

Quel rôle jouent les politiques de rémunération propres aux entreprises dans l'écart de rémunération entre les sexes au Canada?

par Jiang Li, Benoit Dostie et Gaëlle Simard-Duplain

Date de diffusion : le 16 novembre 2020



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à STATCAN.infostats-infostats.STATCAN@canada.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Programme des services de dépôt

- | | |
|-----------------------------|----------------|
| • Service de renseignements | 1-800-635-7943 |
| • Télécopieur | 1-800-565-7757 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous «Contactez-nous» > «[Normes de service à la clientèle](#)».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté la Reine du chef du Canada, représentée par le ministre de l'Industrie 2020

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Quel rôle jouent les politiques de rémunération propres aux entreprises dans l'écart de rémunération entre les sexes au Canada?

par

Jiang Li

Division de l'analyse économique
Statistique Canada

Benoit Dostie

HEC Montréal

Gaëlle Simard-Duplain

Centre for Innovative Data in Economics Research (CIDER),
Université de la Colombie-Britannique

11F0019M N° 456

2019XXX

ISSN 1205-9161

ISBN 978-0-660-36556-5

Novembre 2020

Direction des études analytiques Documents de recherche

La série Direction des études analytiques : documents de recherche permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction des études analytiques et les collaborateurs. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, l'immigration, la scolarité et les compétences, la mobilité du revenu, le bien-être, le vieillissement, la dynamique des entreprises, la productivité, les transitions économiques et la géographie économique. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires et suggestions.

Tous les documents de la série Direction des études analytiques : documents de recherche font l'objet d'une révision interne et d'une révision par les pairs. Cette démarche vise à faire en sorte que les documents soient conformes au mandat de Statistique Canada à titre d'organisme statistique gouvernemental et qu'ils respectent les normes généralement reconnues régissant les bonnes méthodes professionnelles.

Tout en respectant la politique, les lignes directrices et les principes généraux du *Manuel de la politique administrative du Conseil du Trésor* relatifs à l'emploi du féminin dans les écrits gouvernementaux, dans les textes qui traitent de collectivités, l'emploi du masculin générique est utilisé pour des raisons stylistiques et d'économie d'espace.

Remerciements

Nous remercions Wendy Cukier, Marie Drolet, René Morrissette et Nicole Yaansah pour leurs commentaires et leurs suggestions utiles. Nous aimerions aussi remercier les évaluateurs de Femmes et Égalité des genres Canada pour leurs commentaires. La présente étude a été financée par Femmes et Égalité des genres Canada.

Table des matières

Résumé	5
Sommaire	6
1 Introduction	7
2 Analyse documentaire	9
3 Modèle empirique	12
3.1 Normalisation des effets d'entreprise et ensemble relié double	13
3.2 Décomposition de l'effet des primes salariales à l'échelle des entreprises	14
4 Données	15
4.1 Source des données	15
4.2 Statistiques sommaires	16
5 Résultats	20
5.1 Estimations de coefficient : modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis	20
5.2 Modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis : analyse de la variance	22
5.3 Normalisation de l'effet fixe d'entreprise : résultats des régressions en bâton de hockey.....	24
5.4 Résultats de la décomposition : contribution des primes salariales des entreprises, rôle des appariements et effets de fixation de la rémunération.....	25
5.5 Effets du cycle de vie	27
5.6 Différences entre les provinces	28
5.7 Différences selon l'état matrimonial.....	29
5.8 Enfants.....	30
6 Conclusion	30
7 Annexe	31
7.1 Tableaux.....	31
Bibliographie	35

Résumé

À l'aide des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés de 2001 à 2015, la présente étude permet d'examiner l'incidence des politiques des entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération sur l'écart de rémunération entre les sexes au Canada. Conformément aux études publiées et suivant la méthodologie de Card, Cardoso et Kline (2016), l'étude révèle que les primes salariales propres aux entreprises permettent d'expliquer près du quart de l'écart de rémunération moyen de 27 % entre les travailleuses et les travailleurs. En moyenne, les pratiques d'embauche des entreprises, ou l'appariement (c.-à-d. les différences dans la proportion relative des femmes embauchées dans les entreprises offrant des salaires élevés), et les politiques de fixation de la rémunération (c.-à-d. les différences au chapitre de la rémunération selon le sexe au sein d'entreprises semblables) permettent dans chaque cas d'expliquer environ la moitié de cet effet d'entreprise. La différence de composition entre les deux voies varie considérablement au cours de la vie et selon la province, et l'état matrimonial et la situation familiale. La présente étude est la première à appliquer les travaux de Card, Cardoso et Kline (2016) à l'étude de l'écart de rémunération entre les sexes dans un contexte canadien, et la première à documenter l'importance de l'état matrimonial dans la décomposition du rôle que jouent les entreprises selon les effets d'appariement et les effets de fixation de la rémunération.

Sommaire

Les salaires des Canadiennes ont considérablement rattrapé ceux de leurs homologues masculins, surtout des années 1970 au début des années 1990. Cependant, la convergence de la rémunération selon le sexe a ralenti depuis 1998. Les chercheurs ont du mal à expliquer ce phénomène en considérant le capital humain seulement (p. ex. le niveau de scolarité et la durée d'occupation de l'emploi). Parallèlement, de plus en plus d'études suivant la méthodologie d'Abowd, Kramarz et Margolis (AKM) (1999) soulignent le rôle important que jouent les entreprises dans la contribution à cet écart salarial entre les sexes, même après la prise en compte des caractéristiques observées et non observées des travailleurs.

Dans ce contexte, la présente étude vise à déterminer si les entreprises influent différemment sur la rémunération des femmes et des hommes au Canada et dans quelle mesure. Plus précisément, l'étude porte sur l'incidence des politiques des entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération sur l'écart de rémunération entre les sexes. Selon la méthodologie de Card, Cardoso et Kline (2016), l'étude applique le modèle d'AKM au contexte canadien en mettant à profit les données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés de 2001 à 2015. Cet ensemble de données administratives offre des renseignements sociaux et économiques détaillés sur les travailleurs et leurs employeurs, ce qui permet de caractériser les effets d'entreprise sur l'écart de rémunération entre les sexes chez les travailleurs selon différentes modalités de vie et compositions de la famille.

Conformément aux études publiées qui reposent sur le modèle d'AKM, la présente étude révèle que les primes salariales propres aux entreprises permettent d'expliquer près du quart de l'écart de rémunération de 27 % observé entre les travailleuses et les travailleurs. En moyenne, les pratiques d'embauche des entreprises ou l'appariement (c.-à-d. les différences dans la proportion relative des femmes embauchées dans les entreprises offrant des salaires élevés), et les politiques de fixation de la rémunération (c.-à-d. les différences au chapitre de la rémunération selon le sexe au sein d'entreprises semblables) permettent dans chaque cas d'expliquer environ la moitié de cet effet d'entreprise.

La présente étude révèle des différences provinciales considérables dans le rôle que jouent les entreprises. Selon des comparaisons réalisées entre les trois plus grandes provinces, la Colombie-Britannique affiche l'écart de rémunération le plus important ainsi qu'un rôle prépondérant des appariements, tandis que l'écart observé au Québec représente environ les deux tiers de cet écart et s'explique davantage par les politiques de fixation de la rémunération. L'Ontario affiche un écart se situant entre les deux. De plus, les résultats de l'étude confirment que l'écart de rémunération entre les sexes augmente au cours de la vie, tout comme l'importance de la voie de l'appariement. On peut faire des observations semblables en comparant les parents avec les personnes sans enfants. Enfin, le rôle des politiques des entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération est sensiblement différent selon l'état matrimonial, un aspect déterminant pour comprendre l'écart de rémunération entre les sexes qu'on ne trouve pas dans les travaux précédents. En particulier, l'écart de rémunération entre les sexes observé chez les femmes vivant en union libre est plus faible que celui des femmes mariées, et une moins grande partie de cet écart peut s'expliquer par le fait de se retrouver dans des emplois moins bien rémunérés.

La présente étude est la première à appliquer la méthodologie de Card, Cardoso et Kline (2016) au contexte canadien, et la première à documenter l'importance de l'état matrimonial dans la décomposition du rôle que jouent les entreprises en effets d'appariement et en effets de fixation de la rémunération.

1 Introduction

Les salaires des Canadiennes ont considérablement rattrapé ceux de leurs homologues masculins au cours des dernières décennies. En 2018, le ratio de la rémunération femmes-hommes était de 0,9 (Pelletier, Patterson et Moyser, 2019), comparativement à 0,8 en 1981 (Baker et Drolet, 2010)¹. Cependant, une grande partie de ces gains remonte à la fin des années 1990 et au début des années 2000, et les chercheurs ont du mal à expliquer le ralentissement de la convergence entre les résultats des femmes et des hommes depuis 1998 (Drolet, 2011; Morissette, Picot et Lu, 2013; Pelletier, Patterson et Moyser, 2019). Des données récentes donnent à penser que l'écart qui subsiste découle non pas de différences dans le capital humain, comme le niveau de scolarité et l'expérience de travail, mais de différences d'appariement entre les femmes et les hommes dans les différentes industries (Pelletier, Patterson et Moyser, 2019). Dans ce contexte, la présente étude vise à déterminer si les entreprises influent différemment sur la rémunération des femmes et des hommes et, le cas échéant, dans quelle mesure. La façon dont ces effets d'entreprise différents évoluent au cours de la vie et varient selon l'état matrimonial et la présence d'enfants est aussi examinée dans l'étude.

De plus en plus d'études publiées documentent le rôle important que jouent les employeurs dans la fixation de la rémunération de leurs employés ou l'adoption de politiques de rémunération propres à l'entreprise, même après la prise en compte de la productivité observée et non observée des travailleurs (p. ex. Abowd, Kramarz et Margolis, 1999)². Autrement dit, des travailleurs par ailleurs identiques peuvent être différents sur le plan de la rémunération, si l'on se fonde uniquement sur l'entreprise dans laquelle ils sont employés. Récemment, Card, Cardoso et Kline (2016) ont utilisé cette compréhension des choses dans l'étude de l'écart salarial entre les sexes en comparant l'incidence des pratiques des entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération sur les femmes et les hommes. Bien que ces pratiques soient rarement observées par les chercheurs, Card, Cardoso et Kline (2016) ont adapté une méthode statistique pour leur permettre de caractériser les pratiques d'embauche d'une entreprise en s'appuyant sur la composition de l'effectif qui travaille pour cette entreprise. La composition de la main-d'œuvre d'une entreprise témoigne de la propension de l'entreprise à embaucher certains travailleurs plutôt que d'autres ainsi que des préférences des travailleurs pour différents types d'entreprises et leurs réseaux sociaux et professionnels. De façon similaire, Card, Cardoso et Kline (2016) ont caractérisé les pratiques de fixation de la rémunération des entreprises dans le contexte de l'écart salarial entre les sexes en comparant les salaires moyens des hommes dans une entreprise donnée à ceux des femmes dans cette même entreprise. Dans ces deux études, les auteurs ont estimé que les pratiques des entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération représentaient environ 20,0 % de l'écart salarial entre les sexes au Portugal³.

-
1. Dans l'ensemble de données issu des données administratives, le sexe est biologique et est attribué à la naissance. Il n'est pas possible de faire la distinction entre le sexe attribué à la naissance et le genre, l'identité de genre ou l'expression de genre. La plupart des données sur l'écart salarial entre les « genres » au Canada présentent une limite semblable, y compris les études examinées à la section 2. Le manque général de données sur les résultats sur le marché du travail des personnes LGBTQ2+ au Canada a été documenté dans une enquête récente menée par Waite, Ecker et Ross (2019). La collecte de données de Statistique Canada vise de plus en plus à faciliter la recherche non genrée dans l'avenir (Moyser, 2019).
 2. Les politiques de rémunération propres aux entreprises, ou les primes salariales propres aux entreprises, se rapportent aux primes salariales offertes par les entreprises par rapport à l'ensemble du marché du travail. La spécification empirique en rend compte avec des effets fixes d'entreprise. Dans le reste du présent document, les termes « primes salariales propres aux entreprises » et « effets fixes d'entreprise » sont utilisés de manière interchangeable.
 3. La méthodologie utilisée par Card, Cardoso et Kline (2016) ne permet pas d'expliquer les facteurs qui sous-tendent les deux mécanismes différents. Consulter la section 2, « Analyse documentaire », pour obtenir un exposé détaillé de ces mécanismes.

Dans le présent article, la méthodologie élaborée par Card, Cardoso et Kline (2016) est appliquée au contexte canadien à l'aide de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, un ensemble de données administratives couplé qui englobe tous les travailleurs et leurs employeurs ayant produit des déclarations d'impôt des sociétés depuis 2001. L'analyse repose sur la possibilité d'observer les travailleurs au fil du temps dans les différentes entreprises. Elle tire également profit des variables clés dans le vaste ensemble de données administratives sur les travailleurs (p. ex. la rémunération annuelle, l'âge, le sexe et la province de résidence), sur leur famille (p. ex. l'état matrimonial et la présence et l'âge des enfants) et sur les entreprises pour lesquelles ils travaillent (p. ex. l'industrie et la taille et l'âge de l'entreprise). Ces renseignements détaillés permettent de caractériser les effets d'entreprise sur l'écart de rémunération entre les sexes chez les travailleurs selon différentes modalités de vie et compositions de la famille. Cette caractérisation est importante, car l'écart salarial entre les sexes peut varier lorsque la disponibilité des femmes au travail varie en fonction de la répartition des ressources entre les conjoints au sein du ménage (p. ex. Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002; Goussé et Leturcq, 2018; Stevenson, 2007; Voena, 2015). En outre, l'écart salarial entre les sexes peut varier au cours de la vie d'une femme, en partie en raison de la naissance d'un enfant (p. ex. Bruns, 2019; Coudin, Maillard et Tô, 2018).

