



CIRANO

Allier savoir et décision

État des lieux sur les écarts de revenus entre les parents et les femmes et hommes sans enfant au Québec et dans le reste du Canada

MARIE CONNOLLY

MARIE MÉLANIE FONTAINE

CATHERINE HAECK

2018RP-07
RAPPORT DE PROJET



**État des lieux sur les écarts de revenus entre les parents
et les femmes et hommes sans enfant au Québec
et dans le reste du Canada**

Marie Connolly, Marie Mélanie Fontaine, Catherine Haeck

Rapport de projet
Project report

Montréal
Mars 2018

© 2018 Marie Connolly, Marie Mélanie Fontaine, Catherine Haeck. Tous droits réservés. *All rights reserved.*
Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. *Short sections may be quoted
without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*



Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations

CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act.

Les partenaires du CIRANO

Partenaires corporatifs

Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque Laurentienne du Canada
Banque Nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
Énergir
Hydro-Québec
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Intact Assurance
Investissements PSP
Ministère de l'Économie, de la Science et de l'Innovation
Ministère des Finances du Québec
Mouvement Desjardins
Power Corporation du Canada
Rio Tinto
Ville de Montréal

Partenaires universitaires

École de technologie supérieure
HEC Montréal
Institut national de la recherche scientifique
Polytechnique Montréal
Université Concordia
Université de Montréal
Université de Sherbrooke
Université du Québec
Université du Québec à Montréal
Université Laval
Université McGill

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.

ISSN 1499-8629 (Version en ligne)

État des lieux sur les écarts de revenus entre les parents et les femmes et hommes sans enfant au Québec et dans le reste du Canada

Rapport préparé pour le CIRANO

par

Marie Connolly*, Catherine Haeck et Marie Mélanie Fontaine

Université du Québec à Montréal

Groupe de recherche sur le capital humain, ESG UQAM

CIRANO

Rapport final : septembre 2017

Résumé

Les disparités salariales entre hommes et femmes sont bien documentées. Les différences de revenus entre les parents et les individus sans enfant sont moins connues, mais n'en demeurent pas moins préoccupantes. Dans ce rapport, nous dressons un état des lieux de la situation au Québec et dans le reste du Canada, en nous basant sur deux sources de données de Statistique Canada. La pénalité liée à la maternité, ou l'écart de revenus d'emploi entre mères et femmes sans enfant, est généralement moins élevée au Québec que dans le reste du Canada. Il existe cependant des groupes plus fortement touchés : les mères avec un niveau d'éducation moins élevé et les mères monoparentales, deux groupes déjà plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté et d'exclusion sociale. Nous confirmons également que la situation est inversée pour les hommes : les pères ont en moyenne des revenus plus élevés que les hommes sans enfant, un phénomène appelé le bonus lié à la paternité. Finalement, nous nous attardons aux trajectoires de revenus d'emploi des mères suivant la naissance de leur premier enfant, en comparaison avec celles des femmes sans enfant. Encore une fois, les mères québécoises semblent favorisées par rapport au reste du Canada, car elles retrouvent des revenus semblables à ceux des femmes sans enfant après quatre ans, comparativement à 12 dans le reste du Canada. Mais les écarts de revenus durant l'année de la naissance et l'année suivante demeurent grands, bien que les prestations d'assurance-emploi en comblent une partie. En revanche, les trajectoires de

* Auteure de correspondance. Courriel : connolly.marie@uqam.ca, téléphone : +1 514 987-3000, poste 0277. Les auteures remercient Justine Grandmont et Martin Leblond-Létourneau pour leur excellente assistance de recherche. Les auteures sont également reconnaissantes envers le CIRANO pour avoir financé la réalisation de cette étude. Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec - Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteures et non celles des partenaires financiers.

revenus des hommes sont généralement peu affectées par la naissance d'un enfant, laissant supposer que le bonus lié à la paternité identifié dans les données en coupe transversale est le résultat d'un biais de sélection plutôt que d'une conséquence de l'arrivée d'un enfant en tant que tel.

Mots-clés

Pénalité liée à la maternité, écarts de revenus, politiques familiales, Canada, Québec

Sommaire

Les disparités salariales entre hommes et femmes sont bien documentées. Les différences de revenus entre les parents et les individus sans enfant sont moins connues, mais n'en demeurent pas moins préoccupantes. Une mère qui gagne moins d'argent aura moins de ressources à sa disposition pour investir dans l'éducation et la formation en capital humain de ses enfants. De plus, cette situation peut potentiellement toucher plus durement certains groupes déjà plus susceptibles de se retrouver en situation de pauvreté ou d'exclusion sociale, telles les mères monoparentales ou celles avec un faible niveau d'éducation. Malgré cela, peu d'études se sont penchées sur la question au Canada et, à notre connaissance, aucune ne porte spécifiquement sur le Québec. Pourtant le Québec s'est doté d'une politique familiale parmi les plus généreuses au monde, avec ses congés de maternité bonifiés et ses services de garde subventionnés, tous deux permettant de mieux concilier l'équilibre travail-famille. Ce rapport vise à rectifier cette situation en fournissant un **état des lieux** sur la question de la **pénalité liée à la maternité** ou du « *family gap* », nom donné dans la littérature économique aux **écarts de revenus entre les parents et les individus sans enfant**.

Nous avons fait appel à deux sources de données de Statistique Canada : l'Enquête sociale générale (ESG) et l'Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA). Avec les données de l'ESG de 2001, de 2006 et de 2011, nous avons estimé par moindres carrés ordinaires des modèles expliquant les revenus d'emploi grâce à un certain nombre de variables explicatives, dont la présence et le nombre d'enfants. Les modèles sont estimés

séparément pour le Québec et le reste du Canada afin de mettre en lumière les différences entre les deux régions.

Les résultats confirment l'existence d'une pénalité liée à la maternité, mais uniquement pour les mères du reste du Canada. Celles-ci ont en moyenne gagné 6,3 % de moins que les femmes sans enfant, à expérience, heures de travail hebdomadaires et âge égaux. Nous avons aussi trouvé que les écarts de revenus se creusent avec le nombre d'enfants, les pénalités étant de plus en plus élevées. Ainsi, bien qu'à un enfant, les mères québécoises n'ont pas en moyenne des revenus plus faibles que ceux des femmes sans enfant, une petite différence apparaît à deux enfants et se confirme avec trois enfants et plus. Pour ces dernières, les pénalités sont de l'ordre de 10 à 23 %. Dans le reste du Canada, tous ces écarts sont de magnitude plus élevée, ce qui suggère que le phénomène de pénalité liée à la maternité est plus problématique hors Québec. Il faut ici rappeler que notre analyse n'est pas causale. Nous ne pouvons donc pas affirmer que les politiques familiales du Québec ont amené des pénalités liées à la maternité plus faibles. Il faudrait pour ceci faire une analyse de politiques publiques dans laquelle la question de l'identification causale serait abordée adéquatement, ce qui devrait faire l'objet de recherches futures. Par contre, nous pouvons mentionner que nos résultats font état d'une corrélation entre la province de résidence et la magnitude de la pénalité liée à la maternité et qu'il est possible, bien que non confirmé, que les politiques familiales du Québec telles que les subventions aux services de garde et les congés parentaux aident les mères à garder un attachement au marché du travail et un niveau de revenus plus en ligne avec ceux des femmes sans enfant.

Faits importants à noter : une analyse par sous-groupe a par contre démontré que les mères québécoises moins éduquées, soit ayant un diplôme d'études secondaires ou moins, sont particulièrement touchées par la pénalité liée à la maternité (pénalité de 8,8 %), ainsi que les mères monoparentales (pénalité de 10,9 %). Dans le reste du Canada, nous avons trouvé des chiffres similaires pour les femmes moins éduquées, mais par contre là ce sont les mères mariées qui connaissent des pénalités plus élevées, de l'ordre de 12,1 % par rapport aux femmes mariées sans enfant, toutes choses étant égales par ailleurs. Nous y voyons potentiellement la conséquence de normes culturelles et de valeurs différentes, les mères mariées du reste du Canada prenant plus souvent le rôle de femme au foyer, au

détriment de leur position sur le marché du travail. Cette hypothèse n'est toutefois pas formellement testée dans cette étude.

Enfin, toujours en nous appuyant sur les données de l'ESG, nous avons repris les mêmes analyses, mais cette fois-ci pour les hommes. Les hommes ayant des enfants, tout comme les hommes mariés, ont en moyenne des revenus d'emploi plus élevés que les hommes sans enfant ou célibataires. Il semble ainsi y avoir un **bonus lié à la paternité**. Cependant, il est important de noter que ceci est compatible avec un **phénomène de sélection**; les hommes avec de plus grandes habiletés et compétences ont de meilleurs emplois et salaires, mais sont également ceux qui sont plus désirables du point de vue de leurs partenaires potentielles, et qui donc se retrouvent mariés et avec des enfants. Ainsi, le terme « bonus lié à la paternité » peut induire en erreur et suggérer une augmentation du revenu à la suite de la paternité, mais, en pratique, il reflète aussi les différences observables et non observables entre les hommes ayant des enfants et ceux qui n'en ont pas. Au Québec, le bonus lié à la paternité est de 15,6 % en moyenne, alors que dans le reste du Canada nous avons trouvé un bonus de 13,9 %—mais les deux ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre.

Enfin, nous avons exploité l'ELIA afin d'estimer les trajectoires de revenus des mères et des pères suivant la naissance de leur premier enfant. L'ELIA regroupe des données administratives de l'impôt sur une très longue période, de 1982 à 2013, ce qui permet de suivre les individus sur de nombreuses années autour de la naissance de leur enfant. Nous avons estimé des modèles à effets fixes permettant de comparer les mères aux femmes sans enfant à caractéristiques similaires et de tracer leurs trajectoires de revenus. Plusieurs constats ressortent de cette analyse. Tout d'abord, les revenus des mères avant la naissance de leur premier enfant sont en moyenne plus élevés que ceux des femmes sans enfant. Ceci suggère que le fait de devenir mère n'est pas exogène ou, dit d'une autre façon, qu'il semble y avoir une sélection par rapport à la maternité. Une recherche future plus poussée pourrait permettre de trouver une façon de prendre en compte cette sélection lors de l'estimation des trajectoires de revenus, afin d'établir un contrefactuel fiable. Néanmoins, nous notons que l'utilisation du modèle à effets fixes permet de neutraliser l'effet non seulement des variables observables, mais également des variables non observables qui demeurent

constantes dans le temps pour un même individu. Nous avons trouvé que la baisse de revenus l'année de la naissance est substantielle : 34,4 % pour les mères québécoises et 32,9 % pour celles du reste du Canada (nous ne pouvons toutefois pas rejeter que ces deux chiffres, bien que fortement statistiquement différents de zéro, soient différents l'un de l'autre). Cette baisse de revenus d'emploi est tempérée par les prestations d'assurance-emploi, ce qui veut dire que le revenu total des mères diminue toujours, mais dans une moindre mesure. Au Québec, la baisse de revenu se résorbe relativement rapidement : après quatre ans, les mères n'ont pas des revenus statistiquement différents de ceux des femmes sans enfant et, éventuellement, après 17 ans, elles ont même des revenus plus élevés. Chez les femmes du reste du Canada, la baisse se fait sentir un peu plus longtemps : jusqu'à 11 ans après la naissance du premier enfant. En ce qui concerne les pères, nos résultats démontrent que leurs trajectoires de revenus ne sont pas affectées de manière significative par l'arrivée d'un enfant. Ceci laisse supposer que le bonus lié à la paternité identifié dans les données en coupe transversale est le résultat d'un biais de sélection plutôt que d'une conséquence de l'arrivée d'un enfant en tant que tel.

Pris dans l'ensemble, les résultats montrent que la situation au Québec est à bien des égards meilleure que celle du reste du Canada. Ceci ne veut toutefois pas dire qu'il faille détourner notre attention du phénomène. Il existe encore des écarts, et ceux-ci sont surtout prononcés pour des groupes déjà plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté ou d'exclusion sociale : les mères moins éduquées et celles qui ne sont pas en couple. Pour leur bien-être et leur capacité à gagner leur vie, ainsi que pour permettre à leurs enfants d'atteindre leur plein potentiel, il faut continuer à étudier la question. Des recherches futures devraient spécifiquement se pencher sur les politiques familiales québécoises et sur leur évaluation causale par rapport à la question de l'écart lié à la maternité.

Table des matières

Résumé	1
Mots-clés	2
Sommaire.....	2
Table des matières	6
Liste des figures	8
Liste des tableaux.....	9
1. Introduction.....	11
2. Revue de la littérature	16
2.1. Cadre théorique	16
2.2. Études empiriques	19
3. Méthodologie.....	26
3.1. Écart lié à la maternité	26
3.2. Trajectoires de revenus	28
4. Données et échantillons	30
4.1. Enquête sociale générale (ESG)	30
4.2. Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA)	33
5. Résultats : écarts de revenus liés à la maternité ou la paternité et données de l'ESG	37
5.1. ESG : statistiques descriptives.....	37
5.2. Écarts de revenus liés à la maternité ou à la paternité : estimations.....	41
6. Résultats : trajectoires de revenus et données de l'ELIA	53
6.1. ELIA : statistiques descriptives.....	53
6.2. Trajectoires de revenus : estimations pour les mères	64
6.3. Trajectoires de revenus : estimations pour les pères	67
7. Conclusion	71

Bibliographie.....75
ANNEXE.....78

Liste des figures

Figure 1 : Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge.....	58
Figure 2 : Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants.....	59
Figure 3 : Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial	60
Figure 4 : Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation	61
Figure 5 : Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant .	62
Figure 6 : Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant	63
Figure 7 : Trajectoires de revenus d'emploi, femmes	66
Figure 8 : Trajectoires de revenus d'emploi, hommes.....	70
Figure A1 : Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge (Canada)	93
Figure A2 : Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants (Canada)	93
Figure A3 : Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial (Canada).....	94
Figure A4 : Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation (Canada)	94
Figure A5 : Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant (Canada).....	95
Figure A6 : Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant (Canada).....	95
Figure A7 : Trajectoires de revenus d'emploi, femmes (Canada).....	96
Figure A8 : Trajectoires de revenus d'emploi, hommes (Canada)	96

Liste des tableaux

Tableau 1 : Principales études internationales sur l'écart lié à la maternité.....	20
Tableau 2 : Principaux résultats de Phipps et coll. (2001).....	22
Tableau 3 : Principaux résultats de Zhang (2010), modèle à effets fixes.....	23
Tableau 4 : Nombre d'observations par enquête dans l'échantillon.....	31
Tableau 5 : Répartition du travail à temps plein et à temps partiel.....	32
Tableau 6 : Répartitions catégoriques des mères et des femmes sans enfant.....	35
Tableau 7 : Statistiques descriptives de l'échantillon de femmes de l'ESG.....	38
Tableau 8 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des femmes.....	40
Tableau 9 : Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation.....	40
Tableau 10 : Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Québec.....	43
Tableau 11 : Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du reste du Canada.....	44
Tableau 12 : Coefficients des variables d'intérêt, écarts liés à la maternité.....	45
Tableau 13 : Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par niveau d'éducation...	47
Tableau 14 : Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par statut matrimonial...	48
Tableau 15 : Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG.....	49
Tableau 16 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes.....	51
Tableau 17 : Moyennes de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation.....	51
Tableau 18 : Coefficients des variables d'intérêt, écarts de revenus liés à la paternité.....	52
Tableau 19 : Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013.....	53
Tableau 20 : Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant.....	55
Tableau 21 : Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant.....	56
Tableau 22 : Moyennes des revenus d'emploi des mères relativement à la naissance de leur premier enfant.....	57
Tableau 23 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes.....	65
Tableau 24 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes.....	69
Tableau A1 : Statistiques descriptives de l'échantillon des femmes de l'ESG (Canada).....	78
Tableau A2 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des femmes (Canada).....	79

Tableau A3 : Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada).....	79
Tableau A4 : Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Canada	80
Tableau A5 : Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG (Canada)	81
Tableau A6 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes (Canada)	82
Tableau A7 : Moyenne de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada).....	82
Tableau A8 : Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Québec.....	83
Tableau A9 : Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du reste du Canada	84
Tableau A10 : Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Canada	85
Tableau A11 : Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013 (Canada).....	86
Tableau A12 : Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant (Canada).....	87
Tableau A13 : Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant	87
Tableau A14 : Moyennes des revenus d'emploi des mères suivant la naissance de leur premier enfant (Canada)	88
Tableau A15 : Résultats de la régression de la première étape, femmes	89
Tableau A16 : Résultats de la régression de la première étape, femmes (Canada).....	90
Tableau A17 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes (Canada).....	91
Tableau A18 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes (Canada).....	92

1. Introduction

La question des différences salariales entre hommes et femmes est bien connue. Plusieurs programmes et politiques ont émergé à travers le monde afin de réduire ces écarts. Le Québec fait d'ailleurs figure de chef de file en ce domaine, avec sa *Loi sur l'équité salariale* qui vise la reconnaissance de la valeur du travail des femmes. Cependant, même si les inégalités salariales de genre ont diminué au cours du temps, elles persistent encore aujourd'hui. Le *Rapport mondial sur les salaires* publié par l'Organisation internationale du Travail (2015) révèle que, sur un échantillon de 38 pays, le revenu moyen des femmes est de 4 à 36 % inférieur à celui des hommes.

Ces écarts de salaires persistent malgré des transformations démographiques et économiques importantes au cours des dernières décennies. En effet, les femmes n'occupent plus le rôle traditionnel de mères au foyer et participent beaucoup plus activement au marché du travail. Par ailleurs, elles ont également fait des progrès en matière d'éducation puisqu'actuellement les femmes sont, en moyenne, plus éduquées que les hommes, et ce, dans la majorité des pays développés. La baisse du taux de fécondité a également contribué à transformer l'unité familiale. De même, les progrès faits en matière de politiques publiques tels que les subventions aux garderies, les congés parentaux avec protection de l'emploi et la mise en place de mesures visant à appliquer la parité permettent plus facilement aux femmes de concilier travail et famille.

Moins connus sont les **écarts de revenus entre parents et individus sans enfant**, un phénomène appelé « *family gap* » ou « *motherhood pay gap* » dans la littérature anglophone, que l'on traduit par « **pénalité liée à la maternité** ». Le terme « *family gap* » a aussi été traduit par « pénalité de bébé »¹. Dans une étude récente pour le compte de l'Organisation internationale du travail, Grimshaw et Rubery (2015) font état de l'évidence internationale sur la question. Les auteurs rapportent que les mères gagnent 13 % et 21 % de moins que les femmes n'ayant jamais eu d'enfant au Royaume-Uni et en Allemagne,

¹ Le terme « pénalité de bébé » est utilisé par Vincent (2013). Il fait uniquement référence à la perte de revenus à la suite de la naissance d'un enfant, et non à d'autres dimensions du bien-être.

respectivement, alors qu'en France et aux États-Unis la différence est quasiment nulle, du moins pour les femmes mariées. Peu d'études se sont penchées sur le cas du Canada. Un écart de 13 % était répertorié pour l'année 1996 par Phipps (2001). Zhang (2010) pour sa part note que les Canadiennes subissent une baisse de revenus de l'ordre de 30 % lors de la première année de retour au travail à la suite d'une naissance, mais que leurs revenus rejoignent éventuellement ceux des femmes n'ayant jamais eu d'enfants après sept ans. À l'inverse des femmes, les pères connaissent généralement des revenus plus élevés que les hommes sans enfant, un phénomène connu comme le bonus lié à la paternité². Bien que l'on puisse modéliser le bien-être d'un ménage en couple comme étant fonction, en partie, des revenus des deux conjoints, et que donc des transferts monétaires ou non monétaires du père vers la mère pourrait réduire les effets négatifs d'une baisse de revenus de la femme, il est important de souligner que le couple en soi n'est pas une unité permanente. Au Québec environ une union sur deux finit par se dissoudre, et les femmes connaissent en moyenne des diminutions de revenus importantes à la suite d'une séparation, alors que ce n'est pas le cas pour les hommes (Le Bourdais et coll., 2016). La question des revenus d'emploi des mères est donc d'une grande importance, tant d'un point de vue d'équité entre les genres que d'indépendance financière.

