catégories d'employés qualifiés ou pour diminuer le taux de roulement de la main-d'œuvre. Ceci est cohérent avec les modèles de recherche d'emploi. Par contre, la nature de ces deux types d'avantages sociaux est différente. Contrairement aux vacances payées qui ont un objectif commun pour tous les employés et qui sont utilisés tout au long de la vie professionnelle des employés, les pratiques d'aide à l'équilibre travail-famille attirent seulement un groupe particulier des employés et pour une période temporaire de leur vie professionnelle (par exemple, les familles avec de jeunes enfants). La population d'utilisateurs est donc un groupe particulier de travailleurs. De plus, les vacances payées sont offertes dans toutes les entreprises mais les pratiques d'aide ne sont pas disponibles dans la plupart des entreprises (Budd et Mumford (2006)). Les employés voient donc les pratiques d'aide, si elles sont disponibles, comme un cadeau et, en contrepartie, les employés sont prêts à payer pour les pratiques d'aide et leur volonté de payer pour les pratiques d'aide ne varie pas avec la quantité offerte de ces pratiques (Eriksson et Kristensen (2011)).

Finalement, le troisième essai examine le rôle de la réallocation des travailleurs dans la croissance de la productivité. Elle décompose la croissance moyenne de la productivité du travail en composantes liées à (1) l'innovation à l'intérieur de l'établissement, (2) la réallocation de la main-d'œuvre d'entreprises existantes moins productives vers des entreprises plus productives et (3) la réallocation de la main-d'œuvre d'entreprises moins productives qui sortent du marché vers des nouvelles entreprises plus productives. Notons que la quan-

tification de chacune de ces composantes vise à informer les décideurs de quelle catégorie d'outils politiques est la plus susceptible d'agir sur la croissance de la productivité.

L'application de la nouvelle décomposition de Lentz et Mortensen (2008) sur les données canadiennes nous montre que la croissance de la productivité est entièrement attribuable aux changements des parts de marché des entreprises existantes plus productives et à la dynamique d'entrée. Plus spécifiquement, la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à des entreprises en croissance et à des nouvelles entreprises contribue pour environ 72% de la croissance de la productivité pour la période allant de 1999 à 2006. Nous trouvons également que la contribution de la réallocation de la main-d'œuvre à la croissance de la productivité est plus importante en Amérique du Nord qu'en Europe. Ce constat pourrait être relié à la différence de réglementation du marché du travail entre les deux côtés de l'atlantique.

En conclusion, l'une des pistes de recherches pourrait consister à comparer entre le Canada et d'autres pays industrialisés dans le but d'évaluer les politiques favorisant l'utilisation des vacances payées, l'augmentation de la disponibilité des pratiques d'aide à la gestion de l'équilibre travail-famille, et la promotion de la croissance de la productivité.