Selon l'étude, les primes salariales propres aux entreprises permettent d'expliquer près du quart de l'écart de rémunération entre les sexes de 27,0 % observé au Canada. Ces résultats concordent avec les ouvrages actuels. Pour leur part, les pratiques des entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération permettent chacune d'expliquer environ la moitié de cet effet. Fait important, l'étude révèle des différences provinciales considérables dans le rôle que jouent les entreprises. Des comparaisons faites entre les trois plus grandes provinces révèlent que la Colombie-Britannique affiche l'écart le plus important, ainsi qu'un rôle prépondérant lié à l'appariement, tandis que l'écart au Québec représente environ les deux tiers de cet écart et s'explique davantage par les politiques en matière de fixation de la rémunération. L'Ontario affiche un écart se situant entre les deux autres provinces. De plus, ces résultats confirment que l'écart de rémunération entre les sexes augmente au cours de la vie, tout comme l'importance de la voie de l'appariement. On peut faire des observations semblables en comparant les parents aux personnes sans enfants. Enfin, le rôle des politiques des entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération est sensiblement différent selon l'état matrimonial, un aspect déterminant pour comprendre l'écart de rémunération entre les sexes qu'on ne trouve pas dans les travaux précédents. En particulier, l'écart de rémunération entre les sexes observé chez les femmes vivant en union libre est plus faible que celui des femmes mariées, et une moins grande partie de cet écart peut s'expliquer par le fait de se retrouver dans des emplois moins bien rémunérés.

La présente étude est la première à appliquer la méthodologie élaborée par Card, Cardoso et Kline (2016) afin de mieux comprendre l'écart de rémunération entre les sexes au Canada. Cette question revêt une importance particulière, car la convergence de la rémunération a ralenti au cours des deux dernières décennies, et l'écart qui subsiste ne découle plus de différences dans le capital humain chez les femmes et chez les hommes. Pour faire progresser la parité entre les sexes sur le marché du travail, d'autres mécanismes doivent être étudiés, et on a constaté que les employeurs jouaient un rôle important dans les autres économies avancées du monde entier. Les interactions entre les entreprises et les travailleurs sont régies par des conventions collectives, les lois du travail (p. ex. le salaire minimum et la législation en matière d'équité salariale) et un large éventail de politiques (p. ex. les politiques sur les congés parentaux). La présente étude ne vise pas à déterminer la façon dont tous ces facteurs contribuent au rôle que jouent les entreprises dans la détermination de la rémunération. Cependant, les résultats sont examinés à la lumière d'un contexte de politique plus large et proposent des pistes de travaux de recherche futurs.

Le reste de la présente étude est structuré comme suit : la section 2 présente une analyse documentaire, la section 3 précise le cadre analytique, la section 4 brosse un tableau des données utilisées et présente des statistiques descriptives, la section 5 porte sur les résultats empiriques et la section 6 conclut le présent article.

2 Analyse documentaire

Les résultats des femmes sur le marché du travail se sont grandement améliorés au cours des dernières décennies. Chez les femmes âgées de 25 à 54 ans, la participation à la population active est passée de 60 % en 1980 à plus de 80 % en 2015, bien au-delà des 21,6 % observés en 1950 (Moysen, 2019). Les salaires horaires réels médians ont aussi augmenté, pour passer de 15,72 \$ (en dollars constants de 2010) en 1981 chez les femmes âgées de 17 à 64 ans à 19,37 \$, ce qui représente une variation de 23,2 % (tableau 1 dans Morissette, Picot et Lu, 2013). Ces tendances se sont aussi traduites par des améliorations pour les femmes par rapport aux hommes, quoique dans une moindre mesure. De 1970 à 1990, le ratio de la rémunération femmes-hommes est passé de 0,60 à 0,67, avant de plafonner à environ 0,70 au début des années 1990 (Baker et coll., 1995; Baker et Drolet, 2010). De plus, le ratio du salaire horaire femmes-hommes, qui est passé de 0,81 chez les personnes âgées de 25 à 54 ans en 1995 à 0,86 en 2005 (Baker et Drolet, 2010), donne à penser que les femmes ont encore gagné du terrain de la fin des années 1990 au début des années 2000. Des estimations plus récentes portent à croire que ce ratio est relativement stable depuis, celui-ci s'établissant à environ 0,87 en 2018 (Pelletier, Patterson et Moysen, 2019).

Conformément à ces tendances, le capital humain des femmes s'est aussi amélioré, souvent à un rythme plus rapide que celui des hommes (Morissette, Picot et Lu, 2013). Par exemple, la proportion des femmes titulaires d'un diplôme universitaire a augmenté de 145,6 % de 1981 à 2011, pour passer de 13,6 % à 33,4 %, alors que l'augmentation a été de 62,7 % chez les hommes. De même, la durée moyenne d'occupation de l'emploi a augmenté de 32,8 % chez les femmes, pour passer de 74,3 mois à 98,7 mois; à titre de comparaison, les hommes ont enregistré une diminution de 3,9 % à cet égard.

Morissette, Picot et Lu (2013) ont utilisé les décompositions d'Oaxaca-Blinder pour évaluer la mesure dans laquelle l'évolution du niveau de scolarité, de la durée d'occupation de l'emploi, de l'industrie et de la profession et de la syndicalisation permettait d'expliquer le rétrécissement de l'écart salarial entre les sexes pour la période allant de 1981 à 2011. Si ces facteurs rendaient pleinement compte des variations de l'écart salarial entre les sexes observées de 1981 à 1998, leur rôle diminuait considérablement après 1998. Ces constatations concordent avec les travaux précédents de Drolet (2011), qui a étudié la période allant de 1998 à 2008, et avec les travaux ultérieurs de Pelletier, Patterson et Moysen (2019), qui ont porté sur la période allant de 1998 à 2018. Après 1998, des données de différentes sources indiquent invariablement que la variation des caractéristiques observables permet seulement d'expliquer environ la moitié du rétrécissement de l'écart salarial entre les sexes. En outre, Boudarbat et Connolly (2013) ont observé que cette tendance était particulièrement prononcée chez les titulaires d'un diplôme universitaire. Ces trois études reposaient également sur les décompositions d'Oaxaca-Blinder.

Pelletier, Patterson et Moysen (2019) ont révélé que les différences entre les femmes et les hommes au chapitre du capital humain ne permettaient d'expliquer que très peu l'écart qui subsistait. Ils ont estimé que le niveau de scolarité plus élevé et la durée d'occupation de l'emploi plus longue chez les femmes ont entraîné, en 2018, une diminution de l'écart salarial entre les sexes de 6,1 points de pourcentage. En revanche, la répartition différente des femmes et des hommes dans les différentes industries permettait d'expliquer près de 40 % de l'écart entre les sexes en 2018. Plus précisément, Pelletier, Patterson et Moysen (2019) ont indiqué que les hommes étaient plus susceptibles que les femmes de travailler dans les secteurs suivants : la

construction; la fabrication; l'extraction minière, l'exploitation en carrière et l'extraction de pétrole et de gaz, trois secteurs se caractérisant par des salaires élevés. Dans des travaux précédents, Drolet (2002) a fourni des données plus détaillées sur l'importance des caractéristiques du milieu de travail dans l'écart salarial entre les sexes. À l'aide de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1999, Drolet a confirmé que ces caractéristiques, c'est-à-dire l'industrie, les pratiques de travail à haut rendement, les dépenses de formation et la proportion de travailleurs à temps partiel du milieu de travail, permettaient d'expliquer davantage l'écart salarial entre les sexes que les caractéristiques des travailleurs. Elle a aussi souligné que les hommes et les femmes étaient répartis dans des types d'entreprises différents. Par exemple, les femmes étaient moins susceptibles de participer à des groupes de travail autonomes, une pratique associée à de plus longues heures de travail et à une rémunération supplémentaire. Les femmes étaient aussi plus susceptibles de travailler pour des organismes à but non lucratif et des entreprises dans lesquelles une plus grande proportion des employés travaille à temps partiel. Ces résultats concordent avec ceux de Drolet et Mumford (2012) et de Javdani (2015), qui ont constaté que les femmes se retrouvaient davantage dans les entreprises offrant des salaires peu élevés, ce qui contribuait grandement à l'écart salarial entre les sexes.

Pour résumer, deux faits importants caractérisent l'écart salarial entre les sexes au Canada au cours des dernières décennies. En premier lieu, les changements dans les caractéristiques des travailleurs ont contribué dans une moindre mesure à expliquer le ralentissement de la convergence entre les résultats des femmes et des hommes. En second lieu, l'écart actuel ne peut s'expliquer par les différences au chapitre du capital humain, mais découle plutôt en grande partie des différences d'appariement entre les femmes et les hommes, non seulement dans diverses industries, mais également dans différents types d'entreprises.

De façon plus générale, de plus en plus d'études documentent le rôle des entreprises dans la détermination des salaires. Abowd, Kramarz et Margolis (1999) ont révélé que les employeurs contribuent davantage aux écarts salariaux entre les travailleurs que ce que les caractéristiques individuelles observées et non observées de ces derniers peuvent à elles seules expliquer, c'est-à-dire que certaines entreprises offrent des salaires supérieurs ou inférieurs en moyenne à ceux d'autres travailleurs par ailleurs identiques. Concrètement, cela suppose que les politiques en matière de rémunération propres aux entreprises sont des déterminants pertinents des salaires des travailleurs. Plus récemment, cette compréhension des choses, ainsi que la méthodologie élaborée par Abowd, Kramarz et Margolis (1999) pour l'obtenir, a été adoptée par Card, Cardoso et Kline (2016) afin d'étudier le rôle que jouent les employeurs dans l'écart salarial entre les sexes.

À cette fin, ils ont estimé une équation liée aux salaires qui tient compte des caractéristiques des travailleurs et inclut à la fois les effets fixes de travailleur et les effets fixes d'entreprise. Ils ont estimé cette équation séparément chez les femmes et chez les hommes, ce qui a permis de comparer le rôle des entreprises dans la détermination des salaires chez les deux groupes. Dans ce contexte, les entreprises peuvent avoir une incidence sur l'écart salarial entre les sexes par deux voies différentes. En premier lieu, les entreprises présentant différentes caractéristiques peuvent être plus ou moins susceptibles d'embaucher des hommes ou des femmes. Par exemple, si les entreprises plus rentables sont plus susceptibles d'embaucher des hommes, on s'attend alors à ce que la rémunération des hommes soit supérieure à celle des femmes. En second lieu, une entreprise peut verser des salaires plus élevés aux hommes qu'aux femmes, contribuant ainsi à l'écart de rémunération entre les sexes. Ce pourrait être le cas si les femmes et les hommes réussissent différemment à négocier des salaires plus élevés. Card, Cardoso et Kline (2016) ont nommé ces deux voies la voie de l'appariement et la voie de la négociation, respectivement. En utilisant un vaste ensemble de données administratives sur les travailleurs du secteur privé du Portugal, ils ont constaté que 20,9 % de l'écart salarial entre les sexes observé au début des années 2000 pouvait être attribuable aux effets d'entreprise. Environ les trois quarts de cet avantage salarial propre aux entreprises étaient attribuables au fait que les

femmes se retrouvent dans des entreprises à salaires peu élevés, et le reste découlait de disparités entre les sexes au chapitre de la négociation⁴.

Des travaux subséquents ont produit des résultats comparables pour d'autres pays, la partie de l'écart salarial entre les sexes attribuable aux effets d'entreprise variant de 8 % en France (Coudin, Maillard et Tô, 2018) et de 11 % en Allemagne de l'Ouest des années 1990 (Bruns, 2019) à près de 50 % au Chili (Cruz et Rau, 2017). En plus du Portugal, les pays moyens comprennent l'Allemagne de l'Ouest des années 2000 (Bruns, 2019) et l'Italie (Casarico et Lattanzio, 2019), où 25,9 % et 30,5 %, respectivement, de l'écart salarial entre les sexes découlait des effets d'entreprise. En particulier, Bruns (2019) a également constaté que la croissance de l'inégalité entre les sexes au sein des entreprises rendait compte de la stagnation de l'écart salarial entre les sexes en Allemagne de l'Ouest depuis les années 1990. Des forces semblables peuvent être en jeu au Canada. Ces ouvrages sont encore jeunes, et beaucoup plus de travaux comparatifs sont nécessaires pour déterminer, avec certitude, les facteurs à l'origine des différences entre les pays. Cependant, des auteurs distincts ont émis des hypothèses à cet égard. Par exemple, Coudin, Maillard et Tô (2018) ont attribué le rôle limité que jouent les entreprises en France au salaire minimum élevé et à la structure des conventions collectives dans ce pays. De même, Bruns (2019) a relié l'importance grandissante des effets d'entreprise pour expliquer l'écart salarial entre les sexes en Allemagne de l'Ouest à la baisse de la syndicalisation et à la décentralisation des conventions collectives.

Ces études ont en point commun le rôle central que joue l'appariement. Selon le pays en question, on estime que l'appariement représente de 15,0 % à 34,7 % de l'écart salarial entre les sexes, ce qui permet d'expliquer au moins 70,0 % de l'effet d'entreprise. S'appuyant sur différentes méthodologies, Jewell, Razzu et Singleton (2020) et Sorkin (2017) ont également constaté que l'appariement jouait un rôle important aux États-Unis et au Royaume-Uni, celui-ci représentant 16,1 % et 27,8 % de l'écart global entre les sexes dans ces deux pays respectifs.