Quelle est la situation sur les écarts liés à la maternité et à la paternité au Québec ? À notre connaissance, aucune étude ne s'est attardée à cette question. Pourtant le Québec s'est doté d'une politique familiale parmi les plus généreuses au monde, avec ses congés de maternité bonifiés et ses services de garde subventionnés, tous deux permettant de mieux concilier l'équilibre travail-famille. La politique familiale vise en effet, entre autres, à encourager la participation des mères au marché du travail et à soutenir leurs revenus et leur indépendance financière. Un autre but est celui du développement des enfants et du soutien de la petite enfance, lequel ne sera pas abordé dans ce rapport. Alors que la disponibilité des services de garde subventionnés a eu un impact positif de long terme sur le travail des mères (Haeck et coll., 2015), elle a aussi pu potentiellement réduire la pénalité

² Le terme « bonus lié à la paternité », connu comme « *fatherhood bonus* » en anglais, mesure la différence de revenu entre les pères et les hommes sans enfant en prenant en considération les différences qui peuvent exister entre les hommes avec enfants et ceux sans enfant (Budig, 2014).

liée à la maternité. Quant à l'impact de la bonification du congé parental sur l'écart lié à la maternité, celui-ci pourrait tout aussi bien être positif que négatif.

L'objectif de la présente étude est de dresser un **état des lieux** des différences en termes de revenus entre parents et individus sans enfant au Québec, particulièrement entre mères et femmes sans enfant. Plusieurs questions seront abordées afin de broser un portrait complet. Ce portrait nous permettra 1) de mieux comprendre la situation actuelle du Québec, 2) d'évaluer l'effet potentiel des diverses facettes de la politique familiale québécoise sur l'attachement au marché du travail des femmes et leur capacité à gagner leur vie et 3) de cerner les questions de recherche qui mériteraient d'être abordées plus en détail.

Les questions principales auxquelles la présente étude répond sont les suivantes : quel est l'écart salarial entre les mères et les femmes sans enfant au Québec ? Est-il comparable à celui du reste du Canada et à celui d'autres pays développés ? Peut-il être expliqué par certaines variables observables, par exemple l'âge, le statut matrimonial et l'éducation ?

De plus, certaines questions périphériques au thème principal sont abordées. Elles se répartissent en trois groupes. Premièrement, fait-on face à un problème d'équité ? Est-ce que l'écart lié à la maternité est comparable pour différents groupes de mères ou affecte-t-il démesurément certains groupes (par exemple selon le niveau d'éducation ou le statut matrimonial) ? Deuxièmement, existe-t-il un écart salarial entre les pères et les hommes sans enfant au Québec et dans le reste du Canada ? Et, en troisième lieu, quelle est la trajectoire de revenus d'emploi d'une femme après la naissance d'un enfant, au Québec ainsi que dans le reste du Canada ? S'il existe une pénalité liée à la maternité, se résorbe-t-elle après un certain nombre d'années ? Ces trajectoires sont-elles semblables pour différents groupes de femmes ?

Notre étude se base sur des données de Statistique Canada, soit l'Enquête sociale générale (ESG) et l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA), et utilise des modèles économétriques pour parvenir aux estimations nous permettant de répondre à nos questions. Dans un premier temps, nous estimons à l'aide de modèles de régressions

linéaires les écarts de revenus encourus par les mères québécoises et canadiennes après la naissance de leur premier enfant, en contrôlant pour les facteurs qui pourraient expliquer une partie de la variation observée (niveau d'éducation, expérience, durée des interruptions de travail, etc.). Parallèlement, nous effectuons une analyse similaire auprès des pères afin d'estimer les écarts liés à la paternité. Ensuite, un modèle à effets fixes nous permet de tracer le sentier de croissance des revenus des mères suivant la naissance de leur enfant et d'évaluer le temps requis pour que la pénalité se résorbe.

En résumé, cette étude vise d'abord à dresser un état des lieux permettant d'observer les différences entre le Québec et le reste du Canada. Elle ne cherche pas à identifier l'impact causal, individuel et spécifique des différentes politiques familiales du Québec sur les trajectoires de revenus des parents. Elle ne cherche pas non plus à évaluer l'effet causal de la naissance d'un enfant sur les revenus des parents. Les décisions d'un couple en termes de fertilité et d'offre de travail sont endogènes; une source de variation exogène dans la fertilité serait requise pour identifier un tel effet causal (Angrist et Evans, 1998). Notre étude se veut descriptive et exploratrice dans la mesure où nous utilisons deux sources de données distinctes, dont une entièrement nouvelle, pour évaluer une même problématique.

Nous trouvons qu'en moyenne, les mères québécoises n'ont pas de revenus plus faibles que ceux des femmes sans enfant, contrairement à celles du reste du Canada. Cependant, les mères québécoises de trois enfants et plus connaissent une pénalité liée à la maternité, ainsi que celles ayant moins d'éducation et les mères monoparentales, deux groupes déjà connus comme étant plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté ou d'exclusion sociale. Les hommes, quant à eux, jouissent d'un bonus lié à la paternité, tant au Québec que dans le reste du Canada. Finalement, les estimations de trajectoires de revenus nous informent qu'encore une fois, les mères québécoises semblent favorisées par rapport à celles du reste du Canada; elles font toutefois toujours face à des baisses de revenus d'emploi importantes au moment de la naissance de leur premier enfant et dans les quelques années qui suivent. Ces baisses sont tempérées, dans une certaine mesure, par les prestations d'assurance-emploi, tant au Québec grâce au Régime québécois d'assurance parentale, qu'au Canada grâce à l'assurance-emploi.

Enfin, nos analyses nous permettent aussi de conclure qu'il serait pertinent de poursuivre la recherche dans un second rapport afin d'évaluer l'impact causal de l'ensemble des politiques familiales du Québec à partir des données de l'ELIA, car celles-ci nous permettent d'utiliser un modèle à effets fixes et de capturer de manière plus adéquate l'hétérogénéité entre les individus.

La suite du présent rapport est présentée comme suit. Dans la prochaine section, nous effectuons un rapide survol de la littérature théorique et empirique au sujet de l'écart lié à la maternité. Dans la section suivante, nous exposons la méthodologie utilisée pour notre propre analyse de la problématique au Québec et au Canada. À la section 4, nous présentons les données sur lesquelles nous nous basons. Les résultats de notre étude sont rapportés dans les deux sections suivantes : la section 5 traite de la question des écarts de revenus liés à la maternité ou à la paternité et la section 6 de celle des trajectoires de revenus. La section 7 conclut.

2. Revue de la littérature

Afin de mieux comprendre la problématique entourant la question de l'écart lié à la maternité et de situer notre contribution dans la littérature, nous recensons tout d'abord les écrits traitant du sujet. Nous commençons par le cadre théorique pour ensuite nous tourner vers les travaux empiriques.

2.1. Cadre théorique

Dans un rapport produit pour l'Organisation internationale du Travail, Grimshaw et Rubery (2015) présentent les principales théories économiques, sociologiques et institutionnelles permettant d'expliquer l'écart lié à la maternité. Nous les résumons dans cette section.

Théories économiques

Tout d'abord, pour ce qui est des théories provenant des sciences économiques, on suggère que le temps passé en dehors du marché du travail entraînerait une diminution du capital humain. Ceci se produit soit par une détérioration du capital humain déjà acquis, tel que proposé dans Mincer et Polachek (1974), ou simplement par l'absence d'accumulation de capital humain, et résulte en une baisse de productivité. Cette baisse engendre à son tour une diminution du taux horaire ainsi qu'une diminution dans la courbe de revenu des personnes qui s'absentent du marché du travail pour des périodes prolongées. Ruhm (1998) estime que des périodes d'absences prolongées par les femmes entraînent une diminution du taux horaire qu'elles obtiennent. Aisenbrey et coll. (2009) observent que le temps passé hors du marché du travail a un impact sur la mobilité de carrière des femmes, et ce, même si cette absence est de courte durée. De plus, plus la durée de l'absence est importante, plus l'effet sur la courbe de revenu de long terme sera prononcé. Pettit et Hook (2005) remarquent qu'une absence de plus de trois ans décourage l'embauche des mères avec enfants en bas âge. Jacobsen et Levin (1995), Korenman et Neumark (1992) ainsi que Waldfogel (1995) constatent que contrôler pour l'expérience de travail élimine une portion de l'écart de revenu entre les mères et les femmes qui n'ont pas d'enfant. Lundberg et Rose (2000) modélisent le profil âge-revenus de mères et découvrent que les femmes qui ne

quittent pas le marché du travail ne subissent pas de perte de revenus d'emploi. Zhang (2010) et Phipps et coll. (2001) constatent que l'impact sur le revenu des mères est moins prononcé lorsque celles-ci réintègrent le marché du travail en revenant à l'emploi qu'elles possédaient avant de s'absenter (ou à un emploi à tâches similaires), laissant croire que le capital humain spécifique à un emploi joue un rôle important dans la détermination du salaire.

Une seconde théorie présente dans la littérature économique concerne les choix de carrière faits par les mères. Cette théorie suppose que les femmes qui planifient avoir un ou des enfants, sachant qu'elles auront à interrompre leur carrière, auraient une propension inférieure à investir dans leur formation et connaîtraient donc un avancement professionnel plus lent (Budig, 2014). Zhang (2010) ne trouve aucune différence entre les courbes de revenus des femmes sans enfant et des mères qui n'ont pas encore d'enfant, un résultat allant à l'encontre de cette hypothèse. Jacobsen, Pearce et Rosenbloom (1999) étudient une autre version de cette hypothèse d'endogénéité de l'écart de revenu entre les mères et les femmes sans enfant qui postule que les femmes ayant des revenus moins élevés s'autosélectionnent pour devenir mères, puisque le coût d'opportunité est moindre. Une autre théorie avancée par un économiste fut proposée par Becker (1981). Ce dernier affirme que les mères pouvaient choisir des emplois moins exigeants et offrant une rémunération moindre afin de compenser pour une dépense supérieure en énergie pour le travail domestique et de soins aux enfants. Phipps et coll. (2001) contrôlent pour les heures de travail domestique et trouvent que cela n'explique pas entièrement l'écart entre les mères et les femmes sans enfant.

Théories sociologiques

En ce qui concerne les théories sociologiques expliquant l'écart lié à la maternité, une première considère que les mères peuvent faire face à de la discrimination de la part de leurs employeurs (Self, 2005; Correll et coll., 2007). En effet, ces derniers peuvent s'attendre à ce que les mères soient moins investies dans leur travail et risquent de s'absenter davantage. Dans ce cas, l'investissement inférieur des femmes sur le marché du travail peut être compris comme le résultat de l'exclusion des jeunes mères des formations et opportunités d'avancement professionnel. La seconde théorie sociologique proposée

concerne les services de soins aux enfants (Self, 2005; Mandel et Shalev, 2009). La participation des femmes au marché du travail et l'investissement de l'État en services de soins aux enfants seraient interdépendants : la faible participation des femmes au marché du travail ralentit l'investissement dans les services de garde et, inversement, le manque de services freine la participation des femmes au marché du travail. Le manque de coordination entre l'offre et la demande de services de garde est perçu comme un échec de marché. Finalement, Grimshaw et Rubery (2007) et Lips (2013) argumentent que les stéréotypes de genre pourraient entraîner une dévaluation du travail fait par les femmes et ainsi les pousser vers des trajectoires professionnelles moins bien rémunérées.

Institutionnalisme comparatif

Il est particulièrement important de considérer l'environnement institutionnel lorsque l'on s'intéresse à l'écart lié à la maternité. En effet, les politiques publiques en matière de soins aux enfants et de conciliation travail-famille peuvent avoir des impacts très différents sur les comportements des femmes. Par exemple, Hegewisch et Gronick (2011) observent que les congés de maternité payés avec protection d'emploi permettent une plus grande continuité dans le développement professionnel des femmes, comparativement aux congés sans protection d'emploi et sans rémunération. Certaines études proposent que des congés trop courts ou trop longs n'auraient pas les mêmes effets bénéfiques, bien que l'on ne s'entende pas sur la durée optimale d'un congé de maternité. Les services publics de garde d'enfants quant à eux sont souvent mis en place en réponse à une demande croissante en raison de l'intégration des femmes au marché du travail (Self, 2005). De plus, une pénurie de place peut restreindre l'accès des femmes au marché du travail. Au Québec, on retient que le programme des services de garde a eu un impact important sur la participation au travail des mères de jeunes enfants (Haeck et coll., 2015). Cependant, dans les sociétés occidentales, lorsque les mères travaillent plus à temps partiel, on remarque que l'implantation de services de garde a un impact moins significatif sur la participation des femmes au marché du travail. Tout comme les congés de maternité, les heures de travail flexibles peuvent avoir des impacts positifs ou négatifs sur la participation des femmes au marché du travail ainsi que sur leurs revenus. En effet, ces politiques peuvent renforcer la division sexuelle du travail ainsi que les stéréotypes de genre. Ces

dernières peuvent être bénéfiques si elles permettent d'éviter d'avoir à quitter le marché du travail pendant et suivant une grossesse, ou bien d'avoir à se trouver un emploi à temps partiel, ce qui implique souvent un recul au niveau professionnel.

Selon Jaumotte (2003), les politiques fiscales d'un pays peuvent également influencer l'activité des femmes sur le marché de l'emploi. En effet, certains pays imposent plus fortement les revenus familiaux secondaires. Ces politiques pénalisent majoritairement les femmes qui désirent être actives sur le marché du travail, tout en les considérant comme économiquement dépendantes. Aussi, les incitatifs financiers à travailler à temps partiel peuvent entraîner les femmes employées à temps plein à réduire leur temps de travail, tout en permettant d'intégrer des femmes inactives au marché du travail. La pénalité liée à la maternité varie également en fonction de la structure salariale du pays, car les femmes s'adaptent aux contraintes du marché du travail auxquelles elles font face. Par exemple, le marché de l'emploi des États-Unis pénalise fortement les interruptions d'emploi et le travail à temps partiel; les mères américaines qui travaillent ont donc tendance à éviter ces comportements, comparativement aux mères européennes.

Finalement, le contexte culturel et familial peut influencer l'importance de l'écart lié à la maternité. Uunk et coll. (2005) et Budig et coll. (2012) constatent que l'attitude de la population d'un pays par rapport au genre peut avoir un impact sur la participation des femmes au marché du travail. Dans les endroits où les femmes sont fortement exclues du marché du travail ou des emplois majoritairement masculins, on peut s'attendre à voir une moins grande différence entre les parcours professionnels des femmes sans enfant et ceux des mères.

2.2. Études empiriques

De nombreuses études se sont intéressées à l'estimation empirique de l'écart lié à la maternité à travers le monde. Grimshaw et Rubery (2015) ont répertorié les principales études, que nous rapportons dans le Tableau 1 ci-dessous. Nous présentons par la suite les études sur le sujet ayant été faites sur la population canadienne. Les pénalités estimées varient fortement d'un pays à l'autre, et même à l'intérieur d'un même pays selon la méthodologie utilisée. Ceci rend les comparaisons difficiles.

Tableau 1 : Principales études internationales sur l'écart lié à la maternité

Étude	Pays/région	Données	Définition des mères	Définition des femmes sans enfant	Modèles	Résultats (pénalité non ajustée)
Agüero et coll. (2011)	21 pays en voie de développement (principalement Afrique et Amérique latine)	Demographic Health Surveys (1994-1999)	Femmes âgées de 20 à 44 ans avec enfant(s) de moins de 18 ans	Femmes âgées de 20 à 44 ans sans enfant	MCO, variable instrumentale (infertilité)	-42 %
Budig et England (2001)	États-Unis	National Longitudinal Survey of Youth (1982-1993)	Femmes âgées de 17 à 35 ans avec enfant(s)	Femmes âgées de 17 à 35 ans sans enfant	Modèle à effets fixes	Femmes mariées : -2 % Jamais mariées : -12 %
Davies et Pierre (2005)	11 États membres de l'Union européenne	European Community Household Panel (ECHP) (1994-1999)	Femmes âgées de 30 à 40 ans avec enfant(s)	Femmes âgées de 30 à 40 ans sans enfant	MCO, modèle de sélection de Heckman (1979), effets fixes et spécification en première différence	Allemagne : -13 % Danemark : +4 % France : 0 % Royaume-Uni : -21 %
Gamboa et Zuluaga (2013)	Colombie	Living Standards Survey (2008)	Deux groupes d'âge : femmes âgées de 18 à 45 ans et de 18 à 65 ans avec enfant(s)	Mêmes groupes d'âge, sans enfant	Procédure d'appariement développée par Ñopo (2008)	-1,8 %
Gangl et Ziefle (2009)	Allemagne, Royaume-Uni et États-Unis	G-SOEP (1984-2001) BHPS (1991-2002) NLSY (1979-1996)	Femmes dans le début vingtaine à la mi/fin trentaine avec enfant(s)	Même groupe d'âge, sans enfant	Modèle à effets fixes sur données longitudinales	-16 % par enfant -13 % par enfant -16 % par enfant
Pal et Waldfogel (2014)	États-Unis	Current Population Survey (1977-2007)	Femmes âgées entre 25 et 44 ans avec enfant de 0 à 17 ans à la maison	Femmes âgées entre 25 et 44 ans sans enfant de 0 à 17 ans à la maison	Modèle de traitement à pondération inverse à la probabilité, Heckman	En 1977 : -10 % En 2007 : +0,4 %
Zhang et coll. (2008)	Chine (5 grandes villes)	Urban Labour Survey, Adult literacy Survey (2001-2002)	Femmes ayant eu un ou des enfants	Femmes n'ayant jamais eu d'enfant	Régression logistique, Heckman	-37 %

Source : tableaux 1.1 et 2.1 de Grimshaw et Rubery (2015)

De forts écarts sont répertoriés dans les pays en voie de développement, comme la pénalité de 42 % observée dans 21 pays, principalement d'Afrique et d'Amérique latine, par Agüero et coll. (2011) ou encore celle de 37 % en Chine (Zhang et coll., 2008). Aux États-Unis, Pal et Waldfogel (2014) font état d'une situation qui s'améliore pour les mères : l'écart est passé de -10 % en 1977 à +0,4 %, en faveur des mères, en 2007. Le Royaume-Uni connaît des écarts importants, avec une pénalité liée à la maternité estimée à 21 %, alors que d'autres pays semblent connaître des écarts nuls, comme la France, ou même des

différences en faveur des mères, tel le Danemark avec un écart de +4 % (Davies et Pierre, 2005). À noter que les écarts rapportés ici sont non ajustés, c'est-à-dire qu'ils ne tiennent compte d'aucun facteur explicatif et ne corrigent pour aucune différence de caractéristiques observables. Les études recensées calculent des écarts ajustés pour ces différences, mais utilisent des méthodes et des variables trop diverses pour que nous puissions résumer clairement la situation en un seul tableau.