Enfin, s'il y a eu une diminution générale de l'écart salarial entre les sexes, tant au Canada qu'à l'étranger, ce constat masque une dynamique plus complexe liée aux disparités économiques entre les femmes et les hommes et à des événements importants de la vie, la naissance d'un enfant en particulier. En Suède, Angelov, Johansson et Lindahl (2016) ont révélé que l'écart salarial entre les sexes augmentait d'environ 10 points de pourcentage au cours des 15 années suivant la naissance d'un premier enfant. Même si l'ampleur des pénalités liées au fait d'avoir des enfants variait selon les différents pays, Kleven et coll. (2019) ont révélé que les femmes du Danemark, de la Suède, de l'Allemagne, de l'Autriche, du Royaume-Uni et des États-Unis subissaient toutes des pénalités à long terme au chapitre de la rémunération à compter de la naissance de leur premier enfant. En outre, Gallen, Lesner et Vejlin (2018) ont constaté que les Danoises sans enfants affichaient une dissociation de la rémunération et de la productivité pendant leurs années de procréation. Il n'est pas étonnant que les études publiées sur le rôle que joue l'entreprise dans l'écart salarial entre les sexes aient aussi révélé des données selon lesquelles ce rôle change au cours de la vie, notamment lorsque les femmes ont des enfants. Bien que Card, Cardoso et Kline (2016) n'aient pas pu tenir compte du moment de la naissance d'un enfant, ils ont observé que l'importance des appariements augmentait à mesure que les

4. La méthodologie utilisée par Card, Cardoso et Kline (2016) ne permet pas d'expliquer les facteurs à l'origine de l'appariement et de la négociation. Cependant, des expériences de laboratoire donnent à penser que les femmes ont une plus grande préférence pour la flexibilité de l'emploi que les hommes (p. ex. Wiswall et Zafar, 2018), ce qui peut entraîner un d'appariement, et qu'elles ont de moins bons résultats que les hommes en ce qui a trait à la négociation de leur salaire (p. ex. Dittrich, Knabe et Leipold, 2014). En utilisant des données d'enquête par panel de l'Australie, Stevens et Whelan (2019) ont également constaté que les femmes étaient moins susceptibles d'avoir l'occasion de négocier leur rémunération. En outre, certaines caractéristiques des entreprises comptant relativement plus de travailleuses donnent également à penser qu'au moins une partie de l'effet d'appariement était attribuable aux différences au chapitre des préférences. Par exemple, Coudin, Maillard et Tô (2018) ont observé que les mères se retrouvaient davantage dans les entreprises qui étaient situées plus près de leur foyer.

femmes vieillissaient, à compter du début de la trentaine. Cela est compatible avec les travaux de Coudin, Maillard et Tô (2018), qui ont estimé que l'appariement augmentait chez les Françaises après la naissance d'un enfant. Ils ont constaté que les mères se retrouvaient davantage dans les entreprises qui étaient situées plus près de leur foyer ou qui offraient des heures de travail plus flexibles.

3 Modèle empirique

Le modèle utilisé dans la présente étude suit le modèle linéaire bien connu d'Abowd, Kramarz et Margolis (1999), qui comporte des effets fixes de travailleur et d'entreprise non emboîtés. La variable dépendante utilisée dans l'étude est la rémunération annuelle des travailleurs. Une préoccupation associée à la rémunération annuelle est qu'elle intègre tant les salaires que l'intensité du travail (nombre d'heures et de semaines de travail). Pour extrapoler les résultats de l'étude afin de représenter les écarts de rémunération entre les hommes et les femmes, un seuil de revenu équivalent temps plein a été appliqué dans la sélection de l'échantillon de l'analyse. La procédure de sélection de l'échantillon est décrite plus en détail à la section suivante.

y_{it} représente la rémunération annuelle du travailleur i dans l'entreprise j au cours de l'année t . La spécification économétrique complète est donnée par l'équation (1) :

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \theta_i + \psi_{j(i,t)} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

où α est une constante, θ_i est un effet propre au travailleur temporellement invariant, $\psi_{j(i,t)}$ est un effet propre à l'entreprise temporellement invariant pour l'entreprise j dans laquelle le travailleur i est employé au moment t , et ε_{it} est un terme d'erreurs résiduel. Les effets fixes propres à l'entreprise indiquent si une entreprise surpaie ou sous-paie systématiquement ses travailleurs par rapport à d'autres entreprises. Des données récentes donnent à penser que ces effets d'entreprise permettent d'expliquer une proportion considérable de la variance des salaires ou de la rémunération. Les proportions varient de 15 % à 25 %, selon le pays. Cela signifie que 15 % à 25 % des écarts salariaux ou des écarts de rémunération découlent de facteurs temporellement invariants propres aux entreprises. Cela concorde avec les différences propres aux entreprises non observées largement documentées au chapitre de la productivité (Syverson, 2011).

X_{it} comprend les caractéristiques observées du travailleur, de l'entreprise ou de l'emploi, dont les répercussions sur le revenu sont représentées par β . Pour les covariables variant temporellement utilisées dans l'étude, une fonction quartique de l'âge, de l'état matrimonial, de la situation familiale, de la province de résidence et des effets fixes d'année a été utilisée.

Étant donné que l'effet fixe de travailleur rend aussi compte de l'effet de cohorte temporellement invariant, la répercussion linéaire de l'âge ne peut être déterminée. La raison en est que l'âge est parfaitement colinéaire avec des variables temporellement invariantes, soit l'année de naissance et l'année. L'âge a plutôt été normalisé à 46 ans, et une restriction linéaire a été imposée en retirant le terme linéaire dans la fonction quartique. Cette restriction limite, dans les faits, le profil d'âge de sorte qu'il soit plat à l'âge de 46 ans, ce qu'appuie le profil âge-rémunération dans les données.

Comme pour l'utilisation de toute source de données administratives, les renseignements sur les caractéristiques des travailleurs comme le niveau de scolarité ou l'origine ethnique sont limités.

Cependant, compte tenu de la nature temporellement invariante de ces caractéristiques, elles sont bien représentées par l'effet fixe de travailleur. De même, l'effet fixe d'entreprise rend compte de caractéristiques temporellement invariantes, comme l'industrie.

Les caractéristiques variant temporellement autres que les caractéristiques observables mentionnées ci-dessus ont été incluses dans le terme d'erreurs. Ce dernier rend compte des erreurs de mesure, des chocs sur le marché du travail, des chocs causés par les conditions personnelles (p. ex. la santé) et des transitions d'emploi.

De nombreux articles portent sur la pertinence d'un modèle linéaire comportant des effets fixes de travailleur et d'entreprise non emboîtés. En particulier, l'estimation des paramètres du modèle est valide, du moment que

$$E[\varepsilon|X, D, F] = 0,$$

où D et F sont les matrices du plan d'expérience pour les effets fixes de travailleur et d'entreprise, c'est-à-dire que les effets de travailleur et d'entreprise seront biaisés sauf si la mobilité des travailleurs n'est pas en corrélation avec les composantes résiduelles de la rémunération variant temporellement. Dostie et coll. (2020), qui ont aussi utilisé les mêmes données que dans la présente étude, ont présenté un certain nombre de vérifications de la spécification et n'ont constaté aucune indication que cette hypothèse n'était pas soutenue dans les données.

Les comparaisons des effets fixes d'entreprise dépendent de l'observation d'un travailleur dans deux entreprises différentes. Cet ensemble de travailleurs et d'entreprises reliés par les mouvements des travailleurs entre les entreprises est appelé l'ensemble relié. L'estimation a été produite au moyen de régressions des moindres carrés ordinaires faisant intervenir des routines spéciales pour tenir compte de la grande dimensionnalité du problème. Ce modèle a été estimé séparément chez les hommes et chez les femmes.

3.1 Normalisation des effets d'entreprise et ensemble relié double

Étant donné que les équations liées aux déterminants de la rémunération ont été estimées séparément chez les hommes et chez les femmes, et parce que la présente étude a pour objectif de comparer la contribution des effets d'entreprise à la rémunération, il est nécessaire de trouver une façon de comparer les effets d'entreprise estimés à partir des deux modèles distincts. La raison en est que, dans chaque équation, l'avantage propre à l'entreprise au chapitre de la rémunération est relevé uniquement par rapport à un ensemble d'entreprises de référence. Pour repérer un ensemble d'entreprises de référence, les équations suivantes ont été estimées chez les hommes (H) et chez les femmes (F) :

$$\begin{aligned}\hat{\psi}_{j(i,t)}^H &= \pi_0^H + \pi_1^H \max(0, S_{j(i,t)}^0) + \nu_{j(i,t)}^H, \\ \hat{\psi}_{j(i,t)}^F &= \pi_0^F + \pi_1^F \max(0, S_{j(i,t)}^0) + \nu_{j(i,t)}^F,\end{aligned}\tag{2}$$

dans lesquelles $S_{j(i,t)}^0$ est la valeur ajoutée moyenne par travailleur dans l'entreprise j et π_0 est généralement interprété comme un seuil au-delà duquel l'entreprise commence à partager les rentes (Card, Cardoso et Kline, 2016). Ces équations supposent que les véritables effets d'entreprise équivalent à zéro pour les entreprises à faible valeur ajoutée et commencent à augmenter au-delà du seuil π_0 , c'est-à-dire que les entreprises commencent à partager les excédents avec les travailleurs après le dépassement de ce seuil.

3.2 Décomposition de l'effet des primes salariales à l'échelle des entreprises

En désignant l'effet d'entreprise estimé à partir du modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis chez les femmes par $\psi_{j(i,t)}^F$ et chez les hommes par $\psi_{j(i,t)}^H$, il est possible de décomposer la différence dans l'effet d'entreprise attendu chez les femmes et chez les hommes en une composante de la négociation et une composante de l'appariement⁵. Cela permet d'obtenir

$$E[\psi_{j(i,t)}^H|Hommes] - E[\psi_{j(i,t)}^F|Femmes] = E[\psi_{j(i,t)}^H - \psi_{j(i,t)}^F|Hommes] + E[\psi_{j(i,t)}^F|Hommes] - E[\psi_{j(i,t)}^F|Femmes]. \quad (3)$$

Le premier terme du côté droit

$$E[\psi_{j(i,t)}^H - \psi_{j(i,t)}^F|Hommes]$$

est l'effet de la négociation défini par Card, Cardoso et Kline (2016). Cet effet permet de mesurer la mesure dans laquelle les femmes obtiennent une proportion plus faible de l'excédent généré par les entreprises que leurs homologues masculins. En reprenant la terminologie utilisée par Dostie et coll. (2020), cette composante constitue ce qu'on appelle l'effet de fixation de la rémunération dans la description des résultats.

Le second terme du côté droit de l'équation

$$E[\psi_{j(i,t)}^F|Hommes] - E[\psi_{j(i,t)}^F|Femmes]$$

est l'effet d'appariement. La composante de l'appariement permet de mesurer la mesure dans laquelle les femmes se retrouvent dans des types d'entreprises différents par rapport aux hommes.

La composante de l'appariement rend compte de la mesure dans laquelle les femmes sont réparties entre des employeurs qui paient différemment, tandis que l'on considère que la composante de la fixation de la rémunération découle de différences dans la manière dont sont rémunérés les femmes et les hommes par le même employeur⁶. La mesure dans laquelle ces deux facteurs ont une incidence sur les écarts de rémunération entre les sexes dépendra probablement des mesures prises par les autorités responsables du marché du travail, comme l'établissement d'un salaire minimum ou l'importance des conventions collectives, ainsi que du degré de fluidité du marché du travail.

L'ensemble des travailleurs pour lesquels une comparaison peut être faite doivent travailler dans des entreprises qui emploient simultanément autant des hommes que des femmes. Cet ensemble est appelé l'ensemble relié double. Cette règle de sélection permet dans les faits de retirer toutes les entreprises qui emploient seulement des femmes ou seulement des hommes. L'incidence de ces règles de sélection est examinée à la section suivante.

5. Comme dans la plupart des décompositions, les résultats dépendent du choix du groupe de référence. Les résultats de la présente étude, dans laquelle les hommes et les femmes sont utilisés comme groupe de référence, respectivement, sont très semblables. Par conséquent, le premier groupe est présenté dans l'article.

6. De plus en plus d'études publiées révèlent que la ségrégation des employeurs contribue davantage à l'écart salarial entre les sexes que la ségrégation professionnelle (p. ex. Jewell, Razzu et Singleton, 2020).

4 Données

4.1 Source des données

La présente étude repose sur les données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés (BDCDEE) de 2001 à 2015. La BDCDEE est une base de données couplée de travailleurs et d'employeurs qui englobe tous les contribuables (particuliers et entreprises). Elle est accessible au Centre canadien d'élaboration de données et de recherche économique.

La population cible de la présente étude était formée de tous les travailleurs âgés de 25 à 54 ans employés par des entreprises constituées en société (T2) dans le secteur des entreprises au Canada⁷. Pour un travailleur donné, le revenu a été mesuré à l'aide de la rémunération annuelle issue de la déclaration de revenus T2. Pour un travailleur qui avait plusieurs emplois (y compris un travail autonome), l'emploi le mieux rémunéré a été considéré seulement si son revenu principal provenait d'un emploi⁸. De plus, la rémunération annuelle nominale a été corrigée de l'inflation par l'Indice des prix à la consommation provincial (IPC, 2012 = 100)⁹. Enfin, étant donné que la rémunération annuelle est influencée par les différences entre les sexes tant au chapitre du salaire que des heures travaillées, seuls les travailleurs équivalents temps plein ont été considérés. La nature du travail (temps plein par rapport à temps partiel) n'était pas disponible dans les données administratives, de sorte qu'un seuil de rémunération annuelle d'environ 18 000 \$ calculé à partir du salaire minimum de 2012 et des heures travaillées à temps plein du fichier de microdonnées de l'Enquête sur la population active a été appliqué¹⁰.

Pour ce qui est des employeurs, la productivité du travail (utilisée pour rendre compte des caractéristiques des entreprises) a été mesurée à l'aide de la valeur ajoutée réelle par employé¹¹. La valeur ajoutée a été mesurée comme la somme des salaires et traitements figurant sur le feuillet T4 et du revenu net avant impôts et des postes extraordinaires et a été déclarée en dollars courants. Des déflateurs propres à l'industrie du programme canadien de productivité ont été utilisés pour corriger de l'inflation les valeurs nominales afin de les exprimer en termes réels. L'emploi a été mesuré à l'aide du nombre mensuel moyen d'employés selon les formulaires de retenues sur la paie et versements (PD7) d'une entreprise donnée. Cette mesure tient compte de la possible saisonnalité et de la double comptabilisation découlant des travailleurs qui occupent plus d'un emploi. De plus, pour permettre de faire des comparaisons directes de la rémunération selon le sexe chez un employeur donné, l'échantillon utilisé dans la présente étude inclut les

7. L'étude comprend toutes les entreprises T2 du secteur des entreprises seulement et exclut les entreprises constituées en société en exploitation dans les secteurs des services d'enseignement (code 61 du Système de classification des industries de l'Amérique du Nord), des soins de santé et de l'assistance sociale (62) et des administrations publiques (91).

8. Une personne peut avoir plusieurs sources de revenus, c.-à-d. des revenus provenant d'un emploi ou d'un travail autonome. Le revenu d'emploi est la somme de tous les formulaires de l'État de la rémunération payée (feuillet T4) produits par les entreprises constituées en société. Les sources de revenu provenant d'un travail autonome comprennent le revenu d'une entreprise, de commissions, de l'agriculture, de la pêche, de location ou de sources professionnelles. Les deux sources ont été comparées, et seuls les travailleurs dont le revenu principal provenait d'un emploi ont été sélectionnés. Les personnes qui avaient un revenu d'emploi nul ont été exclues, tout comme les personnes dont le revenu d'emploi et le revenu provenant d'un travail autonome étaient égaux. Ces dernières personnes représentaient une proportion extrêmement faible de tous les travailleurs.

9. L'année de base de l'IPC a été redéfinie pour passer de 2002 à 2012, car les déflateurs de prix de l'industrie (qui sont utilisés pour corriger la valeur ajoutée de l'inflation à l'échelle des entreprises) ont l'année de base 2012.

10. Le seuil monétaire de 18 733 \$ a été calculé en multipliant le salaire minimum de 10,07 \$ converti en dollars constants de 2012 (Galameau et Fecteau, 2014) par le nombre d'heures de travail à temps plein moyen de 38,8 heures (Enquête sur la population active) et un total de 48 semaines. Cela équivaut à une année de travail à temps plein.

11. La valeur ajoutée est la somme des coûts en capital, des coûts de la main-d'œuvre et des bénéfices. Les bénéfices représentent la production brute nette des coûts totaux.

entreprises constituées en société (T2) comptant au moins deux employés au cours de la période visée par l'étude¹². La détermination des effets fixes de travailleur et d'entreprise exige que chaque employé soit observé pendant plusieurs années et que plusieurs employés soient observés dans chaque entreprise. Les entreprises ayant une très faible production ou une valeur ajoutée inférieure à 100 \$ ont été exclues. Enfin, pour ce qui est des entreprises qui avaient plusieurs activités au cours de la période visée par l'étude, leur principale activité a été utilisée pour définir leurs activités dominantes¹³.

L'échantillon définitif de l'étude comprenait tous les travailleurs à temps plein dans la force de l'âge actif dont le principal emploi était au sein d'une entreprise du secteur des entreprises qui comptait deux employés ou plus. Il convient de souligner que l'exclusion du secteur public et des employés à temps partiel a probablement entraîné un élargissement de l'écart de rémunération entre les sexes pour deux raisons (voir la prochaine sous-section). L'écart salarial entre les sexes est moins grand dans le secteur public. En 2015, l'écart salarial entre les sexes chez les travailleurs âgés de 25 à 54 ans se situait entre 7 % et 10 %, comparativement à 14 % pour l'économie dans son ensemble (Statistique Canada, tableau 14-10-0064-01). De plus, les travailleuses à temps partiel âgées de 25 à 54 ans représentaient une proportion considérable des effectifs féminins, soit 19 % en 2015, comparativement à 6 % de leurs homologues masculins (Statistique Canada, tableau 14-10-0327-01). Les travailleuses à temps partiel gagnaient aussi davantage que leurs homologues masculins. En 2015, le salaire moyen chez les travailleuses dans la force de l'âge actif était de 21,21 \$, par rapport à 20,72 \$ chez les travailleurs (Statistique Canada, tableau 14-10-0062-01)¹⁴.

4.2 Statistiques sommaires

Le tableau 1 présente la rémunération annuelle moyenne en 2015. La rémunération moyenne relative à l'emploi principal d'une personne qui avait gagné au moins le seuil minimal était de 72 600 \$ chez les travailleurs et de 52 000 \$ chez les travailleuses, ce qui suppose un écart de rémunération entre les sexes de 28 %. Cet écart était plus grand chez les travailleurs âgés, chez les travailleurs qui étaient mariés ou qui vivaient en union libre et chez ceux qui avaient des enfants. L'écart se creusait légèrement au fil du temps (graphique 1). Cet écart grandissant contraste avec ce qui a été observé dans l'ensemble de la main-d'œuvre, qui inclut le secteur public (dans lequel l'écart de rémunération entre les sexes est assez stable depuis les années 1990) et les travailleurs à temps partiel (groupe dans lequel les travailleuses gagnent davantage que leurs homologues masculins)¹⁵. Le rythme auquel l'écart s'est creusé au cours de la période de 15 ans était plus rapide chez les jeunes travailleurs, les travailleurs célibataires (c.-à-d. les veufs, les divorcés, les séparés ou les jamais mariés) et chez ceux qui n'avaient pas d'enfants.

12. L'échantillon définitif comprenait toutes les entreprises constituées en société au Canada qui comptaient au moins deux employés selon les formulaires PD7. Les entreprises constituées en société comptant moins de deux employés ont été exclues.

13. La principale industrie a été définie au moyen du code de classification des industries entre 2001 et 2015.

14. Les travailleuses à temps plein gagnaient moins que leurs homologues masculins, soit 26,11 \$ par rapport à 29,86 \$ en 2015.

15. Drolet (2002) a constaté que l'écart salarial entre les sexes au Canada semblait moins grand dans les milieux de travail que dans l'économie dans son ensemble, ce qui témoigne des salaires peu élevés de milieux de travail dans lesquels les femmes travaillent.

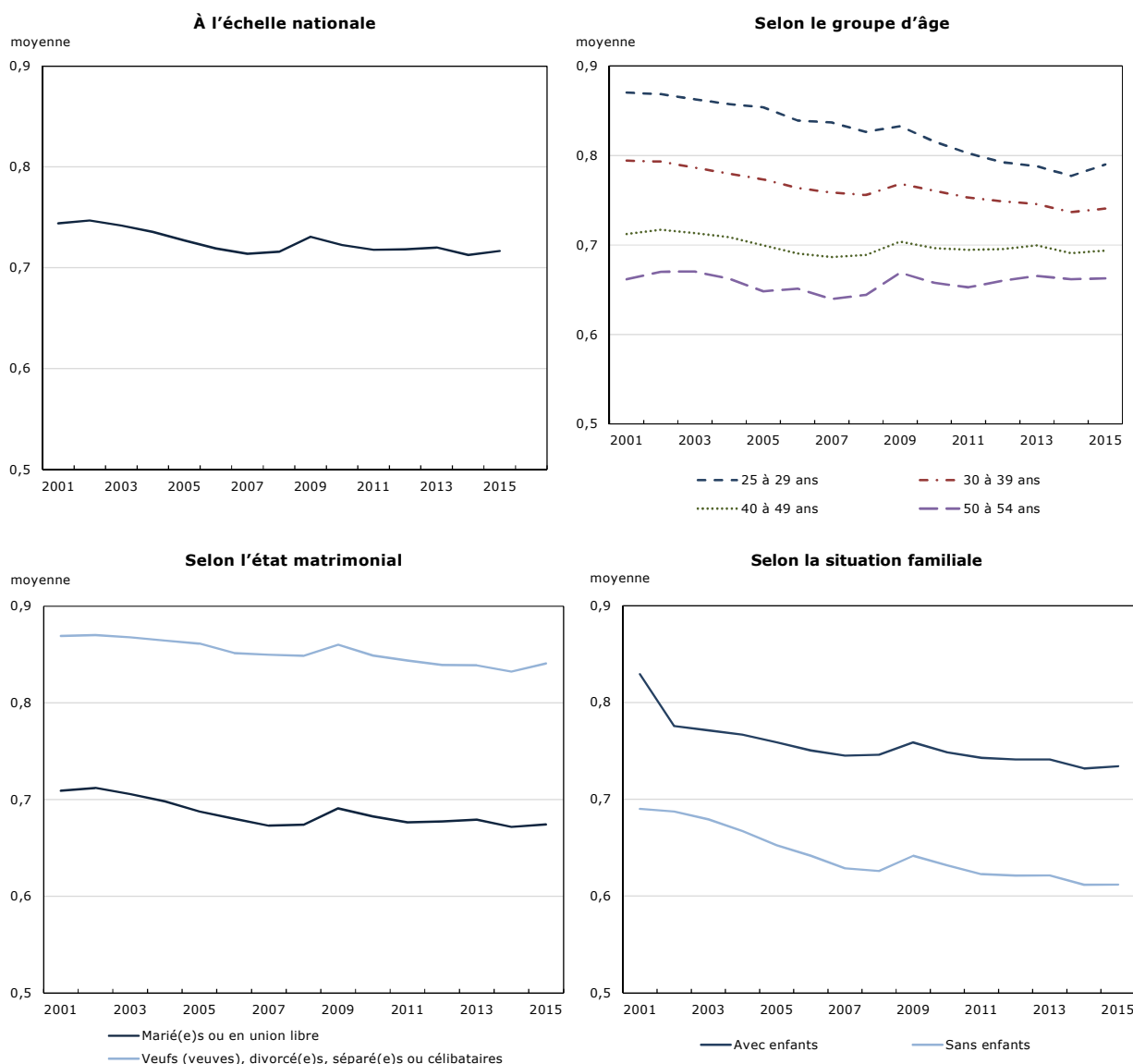
Tableau 1
Rémunération annuelle moyenne en 2015

	Travailleurs Colonne 1	Travailleuses Colonne 2	Écart de rémunération entre les sexes Colonne 3
	dollars constants de 2012	dollars constants de 2012	ratio
Total	72 556	52 001	0,72
Selon le groupe d'âge			
25 à 29 ans	50 664	40 020	0,79
30 à 39 ans	66 506	49 264	0,74
40 à 49 ans	82 470	57 215	0,69
50 à 54 ans	85 400	56 597	0,66
Selon l'état matrimonial			
Relation de couple	80 507	54 288	0,67
Seul(e)s	57 421	48 273	0,84
Selon la situation familiale			
Sans enfants	70 721	51 923	0,73
Avec enfants	85 539	52 334	0,61

Notes : La rémunération annuelle des emplois les mieux rémunérés est incluse. La rémunération annuelle est réputée manquante si elle est inférieure au seuil d'environ 18 000 \$ (en dollars réels de 2012); voir le texte. Les colonnes 1 et 2 présentent la rémunération moyenne des travailleurs et des travailleuses, respectivement. La colonne 3 présente le ratio de la rémunération femmes-hommes obtenu en divisant la colonne 2 par la colonne 1. L'état matrimonial est classé en relation de couple, c'est-à-dire marié(e)s ou en union libre, et seul(e)s, c'est-à-dire séparé(e)s, veufs (veuves), divorcé(e)s ou célibataires. L'indicateur de la présence d'enfants divise les travailleurs en travailleurs avec enfants et en travailleurs sans enfants.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Graphique 1
Écart de rémunération moyen entre les sexes, 2001 à 2015



Notes : L'échantillon de l'étude inclut tous les travailleurs à temps plein dans la force de l'âge actif dont le principal emploi est au sein d'une entreprise dans le secteur des entreprises comptant deux employés ou plus. La rémunération annuelle est réputée manquante si elle est inférieure au seuil d'environ 18 000 \$ (en dollars réels de 2012); voir le texte. L'état matrimonial est classé en relation de couple, c'est-à-dire marié(e)s ou en union libre, et seul(e)s, c'est-à-dire séparé(e)s, veufs (veuves), divorcé(e)s ou célibataires. L'indicateur de la présence d'enfants divise les travailleurs en travailleurs avec enfants et en travailleurs sans enfants.
Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Les travailleuses représentaient environ 35 % de la main-d'œuvre dans l'échantillon de l'étude. Cette représentation variait selon l'âge, l'état matrimonial et la situation familiale (tableau 1 en annexe). La mesure dans laquelle la représentation des femmes variait augmentait selon les caractéristiques de leur employeur, comme l'industrie et l'âge et la taille de l'entreprise (tableaux 2.0 à 2.3 en annexe), ce qui donne à penser que les entreprises jouent un rôle important dans l'explication de la rémunération selon le sexe.

Le tableau 2 présente un aperçu descriptif des caractéristiques des travailleurs âgés de 25 à 54 ans qui avaient été rémunérés pendant au moins une année selon les données de la BDCDEE de 2001 à 2015. La procédure de sélection de l'échantillon utilisée dans la présente étude peut avoir eu pour effet de retirer des travailleurs à temps plein qui n'avaient pas travaillé toute l'année et, par conséquent, qui n'avaient pas atteint le seuil de revenu. Étant donné que la rémunération ne peut être comptée que si elle avait été versée par un employeur donné au cours d'une année

et si elle avait été supérieure au seuil équivalent temps plein, cette procédure a deux répercussions. En premier lieu, les travailleurs connaîtraient une réduction mécanique de leur rémunération au cours d'une année donnée si leur emploi principal avait pris fin en cours d'année. En revanche, les travailleurs qui avaient commencé un nouvel emploi au milieu de l'année connaîtraient une augmentation mécanique de leur rémunération. En second lieu, la procédure de sélection crée des années de pause pour les travailleurs qui sont sans emploi pendant une grande partie de l'année.

Tableau 2

Statistiques descriptives : employés dans certains échantillons de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015

Échantillon global de l'analyse	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5	Colonne 6
	Ensembles reliés de travailleurs dans les entreprises					
	Tous		Ensemble relié double			
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Âge moyen	40,0	40,3	40,1	40,5	40,2	40,5
Proportion de l'âge à 25 à 29 ans (pourcentage)	14,0	13,7	13,5	12,9	13,3	12,9
Proportion de l'âge à 30 à 39 ans (pourcentage)	32,9	31,1	33,0	31,3	32,9	31,4
Proportion de l'âge à 40 à 49 ans (pourcentage)	36,4	38,0	36,9	38,7	37,0	38,7
Proportion de l'âge à 50 à 54 ans (pourcentage)	16,7	17,1	16,6	17,2	16,7	17,0
Rémunération moyenne	66 056	48 032	66 891	48 694	68 704	49 220
Proportion au Québec (pourcentage)	24,1	23,3	24,4	23,4	24,1	23,4
Proportion en Ontario (pourcentage)	38,9	42,6	39,2	42,8	39,8	43,2
Proportion en Colombie-Britannique (pourcentage)	11,4	11,9	11,4	11,8	11,2	11,6
Taille médiane des entreprises	199	308	207	323	307	419
Proportion des hommes (pourcentage)	71,3	48,2	71,2	48,3	69,8	50,1
Proportion des immigrants (pourcentage)	16,0	18,8	15,9	18,7	16,2	18,9
Logarithme moyen (valeur ajoutée/PD7)	11,3	11,2	10,8	10,6	11,3	11,2
Nombre d'observations d'années-personnes	40 853 476	21 564 688	39 572 671	20 738 690	35 979 209	19 640 363
Nombre de personnes	6 603 544	4 018 592	5 558 251	3 243 861	5 341 050	3 137 873
Nombre d'entreprises	484 751	421 625	423 876	356 756	299 973	299 973

Notes : L'effectif du fichier PD7 est le nombre moyen d'employés dans une entreprise, calculé en faisant la moyenne de l'ensemble des transmissions mensuelles non nulles liées aux effectifs des formulaires de retenues sur la paie et versements (PD7). La rémunération annuelle est réputée manquante si elle est inférieure au seuil d'environ 18 000 \$ (en dollars réels de 2012); voir le texte. La productivité du travail est la valeur ajoutée réelle par travailleur tirée du fichier PD7.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Les colonnes 1 et 2 présentent les caractéristiques des travailleuses et des travailleurs dans l'échantillon de la BDCDEE. Comme le montre la rangée inférieure, l'échantillon comportait environ 40 millions de travailleurs et 22 millions de travailleuses. En moyenne, pendant la période de 15 ans, il y avait environ neuf années de données sur la rémunération pour chaque travailleur. Cette proportion de 9/15 témoigne des travailleurs dont la rémunération était inférieure à 18 000 \$ qui ont été retirés de l'échantillon de l'étude parce qu'ils ont changé d'emploi ou parce qu'ils sont entrés sur le marché du travail ou ont pris leur retraite en cours d'année.