À notre connaissance, deux études se penchent sur la question de l'écart lié à la maternité au Canada. Phipps et coll. (2001) sont les premiers à fournir une étude empirique sur la pénalité liée à la maternité, et leur analyse est basée sur les données de l'ESG de 1995. Les auteurs examinent deux hypothèses principales : 1) les mères ont passé plus de temps en dehors du marché du travail, accumulant moins de capital humain, et 2) les tâches ménagères effectuées peuvent réduire la productivité des femmes au travail en raison de la fatigue. L'analyse des auteurs se concentre sur les femmes travaillant à temps plein au moment de l'étude et s'intéresse à l'impact des interruptions de travail sur le revenu des femmes³. La variable dépendante est le logarithme du revenu. Lorsque les auteurs contrôlent uniquement pour l'expérience potentielle ainsi que pour le statut matrimonial, on observe une pénalité de 17 % sur le revenu des mères canadiennes. En ajoutant aux contrôles la durée totale des interruptions de travail, la pénalité tombe à 12 %. En contrôlant également pour le temps de travail non rémunéré à s'occuper des enfants et des tâches ménagères, les auteurs constatent une pénalité d'un peu moins de 8 %. C'est donc à dire que, bien que la pénalité diminue de moitié, la pénalité liée à la maternité demeure statistiquement significative et en grande partie inexplicable par les données disponibles malgré tous les contrôles inclus dans l'analyse empirique. Notons également que le coefficient associé au temps passé à effectuer du travail domestique est négatif et significatif, alors que celui associé au temps passé à s'occuper des enfants ne l'est pas. Les auteurs constatent de plus un bonus lié à la paternité, mais celui-ci n'est pas statistiquement différent de zéro.

³ Cependant, si les mères décident de travailler à temps partiel ou de sortir du marché du travail pour s'occuper de leurs enfants et que l'on exclut ce profil de femmes d'une analyse, l'écart salarial ainsi estimé entre mères et femmes sans enfant sera vraisemblablement sous-estimé.

Tableau 2 : Principaux résultats de Phipps et coll. (2001)

Variables explicatives	Modèle de base		Modèle 2	Modèle 3
	Hommes	Femmes	Femmes	
A déjà eu un enfant	-0,049 (0,037)	-0,172*** (0,037)	-0,122*** (0,036)	-0,078* (0,043)
Vit ou a déjà vécu en couple	0,262*** (0,052)	0,086 (0,057)	0,086 (0,056)	-0,078* (0,043)
Expérience	0,044*** (0,006)	0,039*** (0,007)	0,042*** (0,007)	0,041*** (0,007)
Expérience ²	-0,001*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)	-0,001*** (0,0002)
Durée des interruptions pour soins aux enfants	—	—	-0,018*** (0,005)	—
Durée des interruptions pour soins aux enfants et retour dans le même emploi	—	—	—	-0,008 (0,012)
Durée des interruptions pour soins aux enfants et retour dans un emploi différent	—	—	—	-0,022*** (0,005)
Durée des interruptions pour manque de travail	—	—	-0,067** (0,026)	-0,064** (0,026)
Durée des interruptions pour raisons de santé	—	—	0,005 (0,028)	0,012 (0,028)
Durée des interruptions pour autres raisons	—	—	-0,005 (0,007)	-0,005 (0,007)
Nombre d'heures par semaine dédiées aux travaux domestiques	—	—	—	-0,005*** (0,001)
Nombre d'heures par semaine dédiées aux soins aux enfants	—	—	—	0,0003 (0,0009)
Nombre d'heures par semaine dédiées aux soins aux aînés	—	—	—	-0,003 (0,006)
Nombre d'observations	1 802	1 296	1 296	1 296
R ²	0,176	0,250	0,282	0,293

Source : Phipps et coll. (2001), tableaux 1, 3 et 4

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée, avec un modèle de régression estimé par moindres carrés ordinaires où la variable dépendante est le logarithme naturel du revenu annuel et l'échantillon correspond aux personnes ayant entre 25 et 54 ans travaillant à temps plein. Voir Phipps et coll. (2001) pour plus de détails sur les spécifications. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Zhang (2010) pour sa part s'intéresse à la pénalité associée à la maternité sur le long terme. L'étude s'appuie sur le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre de Statistique Canada. Cette base de données rassemble des données administratives de l'Agence de revenu du Canada de 1983 à 2004. L'auteur y compare notamment les trajectoires de revenus des mères et des femmes sans enfant. À l'aide d'un modèle à effets

fixes, Zhang observe une pénalité de 41 % sur le revenu des femmes l'année de la naissance d'un enfant et de 32 % l'année suivante. L'auteur attribue cette pénalité au retrait temporaire des femmes du marché du travail.

Tableau 3 : Principaux résultats de Zhang (2010), modèle à effets fixes

Année relativement à la naissance de l'enfant	Modèle de base	Avec prestations d'assurance-emploi	Effet du changement d'employeur
3 ans avant	0,0285** (0,013)	0,0259** (0,010)	0,0251* (0,014)
2 ans avant	0,0165 (0,013)	0,0237** (0,010)	0,0258* (0,015)
1 an avant	0,029** (0,012)	0,0238** (0,010)	0,0464*** (0,013)
Année de la naissance de l'enfant	-0,4096*** (0,013)	-0,1810*** (0,010)	-0,3816*** (0,013)
1 an après	-0,3154*** (0,014)	-0,1831*** (0,011)	-0,2775*** (0,015)
2 ans après	-0,1017*** (0,013)	-0,0922*** (0,011)	-0,0455*** (0,013)
3 ans après	-0,0992*** (0,012)	-0,0898*** (0,010)	-0,0443*** (0,013)
4 ans après	-0,0978*** (0,013)	-0,0921*** (0,011)	-0,0409*** (0,013)
5 ans après	-0,0872*** (0,013)	-0,0872*** (0,011)	-0,0488*** (0,013)
6 ans après	-0,0824*** (0,013)	-0,0839*** (0,011)	-0,0582*** (0,013)
7 ans après	-0,0702*** (0,013)	-0,0728*** (0,011)	-0,0520*** (0,014)
8 ans après	-0,0531*** (0,012)	-0,0580*** (0,011)	-0,0434*** (0,013)
9 ans après	-0,0489*** (0,013)	-0,0560*** (0,011)	0,0337** (0,013)
3 ans avant × employeur différent	—	—	0,0032 (0,029)
2 ans avant × employeur différent	—	—	-0,0328 (0,031)
1 an avant × employeur différent	—	—	-0,0558* (0,030)

Année de la naissance de l'enfant × employeur différent	—	—	-0,0918*** (0,030)
1 an après × employeur différent	—	—	-0,1268*** (0,034)
2 ans après × employeur différent	—	—	-0,1909*** (0,032)
3 ans après × employeur différent	—	—	-0,1866*** (0,031)
4 ans après × employeur différent	—	—	-0,1935*** (0,032)
5 ans après × employeur différent	—	—	-0,1288*** (0,032)
6 ans après × employeur différent	—	—	-0,0784*** (0,030)
7 ans après × employeur différent	—	—	-0,0551* (0,031)
8 ans après × employeur différent	—	—	-0,0196 (0,030)
9 ans après × employeur différent	—	—	-0,0384 (0,033)

Source : tableaux 1 et 2 de Zhang (2010). Les écarts-types ont été calculés par les auteures à partir des valeurs de la statistique *t*.

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée. Les écarts-types sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Selon le modèle à effets fixes, la pénalité est encore présente neuf ans après la naissance. On y constate également que les revenus des mères sont plus élevés que ceux des femmes sans enfant avant la prise du congé de maternité, ce qui suggère le rejet de l'hypothèse selon laquelle les femmes connaissant un ralentissement au niveau de l'avancement professionnel choisiraient ce moment pour avoir un enfant. Toutefois, cette étude s'intéresse à un échantillon restreint des mères canadiennes, soit celles qui sont fortement attachées au marché du travail, du fait qu'il identifie les mères par la présence de prestations d'assurance-emploi en raison de la maternité. Ainsi, les mères n'ayant pas travaillé suffisamment pour obtenir ces prestations sont exclues de l'analyse.

Zhang (2010) s'intéresse également à l'impact des congés de maternité rémunérés sur les revenus des mères. Ces dernières pouvaient recevoir des prestations d'assurance-emploi pendant 25 semaines. Il constate que la prise en considération de cette source de

revenus pour les mères permet de réduire la pénalité de près de la moitié. L'auteur observe également que la pénalité associée à la maternité augmente lorsque les femmes changent d'employeur lors de leur retour sur le marché du travail.

3. Méthodologie

Dans la présente section, nous présentons la méthodologie utilisée dans le cadre de cette étude. Nous décrivons en premier lieu le modèle qui sera utilisé afin de répondre à la question principale ainsi qu'aux deux premières questions périphériques. Ce modèle servira à l'estimation de la pénalité liée à la maternité. Nous présentons ensuite le modèle utilisé afin d'étudier les trajectoires de revenus des mères québécoises.

3.1. Écart lié à la maternité

Pour répondre aux questions principales portant sur l'estimation de l'écart lié à la maternité, nous utilisons les données des trois plus récents cycles de l'Enquête sociale générale de Statistique Canada dont le thème fut la famille, soit les cycles de 2001, de 2006 et de 2011. Nous suivons la méthodologie utilisée par Phipps et coll. (2001), qui exploitent le cycle de 1995 de l'ESG, et nous concentrons sur les revenus d'emploi des Québécoises et des Canadiennes de 25 à 54 ans. Nous commençons par présenter des statistiques descriptives pour étudier les caractéristiques des femmes qui ont des enfants par rapport à celles qui n'en ont pas. À l'aide d'estimations par moindres carrés ordinaires (MCO) de modèles de régression linéaires, nous sommes en mesure d'expliquer le logarithme du revenu annuel total selon un certain nombre de variables explicatives, dont la maternité, l'expérience, le statut matrimonial ainsi que des variables sur les diverses interruptions de travail liées à la maternité. Cette méthodologie est appliquée sur les sous-échantillons du Québec et du reste du Canada afin d'en comparer les résultats. La comparaison avec l'international est faite en se basant sur les estimations disponibles dans la littérature présentées dans la section 2.

Le modèle de régression linéaire sur lequel nous basons nos analyses se retrouve dans l'équation (1) ci-dessous, qui correspond au modèle de base de Mincer et Ofek (1982) dans lequel la variable dépendante Y_i , le logarithme naturel des revenus d'emploi annuels, est expliquée par un certain nombre de variables indépendantes.

$$Y_i = \alpha + \sum_{k=1}^3 D_i^k \delta_k + X_i \beta + \epsilon_i \quad (1)$$

Dans cette équation, D_i^k représente une variable dichotomique égale à 1 si l'individu i a k enfants, 0 sinon, k pouvant prendre les valeurs de 1 à 3 (3 regroupant les individus avec plus de 3 enfants). La catégorie de référence est n'avoir aucun enfant, donc les coefficients δ_k peuvent être interprétés comme étant l'effet d'avoir k enfants par rapport à n'avoir aucun enfant. Étant donné que la variable dépendante est exprimée en logarithme, les coefficients estimés approximent relativement bien un changement en pourcentage des revenus d'emploi. Selon cette approximation, $100 \times \hat{\delta}_k$ % est approximativement égal à l'effet d'avoir k enfants par rapport à aucun sur les revenus. À noter que dans une version plus simple du modèle, nous considérons l'effet d'être parent, peu importe le nombre d'enfants.

Plusieurs variables indépendantes sont utilisées comme variables de contrôle; celles-ci sont contenues dans le vecteur X_i . Comme dans Phipps et coll. (2001), nous utilisons comme variable explicative l'expérience potentielle, soit l'âge du répondant auquel est soustrait l'âge au moment du premier emploi, lequel est directement rapporté par les répondants. L'ESG comporte une question à cet effet, nous permettant de ne pas estimer l'âge au moment du premier emploi : cette question demande l'âge du répondant au début de sa première période d'emploi de plus de six mois, en excluant les emplois occupés durant les études. Nous incluons également l'expérience potentielle au carré afin de capturer la concavité de l'effet de l'expérience sur les revenus. Le nombre de congés de maternité ainsi que la longueur des interruptions de travail sont aussi utilisés comme variables de contrôle, ainsi qu'une série de variables sociodémographiques habituelles, soit l'âge et l'âge au carré, le statut matrimonial (en couple ou non), le fait d'être née au Canada, le niveau d'éducation (diplôme d'études secondaires, études collégiales ou diplôme universitaire), l'année de l'enquête et la province de résidence. Pour finir, nous utilisons les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada dans nos calculs et calculons des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité et permettant de la corrélation au niveau de la province dans le cas du reste du Canada ou du Canada au complet (option « *cluster* » dans Stata).

À noter que tous les montants des revenus d'emploi sont présentés en dollars constants de 2016, en utilisant l'indice des prix à la consommation en excluant les aliments et l'énergie, soit la série 326-0021 de CANSIM de Statistique Canada.

Questions périphériques

Afin de répondre à la première question périphérique, à savoir si l'écart est le même pour les différents groupes de femmes, nous reprenons la même méthodologie, que nous appliquons à des sous-échantillons divisés en fonction du niveau d'éducation ainsi que du statut matrimonial. Pour répondre à la seconde question périphérique concernant l'écart associé à la paternité, nous reprenons la méthode énoncée précédemment en nous concentrant sur les sous-échantillons des hommes du Québec et du reste du Canada.

3.2. Trajectoires de revenus

Pour répondre à la troisième question périphérique concernant les trajectoires de revenus, une base de données longitudinale nous permettant de suivre les individus sur plusieurs années est requise. Nous exploitons les données de la vague 1 (2012) de l'ELIA ainsi que les fichiers administratifs annexes fournissant l'historique des revenus d'emploi de 1982 à 2013. L'ELIA nous permet de suivre la méthodologie de Zhang (2010) pour tracer les trajectoires des revenus des femmes selon qu'elles aient eu des enfants ou non. À noter que, contrairement à Zhang, nous observons directement la présence d'enfants et leur année de naissance dans l'enquête. Zhang devait se fier sur la présence de prestations liées à un congé de maternité pour identifier les mères, ce qui enlève de son groupe de mères les femmes qui n'étaient pas admissibles à un congé de maternité couvert par l'assurance-emploi. Il est également possible de suivre des groupes de femmes en fonction de leur année de naissance, nous permettant ainsi d'isoler des effets de cohorte potentiels. La méthodologie utilisée par Zhang (2010) est basée sur le modèle de Jacobson et coll. (1993), grâce auquel ils ont mesuré les pertes de revenus des travailleurs déplacés aux États-Unis. La particularité de ce type de modèle est qu'il permet d'avoir des ordonnées à l'origine ainsi que des sentiers de croissance de revenus propres à chaque individu. Le modèle à effets fixes utilisé est donc le suivant :

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \sum_{k=a}^b D_{it}^k \delta_k + \epsilon_{it} \quad (2)$$

où Y_{it} représente le logarithme des revenus d'emploi annuels d'une femme i , t années après la naissance de son premier enfant tandis que X_{it} est un vecteur de variables explicatives. D_{it}^k est un vecteur de variables indicatrices égal à 1 si l'individu i a eu un enfant l'année t . Zhang (2010) a spécifié l'intervalle de k en s'intéressant à la période s'étendant 3 ans avant jusqu'à 9 ans après la première naissance. La constante α_i est ici indiquée par i afin de capter les effets fixes individuels. Tel que présenté dans Zhang (2010), nous adoptons une procédure en deux étapes pour l'estimation du modèle. Nous estimons dans un premier temps une régression du logarithme des revenus d'emploi annuels sur un vecteur de variables indicatrices d'années et le taux de chômage provincial des femmes de 15 ans et plus, afin de neutraliser les effets fixes de temps et de province. Dans la deuxième étape, nous utilisons les résidus de la première régression comme variable dépendante et le vecteur de variables dichotomiques indiquant les années par rapport à la naissance (D_{it}^k) ainsi que l'expérience et l'expérience au carré comme variables indépendantes, mais en utilisant les déviations par rapport aux moyennes individuelles afin d'introduire des effets fixes individuels. Étant donné la nature du modèle, il n'est pas pertinent d'y inclure les variables qui ne varient pas dans le temps. Ainsi, nous limitons les biais de variables omises, du moins celles qui sont constantes dans le temps. La méthodologie décrite ci-dessus est ensuite reprise pour la comparaison entre pères et hommes sans enfant.

4. Données et échantillons

Comme nous l'avons mentionné précédemment, nous utilisons deux sources de données dans cette étude. Nous décrivons ici plus en détail les données ainsi que les échantillons utilisés.

4.1. Enquête sociale générale (ESG)

La première partie de notre étude repose sur trois cycles de l'ESG : les cycles 15, 20 et 25, portant sur les années 2001, 2006 et 2011, respectivement. L'ESG est une enquête annuelle à caractère transversal qui provient d'un échantillon représentatif de la population canadienne. L'ESG « a pour objectifs principaux de : rassembler des données sur les tendances sociales, de manière à suivre l'évolution des conditions de vie et du bien-être des Canadiens; et fournir des renseignements précis sur des questions de politique sociale qui suscitent déjà ou qui susciteront de l'intérêt. Cette enquête permet de suivre les changements qui surviennent au sein des familles canadiennes. Elle recueille des renseignements concernant : l'histoire conjugale et parentale (chronologie des mariages, des unions libres et des enfants), les antécédents familiaux, le départ du foyer parental, les intentions de fécondité, l'histoire professionnelle et quelques caractéristiques socioéconomiques. » (Statistique Canada, 2012) L'ESG est organisée autour de thèmes se répétant à intervalles plus ou moins réguliers. Le thème que nous exploitons est celui de la famille, car il permet à la fois d'identifier la présence d'un enfant de moins de 18 ans dans le ménage et d'identifier la durée des congés pris en raison de la maternité. Ce point est crucial, car la plupart des enquêtes représentatives de la population canadienne ne contiennent des informations que sur la présence d'enfants dans le ménage; il est donc impossible d'évaluer l'écart lié à la maternité pour des mères dont les enfants ont quitté le foyer familial. Les trois cycles de l'ESG que nous utilisons contiennent aussi des questions sur l'historique de travail des répondants et permettent de savoir si les répondants ont été absents du marché du travail durant leur carrière, la raison de ces interruptions et leur durée mesurée en mois, ce qui permet de bien cerner les congés parentaux.

Réunis, les trois cycles offrent un peu plus de 70 000 observations. Nous sélectionnons notre échantillon en fonction des critères utilisés par Phipps et coll. (2001) afin de pouvoir fournir des comparaisons et d'observer l'évolution de l'écart lié à la maternité. Ces critères, qui restreignent l'échantillon à un peu moins de 9 000 observations pour les femmes et à un peu plus de 10 000 pour les hommes, sont :

- répondants âgés de 25 à 54 ans;
- ayant déclaré leur revenu;
- dont l'activité principale durant les 12 mois précédant l'enquête était le travail rémunéré;
- ayant travaillé au moins 51 semaines durant les 12 mois précédant l'enquête;
- au moins 30 heures par semaine (temps plein).

Le tableau 4 fournit le nombre d'observations par année, pour le Québec et le reste du Canada, par sexe et statut parental. Ces échantillons sont ceux qui sont utilisés pour toutes les analyses subséquentes. Notons que, lors des analyses multivariées, il est possible que la taille de l'échantillon soit réduite en raison des observations manquantes de certaines variables.

Tableau 4 : Nombre d'observations par enquête dans l'échantillon

		2001	2006	2011	Total
Panel A : Québec					
Femmes	Mères	424	394	359	1 177
	Femmes sans enfant	188	197	169	554
	Sous-total	612	591	528	1 731
Hommes	Pères	521	479	384	1 384
	Hommes sans enfant	261	218	162	641
	Sous-total	782	697	546	2 025
Total Québec		1 394	1 288	912	3 756
Panel B : reste du Canada					
Femmes	Mères	1 544	1 634	1 560	4 738
	Femmes sans enfant	894	870	708	2 472
	Sous-total	2 438	2 504	2 268	7 210
Hommes	Pères	1 948	1 943	1 868	5 759
	Hommes sans enfant	964	885	698	2 547
	Sous-total	2 912	2 828	2 566	8 306
Total reste du Canada		5 350	5 332	4 834	15 516

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Le critère de sélection qui a trait au travail à temps plein, que nous définissons comme 30 heures et plus par semaine, soulève certaines questions. Est-ce que les mères sont moins

portées au travail à temps plein et cela vient-il biaiser nos résultats ? La raison de ce choix, outre le fait de vouloir comparer nos résultats à ceux de Phipps et coll. (2001), est que nous utilisons comme variable d'intérêt les revenus annuels. Ceux-ci conjuguent le salaire horaire et l'intensité au travail (nombre de semaines par année, nombre d'heures par semaine). Si l'on comparait des femmes ayant choisi le travail à temps partiel et celles travaillant à temps plein, les différences prendraient en compte ces choix d'intensité (ou ces contraintes) et non seulement la capacité à générer un revenu. Afin de faire abstraction de l'intensité au travail, nous nous concentrons sur les travailleuses et travailleurs à temps plein. Le tableau 5 donne la répartition du travail à temps plein et à temps partiel par sexe, statut parental et âge, pour le Québec et le reste du Canada. Le travail à temps partiel est très peu courant chez les hommes. Le plus haut taux d'incidence se trouve chez les femmes avec enfant(s). Ces taux sont toutefois comparables entre le Québec et le reste du Canada. Il pourrait être intéressant, dans une étude subséquente, de se pencher sur les questions du choix du travail à temps partiel, de se demander s'il s'agit vraiment d'un « choix » ou si c'est plutôt une barrière à laquelle les femmes sur le marché du travail font face et d'en étudier les conséquences sur les carrières des femmes.

Tableau 5 : Répartition du travail à temps plein et à temps partiel

	Hommes		Femmes	
	Temps plein (%)	Temps partiel (%)	Temps plein (%)	Temps partiel (%)
Panel A : Québec				
Ensemble de la population	96,6	3,4	88,1	11,9
Sans enfant	94,9	5,1	91,8	8,2
Avec enfant(s), 25 – 54 ans	97,2	2,6	86,8	13,2
Avec enfant(s), 25 – 39 ans	97,4	2,6	88	12
Avec enfant(s), 40 – 54 ans	97,1	2,9	86,1	13,9
Panel B : reste du Canada				
Ensemble de la population	97,5	2,5	88,9	11,1
Sans enfant	96,2	3,8	94,4	5,6
Avec enfant(s), 25 – 54 ans	98,0	2,0	86,5	13,5
Avec enfant(s), 25 – 39 ans	98,5	1,5	87,0	13,0
Avec enfant(s), 40 – 54 ans	97,7	2,3	86,2	13,8

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Le travail à temps plein est défini comme au moins 30 heures de travail par semaine. Les pourcentages pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentés.

Le questionnaire de l'ESG contient des questions détaillées sur l'historique de travail. Dans le cadre de notre étude, nous sommes particulièrement intéressées par les interruptions de travail. Suivant le questionnaire, l'intervieweur demande en premier lieu si

le répondant a déjà travaillé pour une période de six mois ou plus en excluant les emplois occupés alors que le répondant étudiait à temps plein. Si la personne répond à l'affirmative, cet épisode de travail est donc considéré « première période de travail ». La date du premier emploi, ou à défaut l'âge au premier emploi, est ensuite rapportée. Pour identifier les interruptions, la question suivante est posée : « Depuis [la date de votre première période de travail à aujourd'hui], avez-vous déjà été absent(e) du travail pour plus de 3 mois en raison d'un manque de travail, d'une maladie, d'un congé de maternité/de paternité, d'une retraite, ou pour une autre raison ? » (Statistique Canada, 2007) Le répondant se fait ensuite demander s'il est retourné au travail depuis, puis s'il y a eu d'autres interruptions. Le tout continue jusqu'à ce que l'historique complet soit rapporté. Statistique Canada dérive de ces réponses deux types de variables : le nombre d'interruptions et la durée de chaque interruption. À noter aussi qu'il existe une autre série de questions spécifiquement par rapport aux congés de maternité, de paternité ou parentaux.

Outre les problèmes potentiels d'erreurs de mesure ou d'échantillonnage, il y a possiblement un problème avec les variables dérivées par Statistique Canada. Premièrement, la question de la longueur des interruptions demande, comme indiqué ci-dessus, si la personne a été absente plus de trois mois. Or, la variable dérivée par Statistique Canada sur la longueur des interruptions, rapportée en mois, permet aux interruptions de prendre les valeurs de 0 à 3 inclusivement. Les interruptions de travail peuvent aussi prendre des valeurs extrêmement grandes (plus de 300 mois, soit 25 ans). Aussi, les répondants peuvent avoir plus d'une raison pour une interruption. Finalement, les variables dénombrant les interruptions de travail et les congés spécifiquement de maternité, de paternité ou parentaux ne sont pas mutuellement exclusifs, c'est-à-dire que certains répondants peuvent avoir plus de congés de maternité, de paternité ou parentaux que d'interruptions de travail. Dans notre analyse, nous utilisons le nombre de congés de maternité, de paternité ou parentaux, et non les interruptions de travail.

4.2. Enquête longitudinale et internationale des adultes (ELIA)

Afin de tracer la trajectoire de long terme des revenus d'emploi des parents après la naissance de leur premier enfant, il était nécessaire de disposer d'une base de données

longitudinale nous permettant de suivre les revenus d'emploi sur plusieurs années. De ce fait, les données de la vague 1 (2012) de l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ELIA) ont été exploitées. L'ELIA est une enquête biennale administrée par Statistique Canada recensant un échantillon composé de 32 133 personnes. L'avantage de l'ELIA est que les données sont couplées à des fichiers fiscaux provenant de l'Agence du revenu du Canada (ARC) permettant de retracer l'historique des gains annuels des répondants de 1982 à 2013. Le fait que les revenus proviennent de sources administratives confère un avantage crucial à la fiabilité de ces données qui, contrairement aux enquêtes où les répondants indiquent eux-mêmes leurs revenus, sont moins sujettes aux erreurs de mesure. De plus, l'ELIA a été élaboré dans le but de fournir des renseignements relatifs au marché du travail, à la famille et à la scolarité, ce qui en fait un atout de choix pour l'utiliser dans le cadre de cette analyse.

Cependant, cette étude se focalise sur les données de la vague 1 de l'enquête; par conséquent, les seules informations longitudinales dont nous disposons sont celles contenues dans les fichiers administratifs, soit les revenus et le statut matrimonial. Certaines variables ont dû être construites à rebours à partir des données de l'enquête comme l'âge et l'expérience professionnelle afin que celles-ci coïncident avec les années de référence. Malheureusement, certaines informations ne sont pas recueillies dans les fichiers administratifs. En effet, nous n'avons aucune information sur les heures travaillées et le salaire horaire pour les années autres que 2012. Nous ne pouvons effectivement qu'observer le montant annuel des gains perçus. Si les revenus d'emploi d'un individu ont varié d'une année à l'autre, nous ne pouvons distinguer si cette variation a été induite à la suite d'un changement du salaire horaire ou bien si l'individu a modifié son temps de travail. Toutefois, nous pourrions en partie contourner cette contrainte, puisque les analyses que nous avons effectuées permettent de prendre en compte l'effet de l'expérience professionnelle et de l'âge sur les salaires. En posant que l'âge et l'expérience capturent une partie des variations du taux horaire, il nous est alors possible d'attribuer une grande partie des variations du revenu restantes à des variations d'offre de travail. Enfin, nous limitons cette analyse aux femmes ayant rapporté un revenu d'emploi auprès de l'ARC durant la période et étant âgées de 25 à 54 ans. Nous voulons effectivement considérer les femmes

ayant une forte probabilité d'avoir terminé leur scolarité et exclure les femmes de plus de 55 ans, car c'est à partir de cet âge que les revenus d'emploi commencent à diminuer. Nous avons analysé l'impact d'une naissance sur les salaires des femmes, sur une fenêtre de 30 ans en considérant une période allant de 10 avant à 20 après la naissance du premier enfant, ce qui est 15 ans de plus que la fenêtre sélectionnée par Zhang (2010).

Tableau 6 : Répartitions catégoriques des mères et des femmes sans enfant

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
<i>Statut matrimonial :</i>				
En couple	74,4	38,0	75,1	36,7
Séparées	14,1	9,8	13,7	6,7
Seules	11,5	52,2	10,6	56,6
<i>Niveau d'éducation :</i>				
Sans diplôme	19,7	16,8	13,8	6,6
DES	19,2	15,8	23,2	14,2
Diplôme collégial	39,8	39,5	37,1	39,8
Diplôme universitaire	21,3	28,0	26,0	39,5
<i>Pays d'origine :</i>				
Canada	84,4	88	68,6	72,2
Autre pays	14,2	9,8	28,9	25,0
<i>Nombre d'enfants :</i>				
Un enfant	24,2	—	19,5	—
Deux enfants	47,5	—	45,2	—
Trois enfants et plus	28,3	—	35,3	—
Personnes-années	33 971	4 644	145 863	19 037
Personnes	1 766	378	7 245	1 564

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les pourcentages pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentés.

Le tableau 6 présente la répartition des mères et des femmes sans enfant en fonction de leur statut matrimonial, niveau d'éducation, statut d'immigration et nombre d'enfants. Nous constatons sans surprise que la proportion de femmes mariées ou en couple est de loin supérieure chez les mères que chez les femmes sans enfant, alors que les femmes sans enfant sont beaucoup plus nombreuses à se dire seules et se disent moins souvent séparées. Que ce soit au Québec ou dans le reste du Canada, nous remarquons que les femmes sans enfant ont en moyenne des niveaux d'éducation plus élevés que les mères.

Nous effectuons également une analyse complémentaire sur les trajectoires de revenus des pères à la suite de la naissance de leur premier enfant, sans toutefois présenter les statistiques descriptives de l'ELIA pour les hommes au même niveau de détail que ce

que nous présentons pour les femmes; ces chiffres sont disponibles en contactant les auteures.

5. Résultats : écarts de revenus liés à la maternité ou la paternité et données de l'ESG

Nous entamons maintenant la présentation des résultats de notre étude. Dans cette section, nous nous tournons tout d'abord vers la question de l'estimation des écarts de revenus liés à la maternité ou la paternité à l'aide de l'ESG. À la section suivante, nous nous penchons sur les trajectoires de revenus basées sur l'ELIA. Pour chacune de ces sections, nous présentons une série de statistiques descriptives pertinentes avant de passer aux résultats de l'analyse à proprement parler. Dans l'ensemble de nos analyses, nous présentons séparément nos statistiques et estimations pour le Québec et le reste du Canada. Les équivalents pour le Canada au complet sont disponibles en annexe.

5.1. ESG : statistiques descriptives

Nous passons en revue ici un certain nombre de statistiques descriptives par rapport aux femmes de l'échantillon de l'ESG. Les hommes sont couverts dans la sous-section portant sur les écarts liés à la paternité à la fin de la section 5. Le tableau 7 contient les statistiques descriptives pour l'échantillon des femmes, séparément pour le Québec et le reste du Canada. Une différence marquante, tant pour le Québec que pour le reste du Canada, est que l'âge des mères est plus élevé que celui des femmes sans enfant. Ceci découle en grande partie de notre classification des femmes entre mères et femmes sans enfant : une femme de 25 ans n'ayant pas d'enfant est comptée comme sans enfant, peu importe si elle a des enfants plus tard ou non. Dans le même ordre d'idées, l'expérience potentielle moyenne des femmes sans enfant est moindre que celle des mères. Il est donc important de neutraliser l'effet de l'âge et de l'expérience potentielle dans nos régressions, ce qui est fait par l'inclusion de ces variables dans les modèles estimés. Ceci permettra de comparer les revenus des mères et des femmes sans enfant à âge et à expérience égaux. Une autre différence entre les deux groupes est au niveau de l'éducation. Les femmes sans enfant détiennent dans une plus grande proportion un diplôme de niveau universitaire. Ceci est entre autres lié au constat précédent sur l'âge : les mères, étant plus âgées, proviennent de cohortes de naissances moins récentes. Or, le niveau d'éducation a augmenté de cohorte

en cohorte, et ce, particulièrement chez les femmes. Il n'est donc pas étonnant de voir que les femmes sans enfant, en moyenne plus jeunes, sont aussi plus éduquées. Tout comme pour l'âge et l'expérience, nos modèles de régression incluent des variables dichotomiques sur le niveau d'éducation atteint. Sans surprise, les mères sont également plus portées à être en couple que les femmes sans enfant. Parmi les variables s'appliquant seulement aux mères, nous constatons que la durée de congé de maternité moyenne est de 16 à 17 mois, pour 1,2 congé pris en moyenne. Le nombre d'enfants moyen est de 2 au Québec comme dans le reste du Canada, et la moitié des mères ont deux enfants.

Tableau 7 : Statistiques descriptives de l'échantillon de femmes de l'ESG

	Québec			Reste du Canada		
	Mères	Femmes sans enfant	Ensemble des femmes	Mères	Femmes sans enfant	Ensemble des femmes
Revenu (\$ constants de 2016)	48 224 (27 163)	51 116 (31 332)	49 044 (28 429)	56 922 (51 922)	57 065 (37 894)	56 968 (47 899)
Expérience potentielle (mois)	251,85 (104,52)	168,88 (119,91)	227,98 (115,42)	248,51 (106,45)	156,17 (108,47)	219,12 (115,41)
Heures travaillées par semaine	38,79 (7,61)	40,33 (11,39)	39,22 (8,87)	41,15 (8,92)	41,98 (8,45)	41,41 (8,78)
Âge	41,98 (7,36)	36,09 (8,99)	40,31 (8,29)	42,45 (7,37)	34,76 (8,24)	40,00 (8,46)
Statut matrimonial (catégories)						
En couple	0,78 (0,42)	0,56 (0,50)	0,72 (0,45)	0,79 (0,41)	0,50 (0,50)	0,70 (0,46)
Célibataire	0,09 (0,29)	0,39 (0,49)	0,18 (0,38)	0,05 (0,23)	0,45 (0,50)	0,18 (0,38)
Durée du congé de maternité (mois)	17,09 (28,33)	—	12,25 (25,18)	16,31 (27,77)	—	11,11 (24,15)
Nombre de congés de maternité	1,22 (0,91)	—	0,87 (0,95)	1,16 (0,95)	—	0,79 (0,95)
Nombre de congés de maternité (catégories)						
Un congé	0,35 (0,48)	—	0,25 (0,44)	0,35 (0,48)	—	0,24 (0,43)
Deux congés	0,32 (0,47)	—	0,23 (0,42)	0,29 (0,45)	—	0,19 (0,40)
Trois congés et plus	0,07 (0,26)	—	0,05 (0,22)	0,08 (0,27)	—	0,05 (0,22)
Nombre d'enfants	2,04 (0,88)	—	1,46 (1,18)	2,14 (0,97)	—	1,46 (1,28)
Nombre d'enfants (catégories)						
Un enfant	0,27 (0,45)	—	0,20 (0,40)	0,25 (0,43)	—	0,17 (0,37)
Deux enfants	0,49 (0,50)	—	0,35 (0,48)	0,47 (0,50)	—	0,32 (0,47)
Trois enfants et plus	0,24 (0,43)	—	0,17 (0,38)	0,29 (0,45)	—	0,19 (0,40)
Niveau d'éducation (catégories)						
DES et moins	0,24 (0,43)	0,10 (0,30)	0,20 (0,40)	0,22 (0,42)	0,10 (0,30)	0,18 (0,39)
Études collégiales	0,49 (0,50)	0,44 (0,50)	0,47 (0,50)	0,50 (0,50)	0,45 (0,50)	0,49 (0,50)
Diplôme universitaire	0,28 (0,45)	0,46 (0,50)	0,33 (0,47)	0,27 (0,44)	0,45 (0,50)	0,33 (0,47)

Année d'enquête (catégories)						
2001	0,31 (0,46)	0,29 (0,45)	0,30 (0,46)	0,29 (0,46)	0,31 (0,46)	0,30 (0,46)
2006	0,31 (0,46)	0,34 (0,48)	0,32 (0,47)	0,34 (0,47)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)
2011	0,38 (0,48)	0,37 (0,48)	0,38 (0,48)	0,37 (0,48)	0,36 (0,48)	0,37 (0,48)
Province de résidence (catégories)						
Terre-Neuve-et-Labrador	—	—	—	0,02 (0,14)	0,02 (0,12)	0,02 (0,14)
Île-du-Prince-Édouard	—	—	—	0,01 (0,08)	0,00 (0,07)	0,01 (0,08)
Nouvelle-Écosse	—	—	—	0,04 (0,20)	0,03 (0,18)	0,04 (0,19)
Nouveau-Brunswick	—	—	—	0,03 (0,18)	0,03 (0,16)	0,03 (0,17)
Québec	1 (0)	1 (0)	1 (0)	—	—	—
Ontario	—	—	—	0,52 (0,50)	0,54 (0,50)	0,53 (0,50)
Manitoba	—	—	—	0,05 (0,21)	0,04 (0,19)	0,05 (0,21)
Saskatchewan	—	—	—	0,05 (0,21)	0,03 (0,16)	0,04 (0,20)
Alberta	—	—	—	0,13 (0,34)	0,13 (0,34)	0,13 (0,34)
Colombie-Britannique	—	—	—	0,15 (0,36)	0,18 (0,38)	0,16 (0,37)
Observations	1 177	554	1 731	4 738	2 472	7 210

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait.