La rémunération moyenne relative à l'emploi principal d'un travailleur qui avait gagné davantage que le seuil minimal était de 66 000 \$ chez les travailleurs et de 48 032 \$ chez les travailleuses, ce qui suppose un écart de rémunération entre les sexes de 27 %. Les échantillons de travailleurs et de travailleuses présentaient tous deux un âge moyen de 40 ans, près de 70 % des travailleurs étant dans la trentaine et la quarantaine. La répartition provinciale des travailleurs et des travailleuses était également semblable : 24 % au Québec, environ 40 % en Ontario et 11 % en Colombie-Britannique. Les travailleuses avaient tendance à être employées dans de plus grandes entreprises (308 employés par rapport à 199 employés chez les travailleurs) et avaient tendance à travailler dans des entreprises comptant une plus forte présence des femmes (52 % par rapport à 29 % chez les hommes) et des immigrants (19 % par rapport à 16 % chez les travailleurs) dans leurs effectifs.

Les effets fixes de travailleur et d'entreprise dans le modèle s'inspirant du modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis ont été relevés uniquement dans l'ensemble relié (Abowd, Creecy et

Kramarz, 2002). Les colonnes 4 et 5 présentent les caractéristiques des hommes et des femmes dans l'ensemble relié de travailleurs et de travailleuses, respectivement. Pour les hommes, l'ensemble relié comprenait 97 % de toutes les observations d'années-personnes, 84 % des personnes et 87 % des entreprises. Les exclusions correspondent aux entreprises dans lesquelles aucun employé n'a travaillé dans d'autres entreprises dans l'ensemble relié à un moment quelconque entre 2001 et 2015. De même, l'ensemble relié pour les femmes comprenait 96 % des observations d'années-personnes, 81 % des personnes et 85 % des entreprises. Les caractéristiques des ensembles reliés étaient assez semblables à celles de l'ensemble complet présenté dans les colonnes 1 et 2, à une exception près : la taille médiane des entreprises augmentait légèrement dans les deux ensembles reliés pour s'établir à 207 employés et à 323 employés, respectivement.

Pour comparer les effets d'entreprise entre les hommes et les femmes, l'ensemble relié double a été utilisé. Cette étape exclut les entreprises sans travailleurs ou travailleuses reliés. Les colonnes 5 et 6 présentent les caractéristiques des travailleurs dans l'ensemble relié double. La restriction de compter au moins une travailleuse reliée a une incidence plus prononcée sur les entreprises dans l'ensemble relié des travailleurs, ce qui élimine 29 % des entreprises (colonne 5), comparativement à 16 % dans l'ensemble relié des travailleuses (colonne 6). Cela suppose qu'il y a davantage d'entreprises au Canada qui comptent des effectifs se composant entièrement de travailleurs que celles qui comptent des effectifs se composant entièrement de travailleuses.

La sélection a également une incidence sur la rémunération moyenne et la taille des entreprises. Dans le premier cas, la rémunération moyenne était supérieure dans l'ensemble relié double, de 3 % chez l'ensemble des hommes et de 1 % chez les femmes. Dans le dernier cas, la taille médiane des entreprises était beaucoup plus grande, s'établissant à 310 employés chez les hommes (par rapport à 207 employés dans l'ensemble relié), une augmentation de 48 %, et à 424 employés chez les femmes (par rapport à 323 employés dans l'ensemble relié), une augmentation de 30 %. Les autres caractéristiques demeuraient semblables à celles observées dans les ensembles reliés.

5 Résultats

Dans la présente section, les estimations de coefficient obtenues à partir du modèle linéaire comportant des effets fixes de travailleur et d'entreprise, y compris une décomposition de la variance de la rémunération, sont examinées, et une explication de la manière dont les effets fixes d'entreprise sont normalisés est présentée. Les résultats de la décomposition sont ensuite examinés et révèlent la mesure dans laquelle les effets d'entreprise contribuent aux écarts de rémunération entre les sexes et le rôle que jouent les appariements et les politiques de fixation de la rémunération propres aux entreprises dans l'explication de cet écart de rémunération.

5.1 Estimations de coefficient : modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis

Les estimations de coefficient de l'équation (1) sont présentées dans le tableau 3. Il importe de souligner que le modèle intègre à la fois les effets fixes de travailleur et d'entreprise, qui ne varient pas au fil du temps. Cette stratégie de modélisation permet de tenir compte de toutes les caractéristiques fixes dans le temps (p. ex. le niveau de scolarité) implicitement pour un travailleur donné ou une qualité de gestion donnée au sein d'une entreprise. De plus, les modèles de rémunération utilisés dans la présente étude ont été estimés séparément chez les travailleurs et chez les travailleuses. Enfin, les caractéristiques des travailleurs, y compris l'âge, l'état

matrimonial, la présence d'enfants et la province de résidence ainsi que les effets fixes d'année ont été inclus dans toutes les régressions.

Tableau 3

Sommaire des résultats des estimations d'Abowd, Kramarz et Margolis (AKM, 1999)

	Travailleurs Colonne 1	Travailleuses Colonne 2
Âge normalisé quadratique / 100		
Coefficient	-103,026 ***	-109,738 ***
Erreur-type	(0,467)	(0,587)
Âge normalisé cubique / 1 000		
Coefficient	988,075 ***	-1 195,57 ***
Erreur-type	(32,321)	(40,774)
Âge normalisé quartique / 10 000		
Coefficient	-1 152,255 ***	-1 778,428 ***
Erreur-type	(56,387)	(72,005)
Marié(e) (référence : omise)		
Union libre		
Coefficient	-0,021 ***	0,006 ***
Erreur-type	(0,000)	(0,000)
Veuf(veuve)		
Coefficient	-0,062 ***	-0,016 ***
Erreur-type	(0,001)	(0,001)
Divorcé(e)		
Coefficient	-0,029 ***	0,032 ***
Erreur-type	(0,000)	(0,000)
Séparé(e)		
Coefficient	-0,028 ***	0,020 ***
Erreur-type	(0,000)	(0,000)
Célibataire		
Coefficient	-0,038 ***	0,033 ***
Erreur-type	(0,000)	(0,000)
Indicateur de la présence d'enfants		
Coefficient	-0,002 ***	-0,001 ***
Erreur-type	(0,000)	(0,000)
Proportion d'enfants âgés de moins d'un an		
Coefficient	0,000	-0,013 ***
Erreur-type	(0,001)	(0,001)
Proportion d'enfants âgés de 1 à 5 ans		
Coefficient	0,002 ***	0,000
Erreur-type	(0,000)	(0,001)
Effets fixes d'année		
	Oui	Oui
Effets fixes de province		
	Oui	Oui
Nombre d'observations	39 572 671	20 738 690
R-carré	0,838	0,836
R-carré_intra	0,319	0,330

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

Notes : AKM signifie Abowd, Kramarz et Margolis (AKM, 1999). Ce tableau présente un sommaire du modèle d'effets fixes à deux facteurs estimé. Le modèle a été estimé chez les travailleurs (colonne 1) et les travailleuses (colonne 2). Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Dans ce contexte, les estimations de coefficient révèlent des différences intéressantes selon le sexe en ce qui concerne l'incidence de nombreuses caractéristiques observables sur la rémunération. Par exemple, chez les travailleurs, tous les états matrimoniaux autres que mariés étaient associés à une plus faible rémunération, la différence la plus importante ayant été

observée chez les hommes veufs (-6,2 %) et les célibataires (-3,8 %). En moyenne, les hommes divorcés ou séparés gagnaient moins que les hommes mariés, de 2,9 % et de 2,8 %, respectivement. Chez les travailleuses, pratiquement tous les états matrimoniaux autres que mariées étaient associés à une rémunération plus élevée, la différence la plus importante ayant été observée chez les femmes célibataires, qui gagnaient 3,3 % de plus que les femmes mariées. Fait intéressant, il y avait une faible différence de rémunération entre les femmes divorcées et séparées, les premières gagnant 3,2 % de plus que les femmes mariées et les dernières gagnant seulement 2,0 % de plus. Une exception a été observée chez les femmes veuves, qui gagnaient moins que les femmes mariées (-1,6 %). Étant donné que la rémunération est la variable dépendante utilisée dans la présente étude (dans les faits, le produit du salaire horaire et des heures de travail par année), il n'est pas possible de déterminer si ces différences découlent de différences au chapitre des salaires ou des intensités du travail.

Le fait d'avoir des enfants a également des répercussions différentes selon le sexe, mais ces effets étaient très peu marqués. Une légère pénalité a été observée tant chez les travailleurs que chez les travailleuses au chapitre de la rémunération. Chez les travailleurs, la pénalité était minimale (-0,2 %). Chez les travailleuses, la pénalité était plus importante (-1,4 %) lorsque les enfants étaient âgés de moins d'un an, et elle devenait légèrement négative à mesure que les enfants grandissaient.

5.2 Modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis : analyse de la variance

Le tableau 4 présente les statistiques sommaires issues de la régression précédente. Afin de mieux comprendre le rôle des entreprises dans la détermination de la rémunération, le tableau 4 présente aussi les résultats de la décomposition de la variance de la rémunération. Le facteur ayant contribué le plus à la variance totale était les effets de personne, qui permettaient d'expliquer 58,1 % de la variance de la rémunération chez les travailleurs et 68,5 % de la variance de la rémunération chez les travailleuses. Cette plus faible contribution des effets de personne chez les travailleurs était compensée par une plus grande contribution de la variance de la rémunération prévue d'après les caractéristiques observables ($X\hat{\beta}$) et des covariances connexes, permettant d'expliquer 11,2 % de la variance chez les travailleurs, comparativement à seulement 3,9 % chez les travailleuses.

Tableau 4**Sommaire du modèle d'effets fixes à deux facteurs estimé chez les travailleurs et les travailleuses**

	Travailleurs	Travailleuses
	Colonne 1	Colonne 2
Écart-type du logarithme de la rémunération	0,575	0,499
Nombre d'observations d'années-personnes	39 572 671	20 738 690
Sommaire des estimations des paramètres		
Nombre d'effets de personne	5 558 251	3 243 861
Nombre d'effets d'entreprise	423 876	356 756
Écart-type des effets de personne (dans les observations d'années-personnes)	0,438	0,413
Écart-type des effets d'entreprise (dans les observations d'années-personnes)	0,192	0,167
Écart-type du logarithme de la rémunération prévue (dans les observations d'années-personnes)	0,229	0,220
Corrélation des effets de personne-entreprise	0,068	0,000
Erreur quadratique moyenne du modèle	0,251	0,222
R-carré ajusté du modèle	0,810	0,803
Corrélation des effets d'entreprise hommes-femmes estimés ¹	...	0,599
Décomposition de l'inégalité du modèle d'effets fixes à deux facteurs		
Proportion de la variance du logarithme de la rémunération attribuable		
Aux effets de personne	58,1	68,5
Aux effets d'entreprise	11,1	11,3
À la covariance des effets de personne et d'entreprise	3,5	0,0
Au logarithme de la rémunération prévue et aux covariances connexes	11,2	3,9
Effets résiduels	16,2	16,4

... n'ayant pas lieu de figurer

1. Corrélation des effets d'entreprise estimés chez les travailleurs et les travailleuses dans les différentes entreprises dans l'ensemble relié double. Le chiffre ne correspond pas à la colonne 2 : travailleuses.

Notes : Ce tableau présente un sommaire du modèle d'effets fixes à deux facteurs estimé à partir du tableau 3. Le modèle a été estimé chez les travailleurs (colonne 1) et les travailleuses (colonne 2).