Au tableau 7, nous pouvons voir que le revenu moyen des mères est légèrement plus faible que celui des femmes sans enfant : environ 48 200 \$ contre 51 100 \$ au Québec, et environ 56 900 \$ contre 57 000 \$ dans le reste du Canada. Nous voyons déjà les premières traces d'évidence de la pénalité liée à la maternité, mais ces chiffres ne tiennent compte d'aucune des caractéristiques observées des femmes de notre échantillon et ne sont donc pas des plus éloquents. Ces moyennes de revenus sont reprises au tableau 8, lequel contient également la médiane et la valeur du premier et du dernier quartile (le 25^e et le 75^e centile, respectivement), et ce, pour chacune des années d'enquête séparément ainsi que pour les trois années regroupées. Dans la majorité des cas, les comparaisons entre mères et femmes sans enfant sont en défaveur des mères. Il existe cependant quelques cas contraires : le 3^e quartile des mères est à une valeur de presque 74 500 \$ pour le reste du Canada en 2011, alors que pour les femmes sans enfant il est d'environ 70 000 \$. Un constat similaire est effectué pour les mères du Québec en 2001. À quelques exceptions près donc, la pénalité

liée à la maternité semble présente tant au Québec que dans le reste du Canada, du moins sous sa forme non ajustée (c'est-à-dire en ne tenant compte de l'effet d'aucune autre variable).

Tableau 8 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des femmes

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Panel A : Québec								
Moyenne	46 233	42 728	47 388	55 153	50 553	53 854	48 224	51 116
1 ^{er} quartile	28 972	30 289	30 254	33 885	31 639	37 392	31 064	33 885
Médiane	42 141	39 507	43 566	48 407	46 021	46 021	43 720	46 021
3 ^e quartile	56 627	52 676	60 509	66 559	63 279	63 279	60 403	61 895
Panel B : reste du Canada								
Moyenne	53 589	53 971	57 066	58 207	59 415	58 646	56 922	57 065
1 ^{er} quartile	32 721	34 204	32 595	36 135	34 433	36 099	33 124	36 135
Médiane	45 810	48 150	48 180	50 780	49 517	51 698	47 477	50 589
3 ^e quartile	60 187	65 778	66 248	69 861	74 419	69 976	66 644	67 706

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau 9 : Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Panel A : Québec								
Statut matrimonial								
En couple	46 581	42 010	47 048	60 568	51 139	55 765	48 566	53 645
Célibataire	40 656	44 932	42 760	48 277	44 616	50 178	42 851	47 900
Niveau d'éducation								
DES et moins	35 029	31 849	33 218	41 706	36 401	38 917	34 954	36 978
Études collégiales	42 732	40 679	42 516	42 291	43 550	46 165	42 966	43 030
Diplôme univ.	69 965	49 640	67 137	68 253	69 521	62 503	68 883	61 784
Panel B : reste du Canada								
Statut matrimonial								
En couple	54 368	55 641	57 990	64 621	60 589	65 070	57 927	62 106
Célibataire	37 820	52 559	43 898	50 741	49 821	50 776	45 046	51 321
Niveau d'éducation								
DES et moins	39 126	42 974	40 386	46 452	45 233	41 292	41 292	43 234
Études collégiales	48 416	47 616	53 601	48 058	52 202	52 312	51 631	49 539
Diplôme univ.	84 817	64 140	77 772	69 552	78 726	68 781	79 861	67 695

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait. Les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées.

Notre dernier tableau de statistiques descriptives sur les femmes de l'ESG, le tableau 9, présente les moyennes de revenus d'emploi annuels des femmes, mais cette fois-

ci par statut matrimonial et niveau d'éducation, selon leur état parental. Nous pouvons constater que les femmes sans enfant ont, à une exception près, des revenus plus élevés que les mères, quel que soit leur statut matrimonial. Lorsque nous nous attardons au niveau d'éducation, nous voyons que l'écart lié à la maternité est moins présent, notamment pour les détentrices de diplôme universitaire. Dans plusieurs cas, les mères ont des revenus moyens plus élevés que les femmes sans enfant, entre autres en 2011, tant pour le Québec que dans le reste du Canada. Il est donc pertinent, comme nous le verrons plus loin, non seulement d'effectuer une analyse qui permet de neutraliser l'effet du niveau d'éducation (en incluant le niveau d'éducation comme variable de contrôle dans nos modèles de régression), mais également de refaire notre analyse séparément par niveau d'éducation, afin de voir si la pénalité liée à la maternité se manifeste à tous les niveaux d'éducation.

5.2. Écarts de revenus liés à la maternité ou à la paternité : estimations

Estimations

La section 5.1 a présenté des statistiques descriptives ne faisant aucune correction nous permettant de comparer les revenus d'emploi annuels des mères et des femmes sans enfant en maintenant constant l'effet d'autres caractéristiques observables. Dans cette section, nous passons à l'estimation de modèles de régression afin de présenter des estimations de l'écart lié à la maternité dit « ajusté », c'est-à-dire en neutralisant l'effet de divers groupes de variables. Rappelons que l'analyse présentée ici, bien qu'informatrice, n'est pas une d'analyse causale, c'est-à-dire du lien de cause à effet entre le fait de devenir mère et les revenus d'emploi. Par contre, étant donné nos modèles, nous nous rapprochons d'une corrélation tenant en compte un grand nombre de variables explicatives.

Les tableaux 10 et 11 présentent les résultats des estimations de l'effet d'avoir un enfant sur les revenus d'emploi annuels des femmes pour le Québec et le reste du Canada, respectivement. Ces deux tableaux comportent sept colonnes, chacune rapportant les coefficients estimés par moindres carrés ordinaires d'une régression séparée, avec des variations dans les spécifications au niveau des variables explicatives. Les trois années d'enquête sont mises ensemble, car nous n'avons noté que très peu de différences d'une année à l'autre. La colonne (1) contient le moins de variables explicatives et est la seule à

comprendre la variable dichotomique « être mère », laquelle est égale à un si la femme est mère et à zéro sinon. Le coefficient sur cette variable nous permet d'estimer l'écart lié à la maternité que nous appelons « global », c'est-à-dire sans égard au nombre d'enfants. Au Québec, cette pénalité globale est estimée à 2,5 %, alors que dans le reste du Canada elle est de 6,3 %. Notons cependant que la pénalité du Québec n'est pas statistiquement différente de zéro, ni statistiquement différente de celle du reste du Canada, même si cette dernière est statistiquement non nulle.

Dans les colonnes (2) à (7), l'effet d'être mère est décomposé selon le nombre d'enfants : un, deux, ou trois et plus, la catégorie de référence étant « ne pas avoir d'enfant ». Nous soulignons que la pénalité liée à la maternité est de plus en plus prononcée suivant le nombre d'enfants, bien que les magnitudes varient selon la spécification. Au Québec, les pénalités pour un seul enfant sont quasiment nulles et en aucun cas statistiquement différentes de zéro, tandis que dans le reste du Canada, elles sont de l'ordre de 4 à 14 % et toujours statistiquement significatives. Pour deux enfants, par rapport à aucun, les pénalités au Québec varient de 0 à 13 %, mais le plus gros chiffre se retrouve dans la spécification de la colonne (5), laquelle contient également des variables dichotomiques représentant le nombre de congés de maternité. Ainsi, selon ce modèle, une femme ayant eu deux enfants mais également deux congés de maternité aurait en moyenne un revenu d'emploi plus élevé de 4 % qu'une femme sans enfant (-12,7 + 17,0). Une situation similaire est observable dans le reste du Canada au tableau 11, colonne (5). Dans le cas d'une mère de trois enfants et plus, la pénalité liée à la maternité devient substantielle, avec des estimations allant de 10 à 23 % au Québec et de 10 à 31 % dans le reste du Canada, ces chiffres étant tous statistiquement différents de zéro.

En guise de synthèse, le tableau 12 reprend les coefficients d'intérêt des tableaux 10 et 11. Deux points ressortent de l'analyse de ces estimations. Premièrement, au Québec comme pour le reste du Canada, plus le nombre d'enfants est grand plus la pénalité liée à la maternité est importante, et ceci, peu importe la spécification du modèle. Deuxièmement, la

Tableau 10 : Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Québec

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,041 (0,068)	0,037 (0,068)	-0,038 (0,074)	-0,070 (0,076)	-0,075 (0,076)	-0,039 (0,070)	-0,044 (0,075)
Exp. potentielle ² (/100)	0,009 (0,016)	0,010 (0,016)	0,016 (0,015)	0,017 (0,015)	0,018 (0,015)	0,017 (0,015)	0,017 (0,015)
Heures travaillées par semaine	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,003 (0,003)	0,003 (0,003)	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)
Âge	0,067** (0,027)	0,068*** (0,026)	0,082*** (0,028)	0,081*** (0,028)	0,082*** (0,027)	0,083*** (0,027)	0,082*** (0,027)
Âge ² (/100)	-0,08** (0,03)	-0,08** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)	-0,09*** (0,03)
Être mère	-0,025 (0,034)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,0003 (0,039)	0,002 (0,040)	-0,051 (0,042)	-0,065 (0,052)	0,008 (0,041)	0,00044 (0,042)
Deux enfants	—	-0,001 (0,038)	-0,007 (0,038)	-0,105** (0,051)	-0,127** (0,053)	0,007 (0,040)	-0,007 (0,045)
Trois enfants et plus	—	-0,117** (0,050)	-0,121** (0,050)	-0,229*** (0,058)	-0,226*** (0,060)	-0,099* (0,052)	-0,114** (0,054)
En couple	—	—	0,015 (0,030)	0,009 (0,030)	0,010 (0,030)	0,015 (0,030)	0,014 (0,030)
Née au Canada	—	—	0,354*** (0,115)	0,343*** (0,115)	0,342*** (0,115)	0,355*** (0,115)	0,354*** (0,115)
Nombre de congés de maternité	—	—	—	0,070*** (0,022)	—	—	—
1 congé de maternité	—	—	—	—	0,089* (0,047)	—	—
2 congés de maternité	—	—	—	—	0,170*** (0,050)	—	—
3 congés de maternité	—	—	—	—	0,156 (0,097)	—	—
4 congés de maternité	—	—	—	—	0,431* (0,233)	—	—
5 congés de maternité	—	—	—	—	—	—	—
Durée des congés de maternité	—	—	—	—	—	-0,084 (0,062)	0,033 (0,156)
Durée des congés de maternité ²	—	—	—	—	—	—	-0,007 (0,009)
Constante	8,427*** (0,515)	8,416*** (0,513)	7,827*** (0,598)	7,885*** (0,596)	7,862*** (0,595)	7,813*** (0,597)	7,827*** (0,595)
Observations	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655
R ²	0,209	0,214	0,243	0,249	0,250	0,244	0,244

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses.
*** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

Tableau 11 : Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du reste du Canada

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,233*** (0,030)	0,231*** (0,032)	0,192*** (0,037)	0,133*** (0,037)	0,130*** (0,037)	0,193*** (0,037)	0,185*** (0,037)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,04*** (0,005)	-0,04*** (0,005)	-0,03*** (0,006)	-0,04*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)
Heures travaillées par semaine	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,012*** (0,001)	0,012*** (0,001)	0,012*** (0,001)	0,012*** (0,002)
Âge	0,012 (0,010)	0,013 (0,009)	0,018** (0,008)	0,021** (0,006)	0,021*** (0,006)	0,018** (0,007)	0,018** (0,007)
Âge ² (/100)	0,008 (0,013)	0,008 (0,012)	0,010 (0,009)	0,007 (0,008)	0,007 (0,008)	0,010 (0,009)	0,009 (0,009)
Être mère	-0,063** (0,026)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,047*** (0,012)	-0,045*** (0,009)	-0,128*** (0,009)	-0,136*** (0,015)	-0,042*** (0,009)	-0,056*** (0,008)
Deux enfants	—	-0,053* (0,028)	-0,075** (0,026)	-0,225*** (0,028)	-0,242*** (0,027)	-0,069** (0,029)	-0,091*** (0,026)
Trois enfants et plus	—	-0,104** (0,043)	-0,129** (0,042)	-0,308*** (0,037)	-0,310*** (0,040)	-0,119** (0,048)	-0,143*** (0,041)
En couple	—	—	0,077*** (0,007)	0,068*** (0,006)	0,068*** (0,006)	0,078*** (0,007)	0,078*** (0,007)
Née au Canada	—	—	0,200*** (0,035)	0,196*** (0,040)	0,195*** (0,040)	0,201*** (0,034)	0,200*** (0,034)
Nombre de congés de maternité	—	—	—	0,115*** (0,007)	—	—	—
1 congé de maternité	—	—	—	—	0,127*** (0,019)	—	—
2 congés de maternité	—	—	—	—	0,259*** (0,013)	—	—
3 congés de maternité	—	—	—	—	0,341*** (0,025)	—	—
4 congés de maternité	—	—	—	—	0,269** (0,098)	—	—
5 congés de maternité	—	—	—	—	-0,062** (0,027)	—	—
Durée des congés de maternité	—	—	—	—	—	-0,039 (0,030)	0,177*** (0,037)
Durée des congés de maternité ²	—	—	—	—	—	—	-0,016** (0,005)
Constante	9,112*** (0,274)	9,099*** (0,258)	8,784*** (0,184)	8,774*** (0,141)	8,775*** (0,137)	8,790*** (0,182)	8,787*** (0,180)
Observations	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910
R ²	0,198	0,198	0,217	0,233	0,234	0,217	0,219

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

comparaison un à un des coefficients confirme le résultat obtenu pour notre pénalité globale : que l'effet des enfants sur les revenus d'emploi des femmes est toujours de magnitude plus importante dans le reste du Canada qu'il ne l'est au Québec.

Tableau 12 : Coefficients des variables d'intérêt, écarts liés à la maternité

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A : Québec							
Être mère	-0,025 (0,034)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,0003 (0,039)	0,002 (0,040)	-0,051 (0,042)	-0,065 (0,052)	0,008 (0,041)	0,00044 (0,042)
Deux enfants	—	-0,001 (0,038)	-0,007 (0,038)	-0,105** (0,051)	-0,127** (0,053)	0,007 (0,040)	-0,007 (0,045)
Trois enfants et plus	—	-0,117** (0,050)	-0,121** (0,050)	-0,229*** (0,058)	-0,226*** (0,060)	-0,099* (0,052)	-0,114** (0,054)
Observations	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655	1 655
Panel B : reste du Canada							
Être mère	-0,063** (0,026)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,047*** (0,012)	-0,045*** (0,009)	-0,128*** (0,009)	-0,136*** (0,015)	-0,042*** (0,009)	-0,056*** (0,008)
Deux enfants	—	-0,053* (0,028)	-0,075** (0,026)	-0,225*** (0,028)	-0,242*** (0,027)	-0,069** (0,029)	-0,091*** (0,026)
Trois enfants et plus	—	-0,104** (0,043)	-0,129** (0,042)	-0,308*** (0,037)	-0,310*** (0,040)	-0,119** (0,048)	-0,143*** (0,041)
Observations	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910	6 910

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt des régressions présentées aux tableaux 10 et 11, lesquelles sont pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les colonnes sont présentées dans le même ordre que dans les tableaux sources. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité pour le panel A et permettant de la corrélation au niveau des provinces pour le panel B sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Question périphérique 1 : estimations par sous-groupes

Nous nous tournons maintenant vers notre première question périphérique, à savoir si l'on fait potentiellement face à un problème d'équité : la pénalité liée à la maternité affecte-t-elle différemment certains groupes de femmes ? Pour répondre à cette question, nous avons estimé l'écart lié à la maternité selon les mêmes modèles qu'aux tableaux 10, 11 et 12, mais cette fois-ci en séparant notre échantillon selon le niveau d'éducation ou selon le statut matrimonial. Le tableau 13 présente nos coefficients d'intérêt pour les femmes du Québec et du reste du Canada selon si elles sont diplômées de l'université ou non.

Les résultats sont clairs : la pénalité liée à la maternité touche principalement les mères moins éduquées, c'est-à-dire celles ne possédant pas de diplôme de niveau universitaire. En effet, l'effet d'être mère équivaut à des revenus plus bas de l'ordre de 9 % pour ce dernier groupe, tant au Québec que dans le reste du Canada, toutes choses étant égales par ailleurs (colonne (1)). De plus, pour les mères moins éduquées, presque tous les coefficients estimés sur les variables binaires pour le nombre d'enfants sont de signe négatif et statistiquement différents de zéro, tant au Québec que dans le reste du Canada.

Du côté des mères qui sont détentrices d'un diplôme universitaire au Québec, les effets mesurés d'avoir des enfants sont dans tous les cas statistiquement non significatifs et même souvent de signe positif. Dans le reste du Canada, certains coefficients statistiquement négatifs sont trouvés, mais ils sont compensés par des coefficients sur le nombre de congés de maternité positifs. Il semblerait donc que le phénomène de pénalité liée à la maternité, bien que faible au Québec en moyenne, touche principalement et dans une mesure non négligeable les femmes avec des niveaux d'éducation plus faibles.

En ce qui a trait au statut matrimonial, nous pouvons trouver au tableau 14 les coefficients d'intérêt selon que les femmes soient en couple (mariées ou en union de fait) ou célibataires. Au Québec, à l'instar de l'effet par niveau d'éducation, ce sont les femmes célibataires qui connaissent une plus grande pénalité, de l'ordre de 11 %, statistiquement différente de zéro, par rapport à une pénalité de 3,9 % pour les mères en couple, et non statistiquement significative. Dans le reste du Canada, cette relation est inversée : ce sont les mères en couple qui, en moyenne, touchent des revenus plus bas que les femmes sans enfant de l'ordre de 12,1 %, comparativement à 7,2 % pour les femmes célibataires. Cette différence entre le Québec et le reste du Canada est intrigante et mériterait plus de réflexion. Peut-être s'agit-il de différences au niveau du rôle des femmes mariées au sein du couple. Quoi qu'il en soit, pour ce qui est du Québec, ce sont démesurément les femmes sans diplôme universitaire et monoparentales qui sont affectées par la pénalité liée à la maternité, comme quoi ce groupe, déjà plus à risque d'être en situation de pauvreté, se retrouve encore dans une situation défavorable. Ceci est d'autant plus préoccupant que les enfants de ces femmes monoparentales et moins éduquées sont par conséquent plus sujets

à grandir dans une situation de pauvreté et sont donc eux aussi pénalisés par ce phénomène.