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Les effets fixes d'entreprise permettaient d'expliquer un 11,1 % et un 11,3 % résiduels chez les travailleurs et les travailleuses, respectivement. Fait intéressant, la covariance entre les effets fixes de personne et d'entreprise était positive (3,5 %) chez les travailleurs et nulle chez les travailleuses¹⁶. Cette covariance positive observée chez les travailleurs indique un certain appariement assortatif positif chez eux, un phénomène par lequel les travailleurs à salaire élevé sont plus susceptibles d'être employés dans des entreprises offrant des salaires élevés, c'est-à-dire celles qui offrent des salaires supérieurs à la moyenne pour des raisons non observées comparativement à leurs pairs. Les résultats n'indiquent en rien un appariement assortatif positif

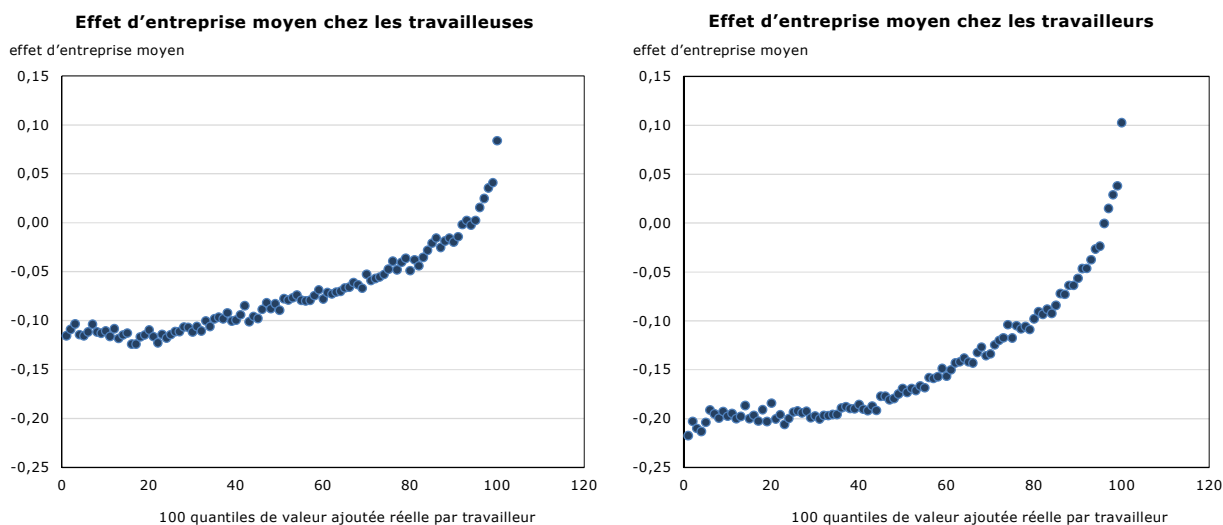
16. Cette corrélation est semblable à celle constatée par Abowd, Lengermann et McKinney (2003), qui ont mentionné une corrélation de 0,08 chez les travailleurs américains. Un document de travail récent de Bonhomme et coll. (2020) a indiqué que le biais de mobilité limitée a tendance à surestimer la contribution des effets d'entreprise à la dispersion de la rémunération. Si des études précédentes ont révélé que les entreprises contribuaient de 15 % à 25 % à la dispersion de la rémunération, ces auteurs ont indiqué que la contribution corrigée du biais est de l'ordre de près de 5 % à 15 %. Cependant, faisant écho à Andrews et coll. (2008), ces auteurs ont également constaté que ce biais est moins important dans les panels plus longs (voir Bonhomme et coll., 2020, figure 9), comme celui utilisé dans le présent article couvrant une période de 15 ans. De plus, Bonhomme et coll. (2020) ont révélé que le fait d'exclure des entreprises relativement petites contribuait à atténuer ce biais (figure 11). Les petites entreprises comptant moins de deux employés et celles ayant moins de 100 \$ en valeur ajoutée réelle ont été exclues de l'échantillon de l'étude. D'autres travaux sont nécessaires pour évaluer si le panel de plus longue durée et le retrait des entreprises très petites sont suffisants pour permettre de produire des estimations sans biais de la contribution des entreprises à l'écart de rémunération dans ce contexte de données.

chez les travailleuses. Cela donne à penser que les différences d'appariement entre les sexes sont susceptibles d'expliquer une partie de l'écart de rémunération entre les sexes.

5.3 Normalisation de l'effet fixe d'entreprise : résultats des régressions en bâton de hockey

Étant donné que les effets fixes d'entreprise sont obtenus à partir de régressions distinctes chez les travailleurs et chez les travailleuses, ils doivent d'abord être normalisés pour permettre de faire des comparaisons importantes. Le graphique 2 met en parallèle les effets fixes d'entreprise et la valeur ajoutée réelle par travailleur dans des logarithmes chez les travailleurs et les travailleuses. La représentation graphique est relativement plane suivie d'une remontée; on l'appelle au Canada une figure en bâton de hockey. La stratégie adoptée dans la présente étude consiste à relever le point d'inflexion dans le graphique 2 et à normaliser les effets fixes d'entreprise selon leur valeur moyenne pour les entreprises à faible valeur ajoutée dans la partie plane de la courbe.

Graphique 2
Effets d'entreprise et productivité du travail, 2001 à 2015



Note : La figure met en parallèle l'effet d'entreprise et la productivité du travail logarithmique des entreprises (valeur ajoutée réelle par travailleur) en 100 quantiles à partir du tableau 3.
Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Le tableau 5 présente les résultats de l'estimation de l'équation (2) séparément chez les travailleurs et les travailleuses. Le point d'inflexion relevé était semblable chez les deux sexes. Fait intéressant, la pente de la courbe après le point d'inflexion était plus prononcée chez les hommes que chez les femmes (0,139 par rapport à 0,108), ce qui indique que les travailleurs étaient en mesure d'avoir une plus grande proportion de l'excédent dans les entreprises à forte valeur ajoutée. Cela donne à penser que l'incidence des politiques de rémunération propres aux entreprises sera différente selon le sexe. Dans les résultats de la décomposition ci-dessous, la contribution exacte de ces politiques à l'écart de rémunération entre les sexes a été calculée.

Tableau 5
Régression des effets d'entreprise estimés sur la valeur ajoutée logarithmique
moyenne par travailleur

	Travailleurs	Travailleuses
	Colonne 1	Colonne 2
Seuil		
Coefficient	10,076 ***	10,055 ***
Erreur-type	(0,001)	(0,001)
Coefficient de pente		
Coefficient	0,138 ***	0,108 ***
Erreur-type	(0,000)	(0,000)
Constante		
Coefficient	-0,162 ***	-0,109 ***
Erreur-type	(0,000)	(0,000)
Nombre d'observations	55 747 455	55 747 455
R-carré	0,289	0,199

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)

Notes : Le tableau présente les estimations de coefficient liées à la régression non linéaire des effets d'entreprise estimés non normalisés pour les entreprises dans l'ensemble relié double. Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

5.4 Résultats de la décomposition : contribution des primes salariales des entreprises, rôle des appariements et effets de fixation de la rémunération

Le tableau 6 présente les principaux résultats de la décomposition. Différentes rangées représentent divers sous-groupes pour lesquels la décomposition a été calculée. Les résultats sont présentés selon le groupe d'âge, l'état matrimonial, la présence d'enfants et certaines provinces. La colonne 1 présente l'écart de rémunération entre les sexes, les colonnes 2 et 3 présentent les effets d'entreprise moyens chez les travailleurs et les travailleuses; en outre, la colonne 4 présente la contribution totale des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération entre les sexes, ou la différence entre les colonnes 2 et 3.

Tableau 6

Contribution des primes salariales propres aux entreprises à l'écart de rémunération entre les sexes dans les entreprises de l'ensemble relié double

	Écart de rémunération entre les sexes	Primes salariales moyennes des entreprises chez les travailleurs	Primes salariales moyennes des entreprises chez les travailleuses	Contribution totale des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération	Proportion de l'écart global que permettent d'expliquer les primes salariales des entreprises	Contribution de l'effet d'appariement (pondéré par les primes salariales des travailleurs)	Proportion des primes salariales des entreprises que permet d'expliquer l'appariement	Contribution de l'effet de fixation de la rémunération (pondérée par les primes salariales des travailleuses)	Proportion des primes salariales des entreprises que permet d'expliquer la fixation de la rémunération
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3	Colonne 4	Colonne 5	Colonne 6	Colonne 7	Colonne 8	Colonne 9
		dollars constants	logarithmiques de 2012		ratio	dollars constants	logarithmiques de 2012	ratio	dollars constants
Tous	0,268	0,176	0,115	0,061	0,228	0,029	0,477	0,032	0,523
Selon le groupe d'âge									
25 à 29 ans	0,165	0,163	0,115	0,048	0,290	0,016	0,333	0,032	0,667
30 à 39 ans	0,242	0,175	0,121	0,054	0,222	0,022	0,411	0,032	0,589
40 à 49 ans	0,303	0,180	0,114	0,066	0,218	0,035	0,523	0,032	0,477
50 à 54 ans	0,334	0,180	0,106	0,074	0,223	0,041	0,548	0,034	0,452
Selon la province									
Québec	0,210	0,141	0,087	0,054	0,256	0,020	0,365	0,034	0,635
Ontario	0,263	0,185	0,123	0,062	0,236	0,029	0,465	0,033	0,535
Colombie-Britannique	0,308	0,166	0,107	0,059	0,192	0,035	0,592	0,024	0,408
Union libre au Québec	0,224	0,135	0,079	0,056	0,251	0,021	0,379	0,035	0,621
Selon l'état matrimonial									
Marié(e)s	0,342	0,187	0,119	0,069	0,201	0,036	0,531	0,032	0,469
Union libre	0,231	0,155	0,097	0,058	0,252	0,025	0,432	0,033	0,568
Veufs (veuves)	0,313	0,181	0,108	0,073	0,233	0,042	0,578	0,031	0,422
Divorcé(e)s	0,230	0,182	0,121	0,060	0,263	0,027	0,455	0,033	0,545
Séparé(e)s	0,270	0,170	0,108	0,062	0,230	0,031	0,505	0,031	0,495
Célibataires	0,108	0,161	0,116	0,045	0,416	0,014	0,303	0,031	0,697
Célibataires et âgé(e)s de moins de 30 ans	0,125	0,162	0,115	0,047	0,374	0,015	0,324	0,032	0,676
Selon l'indicateur de la présence d'enfants									
Sans enfants	0,239	0,173	0,116	0,057	0,241	0,024	0,427	0,033	0,573
Avec enfants	0,351	0,185	0,113	0,072	0,207	0,043	0,591	0,030	0,409
Avec enfants âgés de moins de 6 ans	0,330	0,177	0,110	0,067	0,204	0,038	0,567	0,029	0,433

Note : La colonne 1 présente l'écart de rémunération logarithmique moyen entre les travailleurs et les travailleuses dans l'ensemble relié double. Les colonnes 2 et 3 présentent les primes salariales (normalisées) moyennes reçues par les travailleurs et les travailleuses. La colonne 4 représente la différence entre les colonnes 2 et 3 et mesure la contribution totale des politiques propres aux entreprises en matière d'embauche et de fixation de la rémunération à l'écart entre les hommes et les femmes. La colonne 5 représente le ratio des colonnes 4 à 1 et mesure l'écart de rémunération global que permettent d'expliquer les primes salariales des entreprises. Les colonnes 6 et 8 décomposent la contribution totale de la colonne 4 en un effet d'appariement entre les entreprises (colonne 6) et un effet de fixation de la rémunération différent (colonne 8). Les colonnes 7 et 9 représentent les proportions des primes salariales des entreprises que permettent d'expliquer l'appariement (colonne 6) et la fixation de la rémunération (colonne 8), respectivement. Voir le texte.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

La première rangée montre un écart de rémunération moyen (colonne 1) entre les travailleurs et les travailleuses de 26,8 %. En ce qui concerne la contribution globale des effets d'entreprise à l'écart de rémunération entre les sexes, les résultats de la présente étude révèlent que 22,8 % de l'écart (colonne 4) était attribuable à la proportion de la rémunération propre à l'entreprise. Cette estimation avoisine les estimations publiées précédemment pour quelques rares pays pour lesquels des données sur les salaires sont disponibles. Ces résultats appuient l'idée selon laquelle les critères de sélection de l'échantillon utilisés dans l'étude permettent réellement de tenir compte du fait que les données utilisées témoignent de la rémunération seulement. Comme il est mentionné à la section 2, des estimations comparables variaient de 8 % en France (Coudin, Maillard et Tô, 2018) à près de 50 % au Chili (Cruz et Rau, 2017). Les estimations produites pour le Canada se rapprochaient le plus de celles produites pour le Portugal (Card, Cardoso et Kline, 2016) et l'Allemagne de l'Ouest des années 2000 (Bruns, 2019), celles-ci s'établissant à 20,9 % et à 25,9 %, respectivement.

Les colonnes 6 et 8 décomposent la colonne 4 en effet d'appariement et en effet de fixation de la rémunération. Comme c'est le cas pour la plupart des méthodes de décomposition, les résultats peuvent être sensibles au choix du groupe de référence, soit les travailleurs ou les travailleuses. Ces derniers ont été calculés en utilisant les deux groupes de référence et, heureusement, ont permis d'obtenir des résultats très semblables. Aux fins de démonstration, seul un ensemble de résultats est présenté dans cet article. En moyenne, les deux effets permettaient d'expliquer 50 % du rôle des entreprises dans l'écart de rémunération entre les sexes, l'effet de fixation de la rémunération jouant un rôle légèrement plus important (52,3 % par rapport à 47,7 %). L'effet de la négociation était plus marqué dans l'échantillon de l'étude que dans les résultats obtenus pour d'autres pays. Cela peut en partie être attribuable au fait que la rémunération a été utilisée dans la présente étude, tandis que la majeure partie des études publiées étaient fondées sur les salaires. Par conséquent, l'effet de fixation de la rémunération observé dans l'étude peut témoigner à la fois de différences au chapitre des salaires et des intensités de travail entre les sexes. Si l'utilisation de la rémunération dans la présente analyse complique les comparaisons avec les travaux précédents, la rémunération présente l'avantage de révéler d'autres façons dont les entreprises peuvent avoir une incidence sur l'écart salarial entre les sexes.

5.5 Effets du cycle de vie

Lorsqu'on examine différents groupes d'âge, il est frappant de constater à quel point l'écart de rémunération entre les sexes augmente avec l'âge, passant de 16,5 % chez les personnes âgées de 25 à 29 ans à 33,4 % chez celles âgées de 50 à 54 ans. Cependant, la contribution des entreprises à l'écart diminue, passant de 30 % à 20 % après 30 ans. À mesure que les travailleuses vieillissent, l'effet d'appariement permet d'expliquer une proportion croissante de la contribution totale des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération entre les sexes, et l'effet de fixation de la rémunération permet en conséquence d'expliquer une plus faible proportion.

L'importance grandissante des appariements peut témoigner de contraintes croissantes exercées sur la capacité des femmes à se tourner vers des entreprises qui offrent des salaires plus élevés ou des heures de travail prolongées. Cela peut découler du partage inégal des responsabilités familiales entre les hommes et les femmes. Coudin, Maillard et Tô (2018) ont constaté que l'effet d'appariement augmentait au cours de la vie, non seulement en raison de l'âge, mais aussi compte tenu du rôle de parent. De même, Bruns (2019) a révélé qu'au moins le quart de la pénalité liée à la maternité pouvait être attribué à l'appariement.