Tableau 13 : Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par niveau d'éducation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A1 : Québec, sans diplôme universitaire							
Être mère	-0,088*** (0,033)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,057 (0,040)	-0,063 (0,040)	-0,105** (0,044)	-0,096* (0,057)	-0,057 (0,040)	-0,065 (0,042)
Deux enfants	—	-0,044 (0,037)	-0,053 (0,036)	-0,130** (0,051)	-0,145*** (0,053)	-0,041 (0,038)	-0,057 (0,045)
Trois enfants et plus	—	-0,212*** (0,056)	-0,219*** (0,055)	-0,298*** (0,061)	-0,285*** (0,062)	-0,199*** (0,057)	-0,215*** (0,059)
Observations	1 103	1 103	1 103	1 103	1 103	1 103	1 103
Panel A2 : Québec, avec diplôme universitaire							
Être mère	0,078 (0,067)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,088 (0,075)	0,111 (0,088)	0,037 (0,092)	-0,041 (0,107)	0,121 (0,089)	0,104 (0,092)
Deux enfants	—	0,055 (0,076)	0,067 (0,085)	-0,092 (0,114)	-0,151 (0,133)	0,090 (0,093)	0,061 (0,103)
Trois enfants et plus	—	0,132 (0,085)	0,125 (0,094)	-0,081 (0,138)	-0,104 (0,146)	0,157 (0,110)	0,131 (0,115)
Observations	552	552	552	552	552	552	552
Panel B1 : reste du Canada, sans diplôme universitaire							
Être mère	-0,086** (0,030)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,048 (0,030)	-0,049 (0,029)	-0,126*** (0,034)	-0,120** (0,040)	-0,047 (0,031)	-0,059* (0,029)
Deux enfants	—	-0,083*** (0,023)	-0,097*** (0,023)	-0,238*** (0,033)	-0,240*** (0,034)	-0,093*** (0,026)	-0,113*** (0,024)
Trois enfants et plus	—	-0,140** (0,042)	-0,155*** (0,040)	-0,317*** (0,047)	-0,316*** (0,049)	-0,148** (0,047)	-0,169*** (0,042)
Observations	4 675	4 676	4 676	4 676	4 676	4 676	4 676
Panel B2 : reste du Canada, avec diplôme universitaire							
Être mère	-0,026 (0,026)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,071 (0,054)	-0,064 (0,052)	-0,148** (0,058)	-0,197** (0,063)	-0,057 (0,049)	-0,072 (0,060)
Deux enfants	—	-0,001 (0,039)	-0,039 (0,035)	-0,192*** (0,022)	-0,251*** (0,015)	-0,022 (0,040)	-0,047 (0,031)
Trois enfants et plus	—	-0,006 (0,069)	-0,062 (0,066)	-0,269*** (0,045)	-0,264*** (0,047)	-0,035 (0,066)	-0,061 (0,058)
Observations	2 235	2 235	2 235	2 235	2 235	2 235	2 235

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt pour des régressions effectuées par sous-groupe selon le niveau d'éducation (avec ou sans diplôme universitaire), pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les colonnes sont présentées dans le même ordre qu'aux tableaux 10 et 11. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité (panels A1 et A2) et permettant de la corrélation au niveau des provinces (panels B1 et B2) sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Tableau 14 : Coefficients des variables d'intérêt chez les femmes par statut matrimonial

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A1 : Québec, célibataire							
Être mère	-0,109** (0,049)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,119* (0,067)	-0,109 (0,067)	-0,173** (0,074)	-0,142* (0,084)	-0,094 (0,065)	-0,131* (0,069)
Deux enfants	—	-0,118* (0,064)	-0,115* (0,062)	-0,235*** (0,083)	-0,242*** (0,085)	-0,048 (0,068)	-0,105 (0,071)
Trois enfants et plus	—	-0,017 (0,085)	-0,022 (0,085)	-0,118 (0,110)	-0,093 (0,108)	-0,021 (0,085)	-0,050 (0,096)
Observations	438	438	438	438	438	438	438
Panel A2 : Québec, en couple							
Être mère	-0,039 (0,053)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,006 (0,058)	-0,004 (0,058)	-0,067 (0,061)	-0,116 (0,071)	0,001 (0,058)	-0,012 (0,059)
Deux enfants	—	-0,012 (0,056)	-0,019 (0,052)	-0,139** (0,068)	-0,179** (0,070)	-0,009 (0,054)	-0,033 (0,060)
Trois enfants et plus	—	-0,154** (0,068)	-0,165** (0,064)	-0,296*** (0,073)	-0,313*** (0,073)	-0,148** (0,066)	-0,172** (0,068)
Observations	962	965	965	965	965	965	965
Panel B1 : reste du Canada, célibataire							
Être mère	-0,072 (0,071)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,077 (0,059)	-0,064 (0,071)	-0,103 (0,084)	-0,072 (0,102)	-0,052 (0,076)	-0,073 (0,084)
Deux enfants	—	-0,089 (0,085)	-0,072 (0,084)	-0,125 (0,095)	-0,112 (0,089)	-0,056 (0,093)	-0,075 (0,098)
Trois enfants et plus	—	-0,022 (0,144)	-0,039 (0,151)	-0,135 (0,165)	-0,150 (0,168)	-0,005 (0,178)	-0,038 (0,180)
Observations	1 510	1 510	1 510	1 510	1 510	1 510	1 510
Panel B2 : reste du Canada, en couple							
Être mère	-0,121*** (0,024)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,105*** (0,012)	-0,082*** (0,014)	-0,183*** (0,018)	-0,209*** (0,026)	-0,080*** (0,014)	-0,093*** (0,013)
Deux enfants	—	-0,108*** (0,025)	-0,101*** (0,021)	-0,281*** (0,025)	-0,310*** (0,026)	-0,095*** (0,026)	-0,118*** (0,023)
Trois enfants et plus	—	-0,171*** (0,050)	-0,171*** (0,044)	-0,382*** (0,045)	-0,390*** (0,049)	-0,162** (0,053)	-0,187*** (0,047)
Observations	4 239	4 243	4 243	4 243	4 243	4 243	4 243

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt pour des régressions effectuées par sous-groupe selon le statut matrimonial (célibataire ou en couple), pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait. Les colonnes sont présentées dans le même ordre qu'aux tableaux 9 et 10. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Question périphérique 2 : Écarts de revenus liés à la paternité

Dans notre deuxième question périphérique, nous reprenons l'analyse faite à ce jour, mais cette fois-ci pour les hommes, l'idée étant d'aller mesurer l'ampleur du bonus lié à la paternité, si bonus il y a. Le tableau 15 présente l'ensemble des statistiques descriptives pour notre échantillon d'hommes. Les tableaux 16 et 17 contiennent quant à eux des statistiques sur leurs revenus d'emploi annuels. Au Québec comme dans le reste du Canada, les pères sont plus âgés, ont plus d'expérience potentielle, sont dans une plus grande proportion en couple et ont un revenu nettement plus élevé. Le tableau 16 nous montre que pour toutes nos statistiques présentées (moyenne, médiane, premier et troisième quartiles), les pères gagnent un revenu supérieur à celui des hommes sans enfant. La différence est même dans certains cas assez substantielle : 25 000 \$ en moyenne dans le cas du reste du Canada en 2011. Un constat similaire émerge de la lecture du tableau 17 : à part chez les hommes célibataires en 2001, les pères ont en moyenne des revenus plus élevés que les hommes sans enfant. Bien entendu, ces chiffres ne tiennent pas compte de l'effet d'autres facteurs pouvant expliquer ces écarts de revenus. Afin de prendre en compte l'effet de l'âge, du niveau d'éducation et d'autres variables explicatives, nous nous tournons vers les résultats de régression pour évaluer le bonus lié à la paternité.

Tableau 15 : Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG

	Québec			Reste du Canada		
	Pères	Hommes sans enfant	Ensemble des hommes	Pères	Hommes sans enfant	Ensemble des hommes
Revenu (\$ constants de 2016)	71 849 (49 655)	57 423 (41 461)	67 948 (47 999)	87 794 (86 720)	67 909 (60 824)	82 081 (80 642)
Expérience potentielle (mois)	253,24 (100,80)	176,94 (118,82)	233,18 (111,02)	250,52 (102,46)	155,01 (105,25)	223,11 (111,94)
Heures travaillées par semaine	44,48 (10,21)	42,07 (8,14)	43,83 (9,76)	46,79 (11,42)	45,20 (10,36)	46,33 (11,15)
Âge	41,90 (7,53)	35,88 (8,73)	40,27 (8,31)	42,03 (7,33)	34,49 (8,03)	39,86 (8,27)
Statut matrimonial (catégories)						
En couple	0,89 (0,31)	0,53 (0,50)	0,80 (0,40)	0,91 (0,29)	0,47 (0,50)	0,78 (0,41)
Célibataire	0,04 (0,20)	0,45 (0,50)	0,15 (0,36)	0,02 (0,15)	0,49 (0,50)	0,16 (0,36)
Durée du congé de paternité (mois)	0,42 (2,19)	—	0,31 (1,88)	0,17 (1,60)	—	0,12 (1,36)
Nombre de congés de paternité	0,24 (0,60)	—	0,17 (0,52)	0,07 (0,31)	—	0,05 (0,26)
Nombre de congés de paternité (catégories)						
Un congé	0,12 (0,33)	—	0,09 (0,29)	0,04 (0,20)	—	0,03 (0,17)
Deux congés	0,04	—	0,03	0,01	—	0,01

	(0,19)		(0,16)	(0,09)		(0,08)
Trois congés et plus	0,01	—	0,01	0,00	—	0,00
	(0,11)		(0,09)	(0,05)		(0,04)
Nombre d'enfants	2,15	—	1,57	2,25	—	1,60
	(1,08)		(1,33)	(1,10)		(1,38)
Nombre d'enfants (catégories)						
Un enfant	0,26	—	0,19	0,23	—	0,16
	(0,44)		(0,39)	(0,42)		(0,37)
Deux enfants	0,46	—	0,33	0,46	—	0,33
	(0,50)		(0,47)	(0,50)		(0,47)
Trois enfants et plus	0,28	—	0,21	0,31	—	0,22
	(0,45)		(0,41)	(0,46)		(0,42)
Niveau d'éducation (catégories)						
DES et moins	0,28	0,25	0,27	0,25	0,20	0,24
	(0,45)	(0,43)	(0,45)	(0,43)	(0,40)	(0,42)
Études collégiales	0,45	0,42	0,44	0,46	0,44	0,46
	(0,50)	(0,49)	(0,50)	(0,50)	(0,50)	(0,50)
Diplôme universitaire	0,27	0,32	0,29	0,29	0,36	0,31
	(0,45)	(0,47)	(0,45)	(0,45)	(0,48)	(0,46)
Année d'enquête (catégories)						
2001	0,32	0,33	0,33	0,30	0,32	0,30
	(0,47)	(0,47)	(0,47)	(0,46)	(0,47)	(0,46)
2006	0,33	0,34	0,33	0,34	0,34	0,34
	(0,47)	(0,47)	(0,47)	(0,47)	(0,47)	(0,47)
2011	0,35	0,33	0,34	0,37	0,33	0,36
	(0,48)	(0,47)	(0,47)	(0,48)	(0,47)	(0,48)
Province de résidence (catégories)						
Terre-Neuve-et-Labrador	—	—	—	0,02	0,01	0,02
				(0,13)	(0,11)	(0,12)
Île-du-Prince-Édouard	—	—	—	0,00	0,00	0,00
				(0,07)	(0,06)	(0,06)
Nouvelle-Écosse	—	—	—	0,03	0,03	0,03
				(0,18)	(0,18)	(0,18)
Nouveau-Brunswick	—	—	—	0,03	0,02	0,03
				(0,16)	(0,15)	(0,16)
Québec	1	1	1	—	—	—
	(0)	(0)	(0)			
Ontario	—	—	—	0,51	0,52	0,51
				(0,50)	(0,50)	(0,50)
Manitoba	—	—	—	0,05	0,04	0,05
				(0,22)	(0,21)	(0,21)
Saskatchewan	—	—	—	0,04	0,03	0,04
				(0,20)	(0,17)	(0,19)
Alberta	—	—	—	0,15	0,16	0,15
				(0,36)	(0,37)	(0,36)
Colombie-Britannique	—	—	—	0,17	0,17	0,17
				(0,37)	(0,38)	(0,37)
Observations	1 348	641	2 025	5 759	2 547	8 306

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Tableau 16 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Panel A : Québec								
Moyenne	67 469	57 843	76 331	54 173	71 682	60 320	71 849	57 423
1 ^{er} quartile	44 775	36 874	45 987	36 305	43 145	34 516	43 566	36 305
Médiane	59 262	51 360	62 929	48 407	60 173	49 473	60 509	48 898
3 ^e quartile	79 015	67 163	88 343	62 929	86 290	69 032	85 600	66 731
Panel B : reste du Canada								
Moyenne	83 319	68 171	86 294	68 495	92 740	67 051	87 794	67 909
1 ^{er} quartile	50 466	41 333	52 384	42 158	49 983	41 652	50 589	42 158
Médiane	66 875	59 140	72 270	59 021	73 854	55 536	72 270	57 041
3 ^e quartile	92 755	78 854	96 723	79 159	103 641	79 129	99 035	78 885

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau 17 : Moyennes de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Panel A : Québec								
Statut matrimonial								
En couple	67 471	57 167	77 040	57 817	72 723	65 976	72 420	60 772
Célibataire	52 468	59 337	60 617	49 822	54 317	50 602	56 076	53 666
Niveau d'éducation								
DES et moins	59 049	45 692	56 174	37 994	51 870	38 082	56 173	40 982
Études collégiales	63 783	51 144	62 948	51 401	64 229	53 062	63 714	51 852
Diplôme univ.	87 087	75 884	109 843	73 507	102 955	82 679	101 345	77 747
Panel B : reste du Canada								
Statut matrimonial								
En couple	84 861	78 554	88 120	78 317	94 135	74 583	89 446	77 041
Célibataire	58 602	58 965	56 641	60 220	63 266	58 440	59 452	59 252
Niveau d'éducation								
DES et moins	68 178	59 142	74 120	54 177	64 350	48 956	68 968	54 220
Études collégiales	77 009	63 076	79 140	61 273	88 579	62 683	82 033	62 361
Diplôme univ.	113 451	80 032	108 465	83 423	117 676	83 606	113 524	82 408

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Les mêmes régressions que pour les femmes ont été estimées en considérant cette fois le sous-échantillon des hommes. Les coefficients d'intérêt se trouvent au tableau 18, alors que les résultats complets peuvent être trouvés en annexe aux tableaux A8 et A9. La différence notable par rapport aux résultats obtenus pour les femmes est que, quelle que soit la spécification utilisée, le coefficient associé à la variable « être parent » est significatif

et positif, alors qu'il est négatif chez les femmes. L'écart moyen est de l'ordre de 15,6 % au Québec et de 13,9 % dans le reste du Canada. Ce bonus lié à la paternité augmente même lorsque le nombre d'enfants passe d'un à deux. Ces résultats sont compatibles avec ceux de Phipps et coll. (2001) mais également avec la littérature recensée sur ce sujet (Budig, 2014).

Tableau 18 : Coefficients des variables d'intérêt, écarts de revenus liés à la paternité

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A : Québec							
Être père	0,156*** (0,027)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,103*** (0,038)	0,080** (0,039)	0,085** (0,040)	0,086** (0,042)	0,086** (0,039)	0,087** (0,039)
Deux enfants	—	0,203*** (0,030)	0,166*** (0,033)	0,171*** (0,033)	0,172*** (0,034)	0,171*** (0,033)	0,173*** (0,033)
Trois enfants et plus	—	0,143*** (0,038)	0,127*** (0,038)	0,133*** (0,039)	0,132*** (0,039)	0,132*** (0,038)	0,134*** (0,038)
Observations	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951
Panel B : reste du Canada							
Être père	0,139*** (0,013)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,078*** (0,007)	0,024* (0,011)	0,024* (0,013)	0,030* (0,014)	0,025* (0,011)	0,025* (0,012)
Deux enfants	—	0,168*** (0,017)	0,105*** (0,009)	0,105*** (0,008)	0,108*** (0,008)	0,107*** (0,008)	0,107*** (0,008)
Trois enfants et plus	—	0,163*** (0,030)	0,098*** (0,026)	0,099*** (0,022)	0,100*** (0,022)	0,100*** (0,024)	0,100*** (0,024)
Observations	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Ce tableau rapporte les coefficients d'intérêt des régressions présentées aux tableaux A8 et A9, lesquelles sont pondérées en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les colonnes sont présentées dans le même ordre que dans les tableaux sources. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

6. Résultats : trajectoires de revenus et données de l'ELIA

Dans cette section, nous présentons les estimations portant sur les trajectoires de revenus d'emploi des parents relativement à la naissance de leur premier enfant, au Québec ainsi que dans le reste du Canada (les résultats correspondants pour l'ensemble du Canada sont présentés en annexe). Nous présentons dans un premier temps quelques statistiques descriptives sur les mères et les femmes n'ayant jamais eu d'enfant⁴.

6.1. ELIA : statistiques descriptives

Le tableau 19 présente certaines caractéristiques moyennes des mères et des femmes sans enfant âgées de 25 à 54 ans pour toutes les années de référence vivant au Québec et dans le reste du Canada.

Tableau 19 : Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Âge	54,5 (11,1)	50,9 (10,0)	54,0 (10,8)	47,6 (12,1)
Âge des mères à la 1 ^{re} naissance	26,5 (4,9)	—	26,2 (5,6)	—
Nombre d'années d'éducation	13,1 (3,8)	14,0 (4,0)	13,9 (3,5)	15,5 (3,7)
Expérience potentielle	35,3 (12,9)	31,0 (14,8)	34,0 (12,2)	26,1 (13,4)
Expérience effective	21,1 (12,0)	22,7 (13,1)	20,3 (11,9)	20,5 (12,1)
Heures travaillées	34,5 (12,0)	36,0 (12,0)	34,1 (13,4)	36,7 (13,0)
Nombre d'employeurs	1,6 (2,3)	2,1 (2,2)	1,6 (1,5)	2,1 (1,6)
Ancienneté	12,1 (10,8)	10,8 (10,3)	11,1 (10,3)	9,1 (9,1)
Personnes-années	33 971	4 644	145 863	19 037
Personnes	1 766	378	7 245	1 564

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

⁴ Les statistiques concernant les hommes sont disponibles auprès des auteures.

Au Québec, la dernière année où elles sont observées, c'est-à-dire en 2013, les mères sont âgées de 54,5 ans contre 50,9 ans en moyenne pour les femmes sans enfant⁵. Au moment d'avoir leur premier enfant, les mères québécoises sont âgées de 26,5 ans en moyenne. Les mères ont en moyenne 13,1 années d'éducation, soit une année de moins que les femmes n'ayant jamais eu d'enfant. L'expérience potentielle, calculée comme l'âge en 2013 moins le nombre d'années d'éducation moins six, représente le nombre d'années d'expérience d'une femme sans interruption de carrière. Ainsi, nous pouvons confronter cette mesure à l'expérience professionnelle effective (telle que rapportée par les individus). Les mères québécoises ont en moyenne 21,1 années d'expérience professionnelle, ce qui se trouve à être 1,6 année de moins que l'expérience professionnelle rapportée par les femmes sans enfant. On peut en déduire que les mères s'absentent du marché du travail pendant environ 14 ans en moyenne et que les femmes n'ayant jamais eu d'enfant s'absentent en moyenne huit années du marché du travail. La différence peut être partiellement expliquée par la prise de congés parentaux. Enfin, durant les cinq dernières années, c'est-à-dire de 2007 à 2012, les mères québécoises ont travaillé en moyenne 34,5 heures par semaine, soit moins que la moyenne d'heures travaillées par semaine des femmes sans enfant, qui est de 36 heures.

Dans le reste du Canada, les résultats obtenus sont sensiblement les mêmes que ceux obtenus pour le Québec. Nous pouvons néanmoins souligner quelques particularités. Les femmes sans enfant sont en moyenne plus jeunes qu'au Québec (respectivement 47,6 ans contre 50,9 ans). Dans le reste du Canada, les femmes sans enfant sont plus éduquées qu'au Québec (elles ont en moyenne 1,5 année d'éducation de plus). En ce qui concerne l'expérience effective, il semblerait que les femmes sans enfant aient plus d'expérience dans le reste du Canada.

Le tableau 20 présente les revenus d'emploi moyens des femmes sans enfant et des mères, sans égard au fait qu'elles aient travaillé ou non (donc en incluant des zéros pour

⁵ Nous notons également que l'âge courant moyen au cours de la période (non présenté dans le tableau, mais calculé par les auteures) est de 39,2 ans pour les mères et de 37,5 ans pour les femmes sans enfant au Québec; 39 et 36,1 ans respectivement pour le reste du Canada.

celles ne travaillant pas), en fonction du statut matrimonial, de la scolarité, du pays d'origine ou encore du nombre d'enfants. Figure également le montant moyen des prestations d'assurance-emploi perçues.

Tableau 20 : Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Revenus d'emploi	25 410 (28 104)	32 500 (26 417)	28 829 (34 715)	40 776 (32 385)
Prestations d'assurance-emploi	1 313 (3 640)	1 004 (3 352)	1 085 (3 298)	685 (2 680)
<i>Par niveau d'éducation :</i>				
Sans diplôme	9 105 (13 410)	13 653 (14 517)	13 188 (16 749)	18 230 (21 138)
DES	20 839 (25 352)	30 574 (20 531)	22 599 (23 312)	32 807 (27 434)
Diplôme collégial	26 099 (23 091)	33 203 (23 541)	28 929 (28 710)	36 036 (24 463)
Diplôme universitaire	43 048 (38 298)	41 942 (31 797)	42 841 (48 994)	51 636 (37 255)
<i>Par statut matrimonial :</i>				
En couple	26 681 (29 098)	34 013 (27 776)	28 211 (33 458)	41 113 (34 756)
Séparées	25 065 (25 930)	23 533 (22 674)	28 742 (27 838)	31 790 (27 639)
Seules	24 286 (22 325)	32 873 (25 702)	26 361 (24 871)	39 867 (31 178)
<i>Pays d'origine :</i>				
Canada	26 169 (28 282)	33 235 (26 948)	29 599 (36 347)	41 571 (32 063)
Autre pays	18 863 (25 005)	24 024 (20 193)	26 383 (28 651)	39 407 (33 754)
<i>Par nombre d'enfants :</i>				
1 enfant	30 812 (26 408)	—	32 129 (28 920)	—
2 enfants	26 226 (30 041)	—	31 204 (39 134)	—
3 enfants et plus	19 367 (24 609)	—	24 046 (30 289)	—

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Dans la plupart des catégories, on constate que les femmes sans enfant ont des revenus supérieurs à ceux des mères. Cependant, on observe des particularités au Québec, où les mères ayant un diplôme universitaire, celles qui sont séparées et celles qui sont divorcées ont des revenus plus élevés que les femmes sans enfant (appartenant aux mêmes catégories). Ceci n'est pas le cas dans le reste du Canada. Une comparaison interprovinciale

des revenus nous permet de voir d'une part que dans la majorité des cas les revenus sont moins élevés au Québec que dans le reste du Canada. Quelques exceptions apparaissent parmi les mères qui ont un diplôme universitaire, qui vivent en union de fait ou qui sont séparées, où les revenus sont plus élevés. D'autre part, on constate que les différences de revenus entre les mères et les femmes sans enfant sont moins prononcées au Québec. Au Québec, ce sont les mères non diplômées qui subissent les pénalités liées à la maternité les plus importantes (20 839 \$ comparé à 30 574 \$, soit une différence de 47 %). En revanche, dans le reste du Canada, ce sont les mères en couple qui sont les plus affectées par ces pénalités (28 211 \$ comparé à 41 193 \$, soit une différence de 46 %). Au Québec, le montant d'assurance-emploi perçu par année par les mères est de 1 313 \$ en moyenne (1 085 \$ dans le reste du Canada), soit presque un tiers de plus que le montant perçu par les femmes sans enfant, qui reçoivent 1 004 \$ en moyenne par an (685 \$ dans le reste du Canada).

Tableau 21 : Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant

	Québec		Reste du Canada	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
1 ^{er} quartile	0	0	0	0
Médiane	15 779	24 799	14 821	30 827
3 ^e quartile	38 278	44 580	41 063	54 485

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Le tableau 21 présente les revenus par quartiles des mères et des femmes sans enfant, tant pour les femmes ayant un emploi que celles ne faisant pas partie de la population active (d'où les zéros au premier quartile). Il en ressort les mêmes conclusions que celles du tableau précédent, à savoir que les revenus des femmes, sans égard au fait qu'elles aient ou non des enfants, sont généralement plus élevés dans le reste du Canada qu'au Québec (l'exception étant la médiane des mères). De plus, les écarts de revenus sont moins importants entre les mères et les femmes sans enfant au Québec, et ce, quel que soit le quartile considéré.

Le tableau 22 présente les revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant. La troisième et la sixième colonne présentent la différence en

pourcentage entre les revenus perçus l'année courante et ceux perçus l'année précédant la naissance. Cette représentation permet de visualiser rapidement les trajectoires de revenus des mères relativement à la naissance de leur premier enfant. Ainsi, nous constatons que les mères subissent des pertes de revenus de l'ordre de 42 à 43 % l'année immédiatement suivant la naissance. Elles récupèrent cependant une portion importante de leur revenu au cours des années suivantes, mais vingt ans après elles subissent encore des pertes de 13 % au Québec et de 11 % dans le reste du Canada. Rappelons que ces analyses sont effectuées sur les revenus sans tenir compte d'aucun autre facteur. La section suivante présente les résultats des analyses avec contrôles.

Tableau 22 : Moyennes des revenus d'emploi des mères relativement à la naissance de leur premier enfant

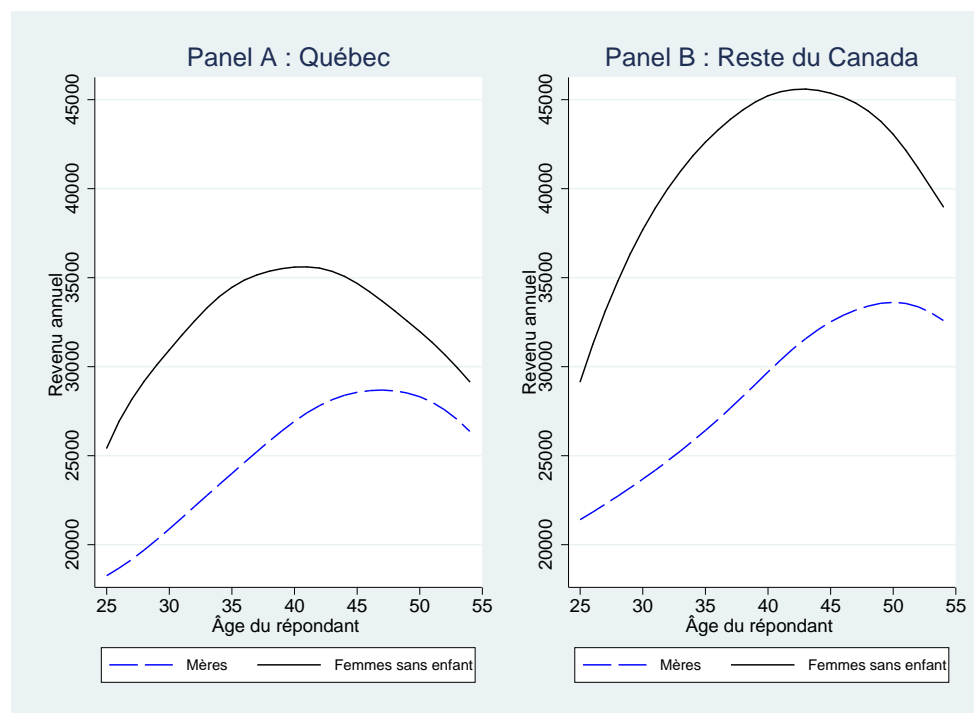
	Québec			Reste du Canada		
	Moyenne	Écart-type	Changement par rapport à l'année avant la naissance (%)	Moyenne	Écart-type	Changement par rapport à l'année avant la naissance (%)
5 ans avant	33 089	(31 820)	3,57	35 044	(24 556)	-4,74
4 ans avant	34 445	(32 542)	7,82	34 201	(22 712)	-7,03
3 ans avant	34 428	(34 617)	7,76	33 360	(23 786)	-9,31
2 ans avant	35 809	(28 795)	12,09	34 742	(23 809)	-5,56
1 an avant	31 947	(25 459)	—	36 786	(24 352)	—
1 ^{re} naissance	18 210	(21 551)	-43,00	21 316	(26 079)	-42,05
1 an après	22 255	(28 674)	-30,34	23 270	(25 663)	-36,74
2 ans après	22 185	(26 444)	-30,56	23 469	(27 155)	-36,20
3 ans après	22 173	(27 341)	-30,60	22 830	(27 020)	-37,94
4 ans après	23 173	(27 444)	-27,46	23 565	(29 018)	-35,94
5 ans après	23 778	(27 948)	-25,57	23 828	(34 537)	-35,23
6 ans après	24 377	(27 858)	-23,70	23 829	(29 871)	-35,22
7 ans après	25 097	(30 890)	-21,44	24 430	(31 113)	-33,59
8 ans après	24 430	(29 575)	-23,53	25 184	(31 443)	-31,54
9 ans après	24 148	(26 614)	-24,41	26 065	(35 631)	-29,15
10 ans après	24 437	(26 661)	-23,51	26 974	(39 281)	-26,67
11 ans après	24 763	(27 094)	-22,49	27 603	(42 139)	-24,96
12 ans après	25 586	(27 816)	-19,91	28 499	(48 321)	-22,53
13 ans après	25 608	(28 221)	-19,84	29 396	(45 265)	-20,09
14 ans après	25 512	(29 146)	-20,14	30 156	(43 246)	-18,02
15 ans après	26 814	(29 016)	-16,07	30 987	(40 675)	-15,76
16 ans après	26 456	(28 299)	-17,19	31 242	(40 213)	-15,07
17 ans après	26 839	(27 847)	-15,99	32 218	(48 626)	-12,42
18 ans après	27 067	(27 672)	-15,28	32 009	(33 216)	-12,99
19 ans après	26 856	(28 066)	-15,94	32 508	(34 206)	-11,63
20 ans après	27 851	(30 032)	-12,82	32 895	(35 015)	-10,58

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Avant de nous tourner vers les analyses de régression, lesquelles permettent de neutraliser l'effet de nombreuses caractéristiques observables ainsi que non observables si stables dans le temps, nous présentons maintenant une série de figures sur les données brutes des trajectoires de revenus des mères suivant la naissance de leur premier enfant, en fonction de leur âge, du nombre d'enfants, de leur statut matrimonial et de leur niveau d'éducation. Le panel A de la figure 1 illustre la trajectoire de revenus des mères et des femmes sans enfant au Québec. À tout âge, les femmes sans enfant ont, en moyenne, des revenus supérieurs à ceux des mères. Cependant, le revenu moyen des femmes sans enfant décroît plus tôt que celui des mères (41 ans et 48 ans pour les mères), diminuant ainsi l'écart de salaire observé entre les deux groupes. Au panel B de la figure 1, nous pouvons voir que, dans le reste du Canada, les femmes sans enfant ont un revenu moyen supérieur à celui des mères et que leurs trajectoires de revenus sont assez semblables. L'écart observé entre les deux groupes semble aussi s'atténuer avec l'âge, mais de manière moins prononcée qu'au Québec.

Figure 1 : Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge

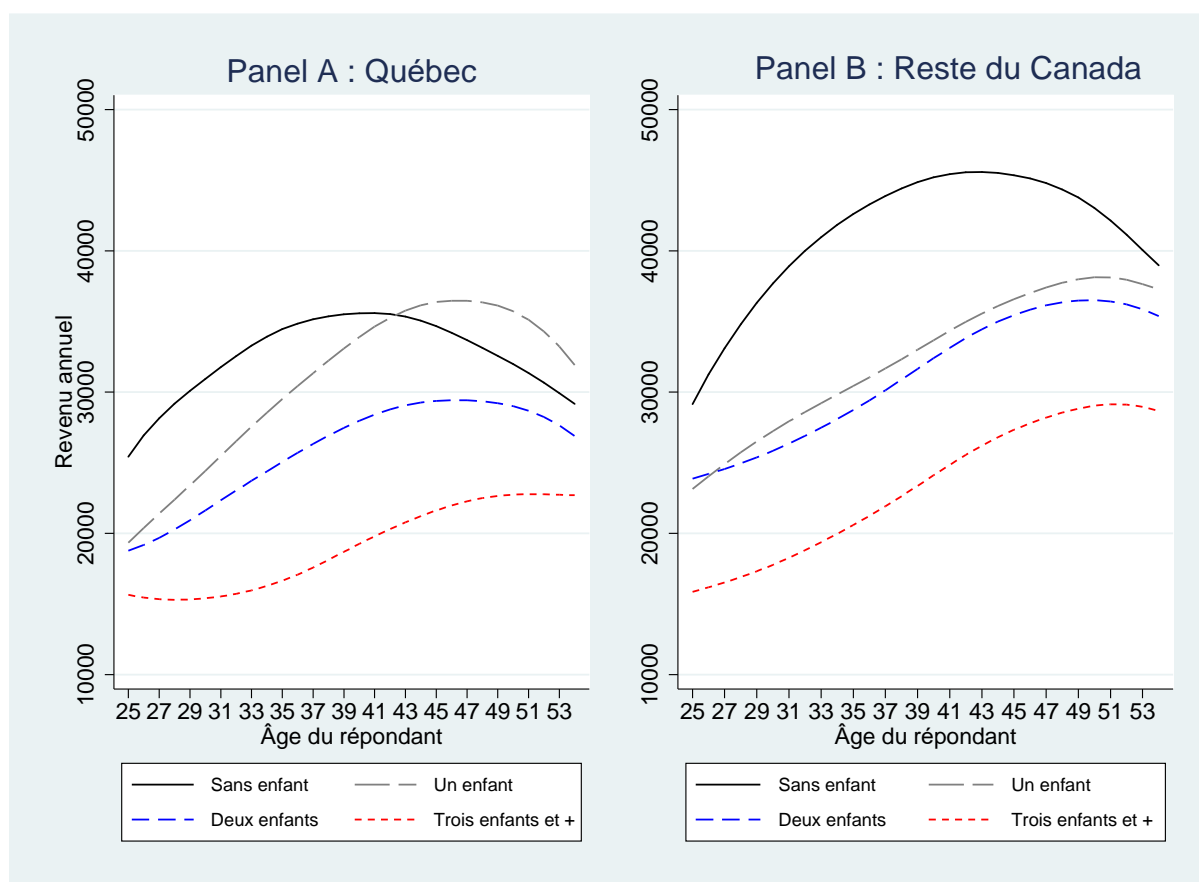


Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

À la figure 2, les trajectoires de revenus sont présentées selon le nombre d'enfants. De manière générale, l'écart de revenus entre mères et femmes sans enfant s'accroît avec le nombre d'enfants. En effet, l'écart le plus important est observé entre le revenu moyen des femmes sans enfant et celui des femmes ayant trois enfants ou plus. Cependant, au Québec, le revenu moyen des mères ayant un enfant rattrape celui des femmes sans enfant à partir de 43 ans. Dans le reste du Canada, les trajectoires de revenus des mères ayant un ou deux enfants sont sensiblement les mêmes et à tout âge les femmes sans enfant gagnent plus que les mères.

Figure 2 : Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants



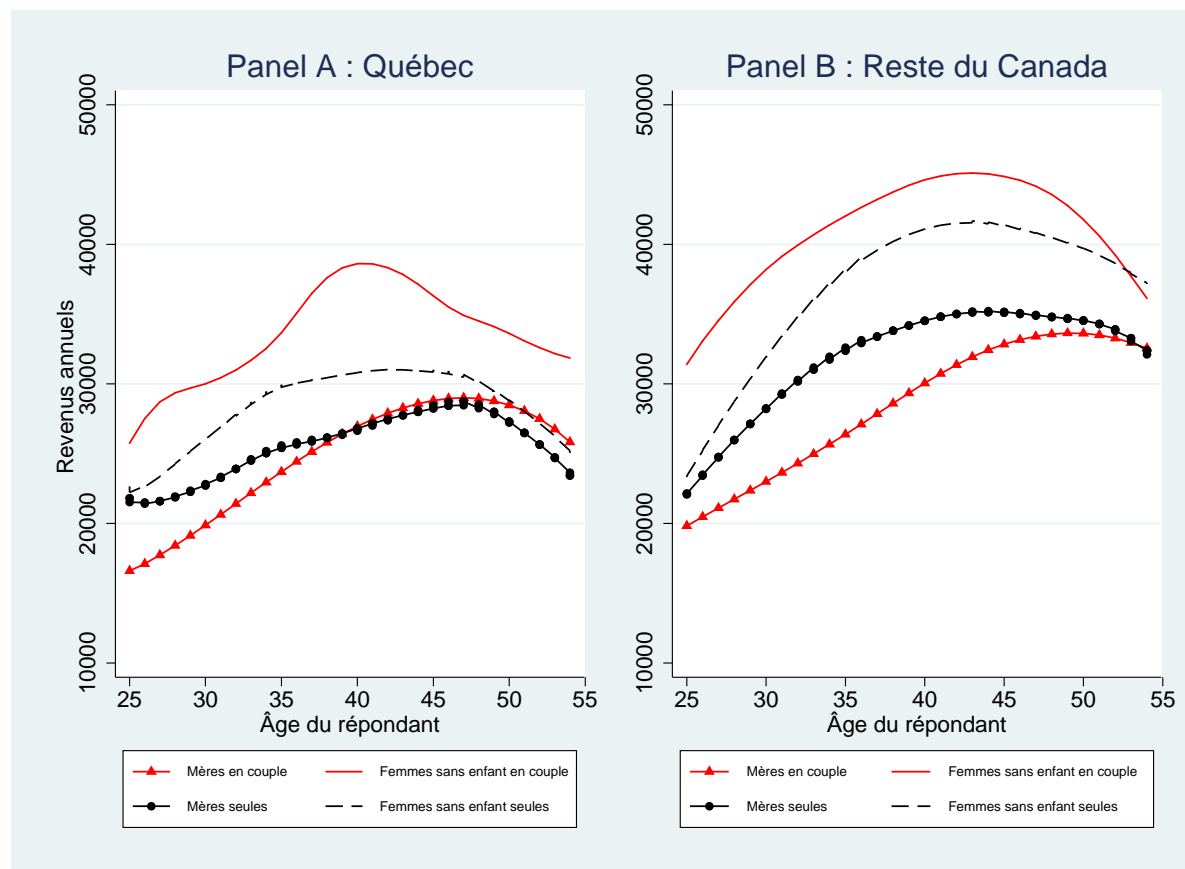
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

La figure 3 présente les mêmes trajectoires de revenus, mais cette fois-ci selon le statut matrimonial divisé en deux catégories : en couple ou célibataire. Dans les deux contextes, l'écart le plus grand est observé entre les femmes sans enfant en couple et les

mères en couple. Au Québec par contre, à partir de 40 ans, celles qui sont en couple ont un revenu supérieur à celles qui sont seules. Si l'on s'intéresse aux différences à l'intérieur des groupes de statut matrimonial, on constate que l'écart de revenus d'emploi observé entre les mères en couple et les femmes sans enfant en couple est plus marqué que l'écart de revenus correspondant observé chez les femmes seules. Cette conclusion est observée dans les deux cas, au Québec et dans le reste du Canada.