En revanche, l'effet de fixation de la rémunération, s'il permettait moins bien d'expliquer la contribution totale des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération au cours de la vie, demeurait relativement stable en termes absolus, celui-ci s'établissant à 3,2 points de

pourcentage. Cela n'indique pas d'amélioration de la capacité des femmes à obtenir une plus grande proportion de l'excédent des entreprises.

5.6 Différences entre les provinces

Les résultats sont présentés dans les trois rangées suivantes pour les trois plus grandes provinces : le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Conformément à Baker et Drolet (2010) et à Schirle (2015), qui ont dans les deux cas fait des comparaisons interprovinciales de l'écart salarial entre les sexes, la présente étude a révélé que l'écart de rémunération était le plus grand en Colombie-Britannique (0,308) et le plus faible au Québec (0,210). L'écart observé en Ontario était de 0,263, ce qui s'éloigne davantage de celui observé au Québec que les estimations calculées au moyen des données sur les salaires. La contribution des entreprises à l'écart salarial entre les sexes était très semblable pour l'Ontario et le Québec (23,6 % et 25,6 %, respectivement) et un peu plus faible en Colombie-Britannique (19,2 %).

Le rôle relatif de l'appariement et de la fixation de la rémunération dans les trois provinces considérées dans la présente étude revêt un intérêt particulier. En termes absolus, l'appariement représentait seulement 2,0 points de pourcentage de l'écart de rémunération entre les sexes au Québec, 2,9 points de pourcentage en Ontario et 3,5 points de pourcentage en Colombie-Britannique. De même, la fixation de la rémunération représentait 2,4 points de pourcentage de l'écart de rémunération entre les sexes en Colombie-Britannique, bien en deçà des 3,3 points de pourcentage observés en Ontario et des 3,4 points de pourcentage observés au Québec. Par conséquent, le rôle global que jouaient les entreprises dans l'écart de rémunération entre les sexes en Colombie-Britannique était principalement attribuable à l'appariement, qui représentait 59,2 % de l'effet. En particulier, les rôles relatifs des appariements et de la fixation de la rémunération en Colombie-Britannique étaient comparables à ceux observés dans les études publiées. À titre comparatif, le contraire a été observé au Québec, province dans laquelle seulement le tiers de l'effet d'entreprise découlait de l'appariement (36,5 %). En Ontario, les rôles relatifs de l'appariement et de la fixation de la rémunération étaient pratiquement égaux, s'établissant à 46,5 % et à 53,5 %, respectivement. Pour mettre les choses en contexte, il convient de souligner que Schirle (2015) a estimé que l'appariement différent dans les diverses industries et professions permettait d'expliquer environ 42,5 % de l'écart salarial entre les sexes en Colombie-Britannique en 2014, et seulement 31,0 % de l'écart au Québec et 30,5 % en Ontario.

Plus d'études sont nécessaires pour comprendre les différences entre les provinces au chapitre des primes salariales propres aux entreprises. D'une part, l'Ontario et le Québec sont les deux seules provinces qui ont adopté une loi sur l'équité salariale à l'intention du secteur privé (Schirle, 2015). Cependant, on ne sait pas clairement si ces types de politiques permettent de réduire efficacement l'écart entre les sexes (Baker et Fortin, 2004). D'autre part, il existe des différences importantes entre le Québec et le reste du Canada en ce qui concerne les politiques familiales, dont on a démontré les répercussions considérables sur l'emploi des femmes. Par exemple, Baker, Gruber et Milligan (2008) ont démontré que l'adoption d'un régime universel et abordable de garde d'enfants au Québec dans les années 1990 a entraîné des augmentations de la disponibilité au travail des mères. Le Québec est aussi différent du reste du Canada en ce qui concerne son programme de congé parental, qui a une incidence sur la période pendant laquelle les mères peuvent s'absenter du travail après la naissance d'un enfant, mais également sur la probabilité qu'elles retournent travailler pour l'employeur qu'elles avaient avant la naissance de leur enfant (Baker et Milligan, 2008a et 2008b). Ces politiques peuvent interagir avec le rôle que jouent les entreprises dans la détermination de l'écart de rémunération entre les sexes. Par exemple, des services de garde d'enfants abordables et facilement accessibles peuvent réduire la pression exercée sur les femmes de se répartir dans des entreprises exigeant moins d'heures de travail. De même, le programme de congés parentaux plus généreux au Québec peut aider

les femmes à éviter de se retrouver dans des entreprises à salaires peu élevés après la naissance d'un enfant. Il faut rappeler que Coudin, Maillard et Tô (2018) ont observé que l'appariement augmentait chez les Françaises après la naissance d'un enfant. Bruns (2019) a également révélé que, chez les femmes, l'écart entre les sexes augmentait de la mi-trentaine à la mi-quarantaine en raison de leur mouvement vers des entreprises offrant des salaires peu élevés. Si l'on ne peut que le supposer pour l'instant, les résultats de cette étude sont les premiers à laisser entendre que les différences au chapitre des politiques familiales entre le Québec et le reste du Canada pourraient avoir une incidence sur l'emploi des femmes par leur interaction avec le rôle que jouent les entreprises à l'égard de la rémunération.

5.7 Différences selon l'état matrimonial

Avant d'examiner la relation entre les primes salariales propres aux entreprises et l'état matrimonial, il convient de souligner les différences considérables entre les personnes mariées et les personnes vivant en union libre en ce qui a trait à l'écart de rémunération entre les sexes seulement : l'écart chez les travailleurs en union libre représentait seulement les deux tiers de l'écart observé chez les travailleurs mariés (23,1 % par rapport à 34,2 %). L'écart était le plus faible chez les travailleurs célibataires (10,8 %). Une différence non négligeable a aussi été observée quant au rôle que jouent les entreprises. La contribution totale des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération était la plus faible chez les travailleuses mariées (20,1 %) et la plus grande chez les travailleuses célibataires (41,6 %).

À l'instar des constatations en ce qui a trait à l'âge, l'effet de fixation de la rémunération ne variait pas beaucoup selon l'état matrimonial : il constituait de 3,1 à 3,3 points de pourcentage de l'écart de rémunération entre les sexes. À titre comparatif, l'appariement variait considérablement selon l'état matrimonial, représentant de 1,4 à 4,2 points de pourcentage de l'écart. Autrement dit, les différences dans le rôle que jouaient les entreprises quant à l'écart de rémunération entre les sexes découlaient presque entièrement des différences en ce qui a trait à la vigueur de la voie de l'appariement. En conséquence, l'importance relative des voies de la fixation de la rémunération et de l'appariement variait considérablement selon l'état matrimonial. Par exemple, la proportion que permettait d'expliquer l'appariement était 50 % plus élevée chez les travailleuses mariées que chez celles qui étaient en union libre.

On ne peut que supposer la raison pour laquelle ce peut être le cas. Si plusieurs études publiées sur le rôle des entreprises visaient à examiner les changements entourant la naissance d'un enfant, la présente étude est, à la connaissance des auteurs, la première à porter sur les différences selon l'état matrimonial. Les études publiées sur la prise de décisions au sein du ménage ont souligné l'incidence que le cadre juridique des mariages et des unions libres peut avoir sur la répartition des ressources entre les conjoints (p. ex. Chiappori, Fortin et Lacroix, 2002; Goussé et Leturcq, 2018; Stevenson, 2007; Voena, 2015). Dans ce contexte, des études précédentes ont révélé que les femmes réduisent leur disponibilité au travail en réponse à une augmentation de leur pouvoir de négociation au sein du ménage. Par conséquent, les résultats de la présente étude seraient compatibles avec l'hypothèse selon laquelle les femmes mariées ont un plus grand pouvoir de négociation à la maison et choisissent en conséquence des entreprises exigeant moins d'heures de travail. Autrement, ils pourraient aussi être compatibles avec l'hypothèse selon laquelle les femmes en union libre choisissent des emplois exigeant plus d'heures de travail afin d'accroître leur participation à la vie active pour se protéger en cas de rupture de l'union. Fait important, les résultats donnent à penser que les couples en union libre au Québec peuvent être à l'origine du rôle réduit de l'appariement chez les couples en union libre (par rapport aux couples mariés). Cela est conforme au fait que de vivre en union libre au Québec a des répercussions totalement différentes que dans le reste du Canada.

5.8 Enfants

L'écart est passablement plus grand chez les personnes qui ont des enfants et est beaucoup plus attribuable à la voie de l'appariement. Par exemple, Coudin, Maillard et Tô (2018) ont constaté que les mères gagnaient 21,4 % de moins que les pères, tandis que les femmes sans enfants gagnaient seulement 2,4 % de moins que les hommes sans enfants. En outre, ils ont estimé que le rôle que jouaient les entreprises chez les parents était entièrement attribuable à l'appariement, tandis que les femmes sans enfants avaient tendance à se retrouver dans des entreprises offrant des salaires plus élevés. De plus, les résultats de la présente étude en lien avec les enfants étaient compatibles avec les tendances du cycle de vie examinées à la section 5.5 et avec des résultats comparables issus de travaux précédents (p. ex. Bruns, 2019; Card, Cardoso et Kline, 2016).

6 Conclusion

À l'aide des données de la BDCDEE pour la période allant de 2001 à 2015, la présente étude permet d'observer l'écart de rémunération entre les sexes au Canada d'un nouveau point de vue : par l'examen en détail la contribution des politiques de rémunération propres aux entreprises à cet écart. Pour ce faire, un modèle linéaire comportant des effets fixes de travailleur et d'entreprise (modèle d'Abowd, Kramarz et Margolis) a été estimé, et on a utilisé des méthodes de décomposition présentées pour la première fois par Card, Cardoso et Kline (2016). L'étude apporte deux contributions importantes propres au contexte canadien et une contribution générale plus inédite.

Premièrement, étant donné que les travailleuses gagnent 27 % de moins que leurs homologues masculins, les résultats de la présente étude révèlent que, si les travailleuses profitaient des mêmes primes salariales propres aux entreprises que les travailleurs, l'écart de rémunération entre les sexes diminuerait pour s'établir à légèrement moins de 21 %. Selon l'étude, l'importance relative de la contribution totale des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération diminuait avec l'âge et était semblable dans les trois plus grandes provinces.

Deuxièmement, cette contribution a été décomposée en deux composantes, l'une liée au fait que les travailleuses peuvent se retrouver dans des types d'entreprises différents des travailleurs et l'autre liée au fait que les femmes peuvent être moins bien rémunérées que les hommes dans des types d'entreprises semblables. En moyenne, on a constaté que les deux voies contribuent à parts égales à la contribution totale des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération entre les sexes.

Cependant, là encore, des différences significatives ont été observées en ce qui concerne l'âge et la province, c'est-à-dire que l'importance relative des appariements augmentait avec l'âge, tandis que l'importance relative de la fixation de la rémunération diminuait. En valeur absolue, ce dernier effet n'indiquait aucune amélioration à mesure que les femmes vieillissaient, tandis que l'effet d'appariement augmentait, ce qui explique que la contribution absolue des primes salariales des entreprises à l'écart de rémunération entre les sexes augmente avec l'âge. En ce qui concerne la province, si la contribution totale des primes salariales propres aux entreprises était relativement constante (permettant d'expliquer de 19 % à 25 % de l'écart de rémunération entre les sexes), des différences significatives ont été observées dans les rôles relatifs des appariements et de la fixation de la rémunération. L'appariement permettait d'expliquer 59 % du rôle que jouaient les entreprises dans l'écart de rémunération entre les sexes en Colombie-Britannique, 47 % en Ontario et seulement 37 % au Québec.

Troisièmement, dans la présente étude, la variation du rôle que jouaient les entreprises dans la détermination de la rémunération selon l'état matrimonial a été examinée. Chez les femmes mariées, on a constaté que 20 % de l'écart de rémunération entre les sexes de 34 % était attribuable aux entreprises. À titre comparatif, l'écart était moins grand chez les femmes célibataires (11 %). Cependant, les entreprises jouaient un rôle plus important, représentant 42 % de cet écart. De plus, les différences dans le rôle que jouaient les entreprises selon l'état matrimonial découlaient presque entièrement de différences en ce qui a trait à la vigueur de la voie de l'appariement. En termes absolus, l'effet de fixation de la rémunération ne variait pas selon l'état matrimonial, tandis que l'effet d'appariement variait considérablement. À la connaissance des auteurs, la présente étude est la première à révéler la façon dont l'état matrimonial interagit avec la décomposition du rôle que jouent les entreprises en effet d'appariement et en effet de fixation de la rémunération.

Comme pour toute source de données fondée sur des données administratives, l'ensemble de données utilisé dans l'étude n'inclut pas le genre, l'orientation sexuelle et la race des travailleurs ni les politiques des entreprises en matière de ressources humaines. À mesure que ces données deviendront disponibles, on pourrait examiner l'écart de rémunération entre les sexes en fonction de ces dimensions. Les travaux à venir pourraient aussi permettre d'examiner si des différences institutionnelles selon la province, comme les politiques sur les congés parentaux et l'accès à des services de garde, peuvent expliquer les différences dans l'importance des appariements. De tels travaux contribueraient à la littérature de plus en plus abondante sur l'incidence variée de ces politiques sur les résultats des parents et des enfants. Ils pourraient aussi contribuer à faire connaître d'autres moyens par lesquels le gouvernement pourrait mieux assurer l'équité salariale.

7 Annexe

7.1 Tableaux

Tableau 1 en annexe
Composition hommes-femmes moyenne selon le groupe d'âge, l'état matrimonial et l'indicateur de la présence d'enfants, 2001 à 2015

	Travailleurs pourcentage	Travailleuses pourcentage
Groupe d'âge		
25 à 29 ans	65,9	34,1
30 à 39 ans	66,6	33,4
40 à 49 ans	64,5	35,5
50 à 54 ans	64,8	35,2
État matrimonial		
Relation de couple	67,2	32,8
Seul(e)s	62,0	38,0
Situation familiale		
Sans enfants	67,0	33,0
Avec enfants	60,7	39,3
Total	65,5	34,5

Notes : La rémunération annuelle est réputée manquante si elle est inférieure au seuil d'environ 18 000 \$ (en dollars réels de 2012); voir le texte. L'état matrimonial est classé en relation de couple, c'est-à-dire marié(e)s ou en union libre, et seul(e)s, c'est-à-dire séparé(e)s, veufs (veuves), divorcé(e)s ou célibataires. L'indicateur de la présence d'enfants divise les travailleurs en travailleurs avec enfants et en travailleurs sans enfants.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Tableau 2.0 en annexe

Composition hommes-femmes moyenne selon la province ou le territoire, 2001 à 2015

Province ou territoire	Chez les travailleurs dans une relation de couple :				Chez les travailleurs seuls : célibataires, divorcé(e)s ou veufs (veuves)		Chez les travailleurs sans enfants		Chez les travailleurs avec enfants	
	Secteur des entreprises		marié(e)s ou en union libre		Travailleurs Travailleuses		Travailleurs Travailleuses		Travailleurs Travailleuses	
	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses
	pourcentage									
Terre-Neuve-et-Labrador	71,1	28,9	72,4	27,6	68,0	32,0	72,3	27,7	68,0	32,0
Île-du-Prince-Édouard	68,1	31,9	70,0	30,0	63,5	36,5	69,8	30,2	64,0	36,0
Nouvelle-Écosse	67,2	32,8	69,4	30,6	62,9	37,1	68,4	31,6	63,9	36,1
Nouveau-Brunswick	67,4	32,6	69,3	30,7	63,5	36,5	68,9	31,1	63,7	36,3
Québec	66,3	33,7	67,6	32,4	63,6	36,4	67,7	32,3	62,0	38,0
Ontario	63,4	36,6	65,4	34,6	59,2	40,8	65,1	34,9	58,6	41,4
Manitoba	68,2	31,8	69,4	30,6	65,4	34,6	69,7	30,3	63,9	36,1
Saskatchewan	68,4	31,6	68,9	31,1	67,3	32,7	70,3	29,7	63,0	37,0
Alberta	67,9	32,1	69,5	30,5	64,8	35,2	69,3	30,7	62,8	37,2
Colombie-Britannique	64,6	35,4	66,6	33,4	61,0	39,0	66,0	34,0	59,8	40,2
Territoires	67,3	32,7	67,8	32,2	66,7	33,3	69,3	30,7	60,9	39,1
Total	65,5	34,5	67,2	32,8	62,0	38,0	67,0	33,0	60,7	39,3

Notes : La rémunération annuelle est réputée manquante si elle est inférieure au seuil d'environ 18 000 \$ (en dollars réels de 2012); voir le texte. L'état matrimonial est classé en relation de couple, c'est-à-dire marié(e)s ou en union libre, et seul(e)s, c'est-à-dire séparé(e)s, veufs (veuves), divorcé(e)s ou célibataires. L'indicateur de la présence d'enfants divise les travailleurs en travailleurs avec enfants et en travailleurs sans enfants.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Tableau 2.2 en annexe

Composition hommes-femmes moyenne selon l'âge de l'entreprise, 2001 à 2015

Âge de l'entreprise	Secteur des entreprises		Chez les travailleurs dans une relation de couple : marié(e)s ou en union libre		Chez les travailleurs seuls : célibataires, divorcé(e)s ou veufs (veuves)		Chez les travailleurs sans enfants		Chez les travailleurs avec enfants	
	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses
	pourcentage									
Moins de 5 ans	66,9	33,1	68,9	31,1	63,1	36,9	68,4	31,6	63,0	37,0
5 à 9 ans	67,0	33,0	68,8	31,2	63,2	36,8	68,4	31,6	62,9	37,1
10 à 29 ans	65,0	35,0	66,7	33,3	61,6	38,4	66,6	33,4	59,9	40,1
30 ans ou plus	63,7	36,3	65,1	34,9	60,7	39,3	64,9	35,1	60,1	39,9
Total	65,4	34,6	67,2	32,8	62,0	38,0	67,0	33,0	60,7	39,3

Notes : La rémunération annuelle est réputée manquante si elle est inférieure au seuil d'environ 18 000 \$ (en dollars réels de 2012); voir le texte. L'état matrimonial est classé en relation de couple, c'est-à-dire marié(e)s ou en union libre, et seul(e)s, c'est-à-dire séparé(e)s, veufs (veuves), divorcé(e)s ou célibataires. L'indicateur de la présence d'enfants divise les travailleurs en travailleurs avec enfants et en travailleurs sans enfants.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Tableau 2.3 en annexe

Composition hommes-femmes moyenne selon la taille de l'entreprise, 2001 à 2015

Taille de l'entreprise	Secteur des entreprises		Chez les travailleurs dans une relation de couple : marié(e)s ou en union libre		Chez les travailleurs seuls : célibataires, divorcé(e)s ou veufs (veuves)		Chez les travailleurs sans enfants		Chez les travailleurs avec enfants	
	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses	Travailleurs	Travailleuses
	pourcentage									
1 à 4 employés	66,1	33,9	65,8	34,2	67,1	32,9	68,0	32,0	61,4	38,6
5 à 19 employés	67,1	32,9	67,7	32,3	65,8	34,2	68,9	31,1	62,0	38,0
20 à 99 employés	68,1	31,9	69,6	30,4	65,3	34,7	69,8	30,2	62,8	37,2
100 à 499 employés	67,1	32,9	69,1	30,9	63,3	36,7	68,7	31,3	62,1	37,9
500 employés ou plus	62,7	37,3	65,1	34,9	58,0	42,0	64,1	35,9	58,5	41,5
Total	65,5	34,5	67,2	32,8	62,0	38,0	67,0	33,0	60,7	39,3

Notes : La rémunération annuelle est réputée manquante si elle est inférieure au seuil d'environ 18 000 \$ (en dollars réels de 2012); voir le texte. L'état matrimonial est classé en relation de couple, c'est-à-dire marié(e)s ou en union libre, et seul(e)s, c'est-à-dire séparé(e)s, veufs (veuves), divorcé(e)s ou célibataires. L'indicateur de la présence d'enfants divise les travailleurs en travailleurs avec enfants et en travailleurs sans enfants.

Source : Totalisations des auteurs des données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés, 2001 à 2015.

Bibliographie

Abowd, J., R.H. Creedy et F. Kramarz. 2002. *Computing Person and Firm Effects Using Linked Longitudinal Employer-employee Data*. Longitudinal Employer-Household Dynamics Technical Papers. Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.

Abowd, J., P.A. Lengermann et K. McKinney. 2003. *The Measurement of Human Capital in the U.S. Economy*. Longitudinal Employer-Household Dynamics Technical Papers. Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.

Abowd, J.M., F. Kramarz et D.N. Margolis. 1999. « High wage workers and high wage firms ». *Econometrica* 67 (2) : 251 à 333.

Andrews, M.J., L. Gill, T. Schank et R. Upward. 2008. « High wage workers and low wage firms: Negative assortative matching or limited mobility bias? » *Journal of the Royal Statistical Society: Series A* 171 (3) : 673 à 697.

Angelov, N., P. Johansson et E. Lindahl. 2016. « Parenthood and the gender gap in pay ». *Journal of Labor Economics* 34 (3) : 545 à 579.

Baker, M., D. Benjamin, A. Desaulniers et M. Grant. 1995. « The distribution of the male/female earnings differential, 1970-1990 ». *Revue canadienne d'économique* 28 (3) : 479 à 501.

Baker, M., et M. Drolet. 2010. « A new view of the male/female pay gap ». *Canadian Public Policy* 36 (4) : 429 à 464.

Baker, M., et N.M. Fortin. 2004. « Comparable worth in a decentralized labour market: The case of Ontario ». *Revue canadienne d'économique* 37 (4) : 850 à 878.

Baker, M., J. Gruber et K. Milligan. 2008. « Universal child care, maternal labor supply, and family well-being ». *Journal of Political Economy* 116 (4) : 709 à 745.

Baker, M., et K. Milligan. 2008a. « How does job-protected maternity leave affect mothers' employment? » *Journal of Labor Economics* 26 (4) : 655 à 691.

Baker, M., et K. Milligan. 2008b. « Maternal employment, breastfeeding, and health: Evidence from maternity leave mandates ». *Journal of Health Economics* 27 (4) : 871 à 887.

Bonhomme, S., K. Holzheu, T. Lamadon, E. Manresa, M. Mogstad et B. Setzler. 2020. *How Much Should We Trust Estimates of Firm Effects and Worker Sorting?* NBER Working Paper Series, n° 27368. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Boudarbat, B., et M. Connolly. 2013. « The gender wage gap among recent postsecondary graduates in Canada: A distributional approach ». *Revue canadienne d'économique* 46 (3) : 1037 à 1065.

Bruns, B. 2019. « Changes in workplace heterogeneity and how they widen the gender wage gap ». *American Economic Journal: Applied Economics* 11 (2) : 74 à 113.

Card, D., A.R. Cardoso et P. Kline. 2016. « Bargaining, sorting, and the gender wage gap: Quantifying the impact of firms on the relative pay of women ». *The Quarterly Journal of Economics* 131 (2) : 633 à 686.

Casarico, A., et S. Lattanzio. 2019. *What Firms Do: Gender Inequality in Linked Employer-employee Data*. Cambridge Working Papers in Economics, n° 1966. Cambridge : University of Cambridge.

Chiappori, P.A., B. Fortin et G. Lacroix. 2002. « Marriage market, divorce legislation, and household labor supply ». *Journal of Political Economy* 110 (1) : 37 à 72.

Coudin, E., S. Maillard et M. Tô. 2018. *Family, Firms and the Gender Wage Gap in France*. Institute for Fiscal Studies Working Papers, n° W18/01. Londres : The Institute for Fiscal Studies.

Cruz, G., et T. Rau. 2017. « The effects of firm pay policies and equal pay laws on the gender wage gap in Chile ». Document de travail.

Dittrich, M., A. Knabe et K. Leipold. 2014. « Gender differences in experimental wage negotiations ». *Economic Inquiry* 52 (2) : 862 à 873.

Dostie, B., J. Li, D. Card et D. Parent. 2020. *Employer Policies and the Immigrant-Native Earnings Gap*. NBER Working Paper Series, n° 27096. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Drolet, M. 2002. « Can the workplace explain Canadian gender pay differentials? » *Canadian Public Policy* 28 : S41 à S63.

Drolet, M. 2011. « Pourquoi l'écart salarial entre les hommes et les femmes a-t-il diminué? » *L'emploi et le revenu en perspective* 11(12) : 3 à 13.

Drolet, M., et K. Mumford. 2012. « The gender pay gap for private-sector employees in Canada and Britain ». *British Journal of Industrial Relations* 50 (3) : 529 à 553.

Galarneau, D., et E. Fecteau. 2014. *Les hauts et les bas du salaire minimum*. Regards sur la société canadienne. Produit n° 75-006-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Gallen, Y., R.V. Lesner et R. Vejlin. 2019. « The labor market gender gap in Denmark: Sorting out the past 30 years ». *Labour Economics* 56 : 58 à 67.

Goussé, M., et M. Leturcq. 2018. « More or less unmarried: The impact of legal settings of cohabitation on labor market outcomes ». CRREP Working Paper Series, 2018-08. Québec : Université Laval.

Javdani, M. 2015. « Glass ceilings or glass doors? The role of firms in male-female wage disparities ». *Revue canadienne d'économique* 48 (2) : 529 à 560.

Jewell, S.L., G. Razzu et C. Singleton. 2020. « Who works for whom and the UK gender pay gap ». *British Journal of Industrial Relations* 58 (1) : 50 à 81.

Kleven, H., C. Landais, J. Posch, A. Steinhauer et J. Zweimüller. 2019. *Child Penalties Across Countries: Evidence and Explanations*. NBER Working Paper Series, n° 25524. Cambridge, Massachusetts : National Bureau of Economic Research.

Morissette, R., W. Picot et Y. Lu. 2013. *Évolution des salaires des Canadiens au cours des trois dernières décennies*. Direction des études analytiques : documents de recherche, n° 347. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Moyser, M. 2019. *Mesure et analyse de l'écart de rémunération entre les sexes : un aperçu conceptuel et méthodologique*. Études sur le genre et les identités croisées. Produit n° 45200002 au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Pelletier, R., M. Patterson et M. Moyser. 2019. *L'écart salarial entre les sexes au Canada : 1998 à 2018*. Statistiques sur le travail : documents de recherche. Produit n° 75-004-X au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Schirle, T. 2015. « The gender wage gap in the Canadian provinces, 1997–2014 ». *Canadian Public Policy* 41 (4) : 309 à 319.

Sorkin, I. 2017. « The role of firms in gender earnings inequality: Evidence from the United States ». *American Economic Review* 107 (5) : 384 à 387.

Statistique Canada. Tableau 14-10-0064-01, Salaires des employés selon l'industrie, données annuelles. Dernière mise à jour le 25 septembre 2020. Disponible au lien suivant : <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1410006401> (consulté le 26 juin 2020).

Statistique Canada. Tableau 14-10-0327-01, Caractéristiques de la population active selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, données annuelles. Dernière mise à jour le 25 septembre 2020. Disponible au lien suivant : <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1410032701> (consulté le 26 juin 2020).

Statistique Canada. Tableau 14-10-0062-01, Enquête sur la population active (EPA), estimations du salaire des employés selon le genre de travail, la Classification nationale des professions pour statistiques (CNP-S), le sexe et le groupe d'âge, annuel. Dernière mise à jour le 25 septembre 2020. Disponible au lien suivant : <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1410006201> (consulté le 26 juin 2020).

Stevens, K., et S. Whelan. 2019. « Negotiating the gender wage gap ». *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* 58 (2) : 141 à 188.

Stevenson, B. 2007. « The impact of divorce laws on marriage-specific capital ». *Journal of Labor Economics* 25 (1) : 75 à 94.

Syverson, C. 2011. « What determines productivity? » *Journal of Economic Literature* 49 (2) : 326 à 365.

Voena, A. 2015. « Yours, mine, and ours: Do divorce laws affect the intertemporal behavior of married couples? » *American Economic Review* 105 (8) : 2295 à 2332.

Waite, S., J. Ecker et L.E. Ross. 2019. « A systematic review and thematic synthesis of Canada's LGBTQ2S+ employment, labour market and earnings literature ». *PLOS ONE* 14 (10) : e0223372.

Wiswall, M. et B. Zafar. 2018. « Preference for the workplace, investment in human capital, and gender ». *The Quarterly Journal of Economics* 133 (1) : 457 à 507.