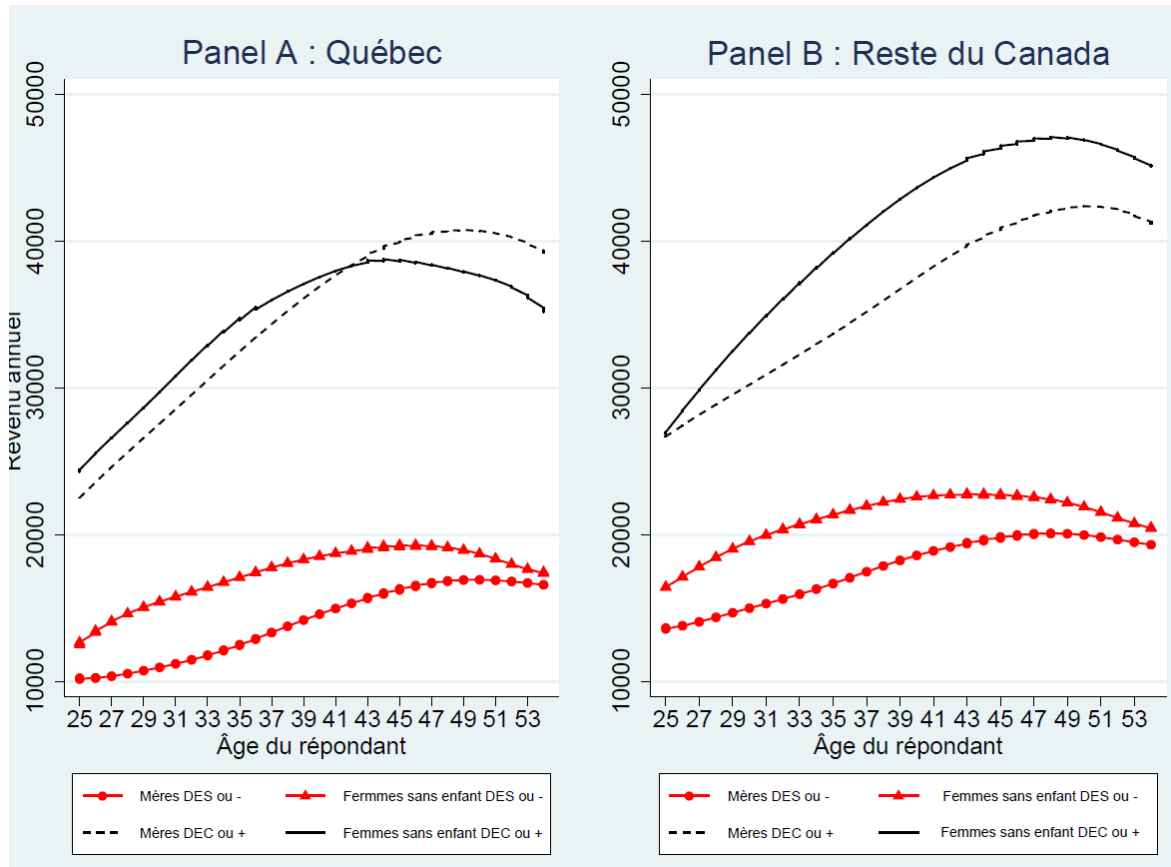
Figure 3 : Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Figure 4 : Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation



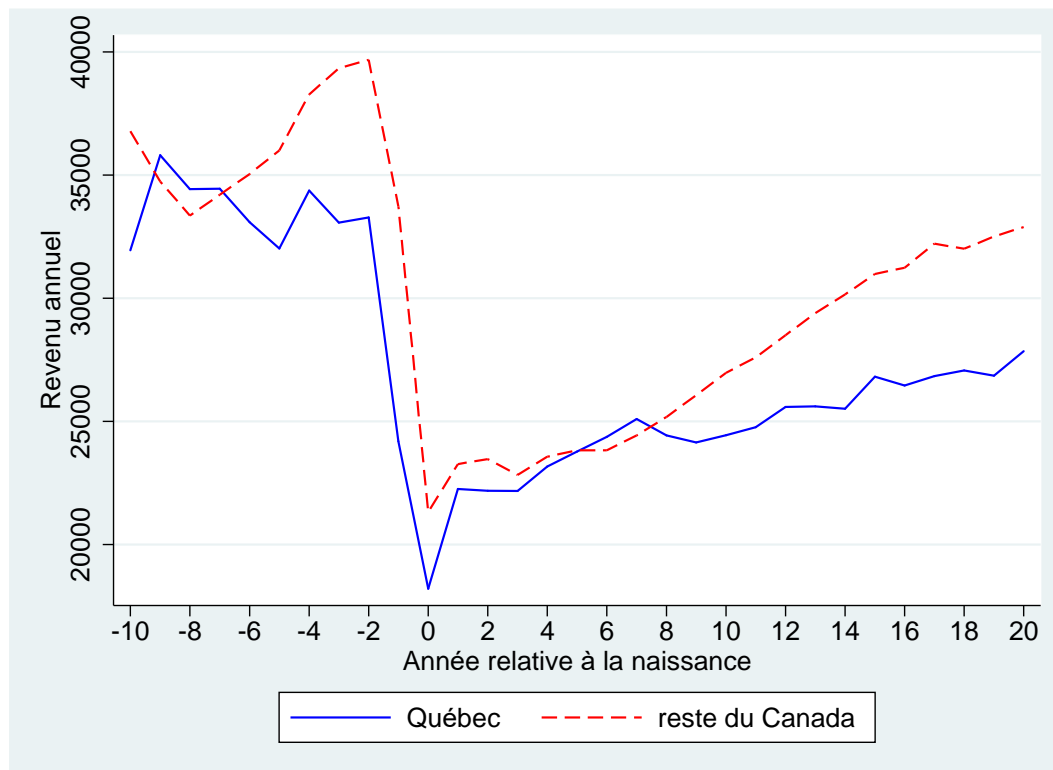
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Une autre question importante à aborder consiste à savoir si l'écart lié à la maternité affecte de la même manière les femmes plus éduquées et celles qui le sont moins. La figure 4 nous montre les trajectoires de revenus moyens des femmes avec un diplôme d'études secondaires ou moins et avec des études collégiales ou universitaires. Les mères moins éduquées sont celles qui enregistrent le niveau de revenus moyens le plus faible, quel que soit l'âge considéré, tandis que les femmes sans enfant plus éduquées sont celles qui ont le niveau de revenus moyens le plus élevé. L'écart de revenu initial entre les mères et les femmes sans enfant est plus grand chez les femmes moins éduquées. À niveau d'éducation donné, les trajectoires de revenu se ressemblent : les femmes avec enfants gagnent presque toujours moins que celles sans enfant. Il y a cependant une exception : au Québec le revenu moyen des mères rattrape celui des femmes sans enfant vers l'âge de

41 ans dans la catégorie des femmes plus éduquées. De plus, parmi le groupe moins éduqué, l'écart entre les mères et les femmes sans enfant est similaire au Québec et dans le reste du Canada et tend à s'estomper au-delà de 50 ans.

Figure 5 : Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant



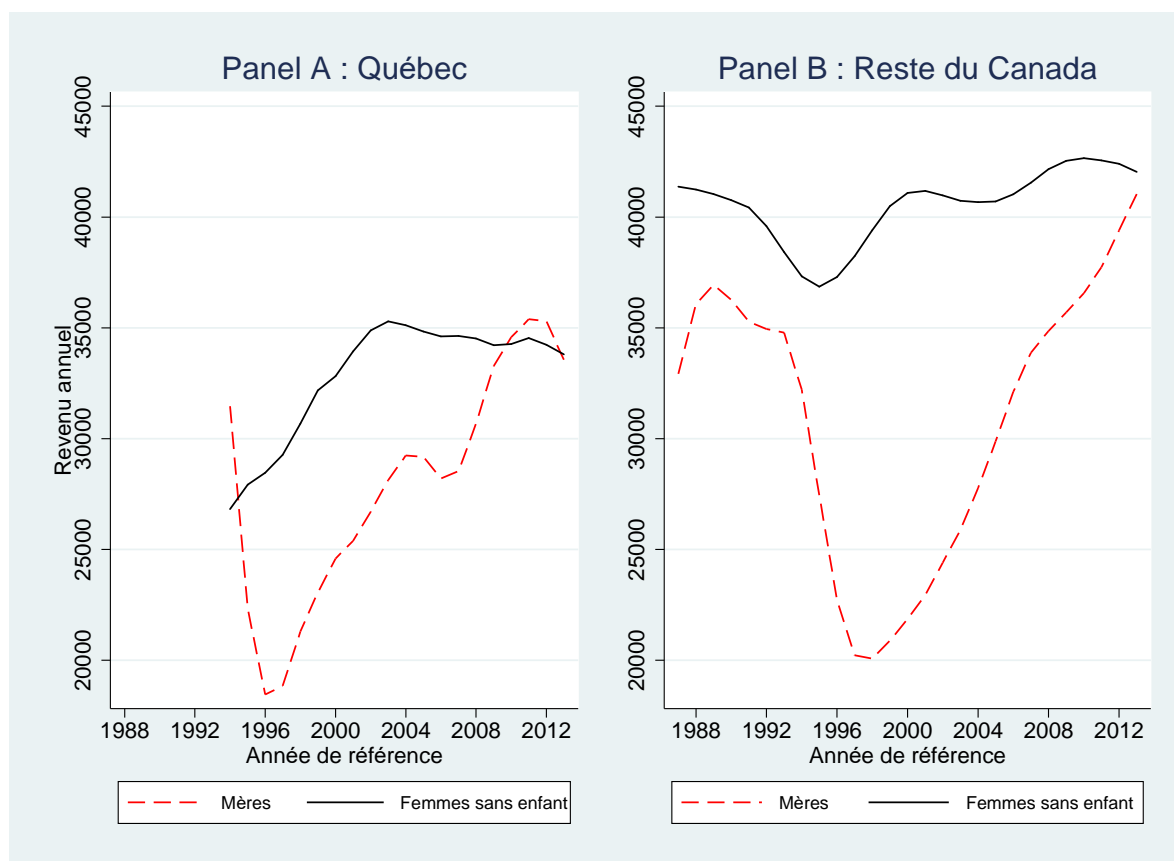
Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

La figure 5 trace la trajectoire des revenus des mères de 10 ans avant à 20 ans après la naissance de leur premier enfant. Il s'agit uniquement de revenus d'emploi, donc ne tenant pas compte des éventuelles prestations ou allocations sociales, mais incluant des valeurs de zéro pour les femmes ne travaillant pas. La baisse de revenus subie par les mères au moment de la naissance de leur premier enfant est plus importante au Québec que dans le reste du Canada et excède dans les deux cas 40 %. En comparaison, Zhang (2010) constatait plutôt une baisse de 30 %. Rappelons que son échantillon ne contenait que les mères prestataires de l'assurance-emploi et non pas l'ensemble des mères comme c'est le cas ici. De plus, il se concentrait sur une cohorte de mères ayant donné naissance entre 1991 et

2000. La figure 5 suggère clairement que les pertes subies ne sont toujours pas résorbées 20 ans après la naissance que ce soit au Québec ou dans le reste du Canada.

Figure 6 : Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les années avant 1994 sont omises pour le Québec par manque d'observations.

Afin de comparer l'évolution des revenus des mères par rapport aux femmes sans enfant, nous avons choisi la plus grande cohorte de naissance dans notre échantillon, soit 1996. Ainsi, la figure 6 trace la trajectoire de revenus des mères ayant eu leur premier enfant en 1996 ainsi que celle des femmes sans enfant⁶ durant la même période. Au Québec, les mères gagnent plus que les femmes sans enfant avant la naissance de leur premier enfant, ce qui n'est pas observé dans le reste du Canada. De plus, au Québec l'écart de

⁶ Ici les femmes sans enfant sont définies comme celles n'ayant jamais eu d'enfant et qui sont âgées de 25 à 54 ans.

revenu entre les mères et les femmes sans enfant semble moins accentué, et le revenu des mères rattrape celui des femmes sans enfant beaucoup plus tôt comparativement au reste du Canada (respectivement 2009 et 2013).

6.2. Trajectoires de revenus : estimations pour les mères

Les résultats des estimations des modèles à effets fixes sont rapportés au tableau 23. En rappel, la variable dépendante est composée des résidus de la régression du logarithme des revenus d'emploi sur des variables dichotomiques d'années ainsi que sur le taux de chômage par province. Les résultats présentés sont donc issus de la régression des résidus du logarithme des revenus d'emploi sur 25 variables dichotomiques représentant le nombre d'années précédant et suivant la naissance du premier enfant ainsi que l'expérience professionnelle et l'expérience professionnelle au carré. L'interprétation des coefficients se fait par rapport aux femmes sans enfant. Les résultats de la première étape de l'estimation, de laquelle sont issus les résidus utilisés ici, sont disponibles en annexe au tableau A15. Les résultats des spécifications avec revenus d'emploi seulement du tableau 23 sont repris visuellement à la figure 7, laquelle présente sur l'axe des X le temps par rapport à la naissance et sur l'axe des Y les coefficients estimés, soit la différence de revenus entre mères et femmes sans enfant, et ce, pour le Québec et le reste du Canada séparément.

Les résultats montrent que les mères avant la naissance de leur premier enfant gagnent en moyenne plus que les femmes sans enfant. Cet effet est présent tant au Québec que dans le reste du Canada. Avant la naissance de leur premier enfant, les futures mères du Québec touchent approximativement de 5 à 30 % plus que les femmes sans enfant, alors que dans le reste du Canada cet écart est de 17 à 38 %, selon l'année et la spécification utilisées. Ceci soulève la question de la sélection du groupe de futures mères : clairement, les femmes qui font le choix d'avoir un enfant diffèrent de celles ne faisant pas ce choix, et ce, d'une manière corrélée positivement avec les revenus d'emploi. Un modèle économétrique plus élaboré devrait prendre en compte cette question de sélection afin d'éviter l'introduction de biais dans l'estimation.

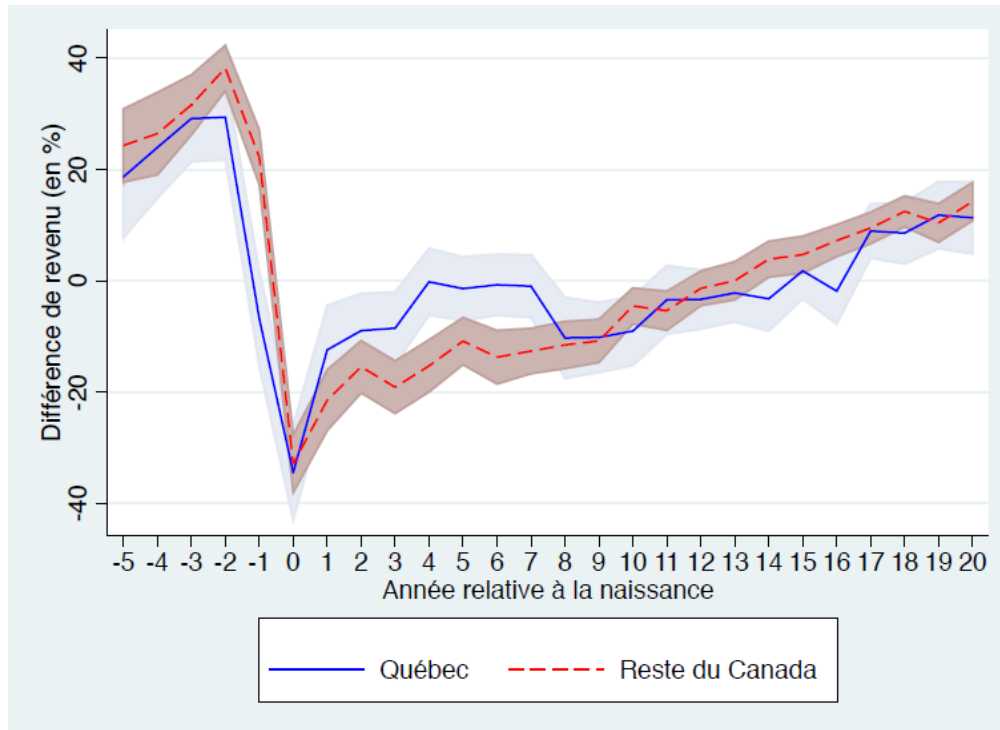
Tableau 23 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Québec		Reste du Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	0,187*** (0,056)	0,091 (0,051)	0,243*** (0,034)	0,168*** (0,033)
4 ans avant	0,239*** (0,047)	0,146*** (0,044)	0,264*** (0,038)	0,196*** (0,037)
3 ans avant	0,291*** (0,037)	0,177*** (0,034)	0,316*** (0,028)	0,248*** (0,026)
2 ans avant	0,294*** (0,039)	0,166*** (0,035)	0,382*** (0,021)	0,303*** (0,019)
1 an avant	0,068 (0,044)	0,051 (0,029)	0,222*** (0,025)	0,227*** (0,023)
1 ^{re} naissance	-0,344*** (0,043)	-0,074** (0,028)	-0,329*** (0,026)	-0,058** (0,020)
1 an après	-0,124** (0,041)	-0,077* (0,031)	-0,214*** (0,028)	-0,171*** (0,023)
2 ans après	-0,090** (0,034)	-0,063* (0,027)	-0,155*** (0,024)	-0,115*** (0,021)
3 ans après	-0,085* (0,033)	-0,085** (0,029)	-0,191*** (0,024)	-0,154*** (0,021)
4 ans après	-0,002 (0,031)	-0,012 (0,026)	-0,153*** (0,024)	-0,136*** (0,021)
5 ans après	-0,014 (0,029)	-0,020 (0,025)	-0,108*** (0,022)	-0,114*** (0,020)
6 ans après	-0,007 (0,028)	-0,050 (0,026)	-0,137*** (0,025)	-0,137*** (0,020)
7 ans après	-0,001 (0,029)	0,001 (0,022)	-0,126*** (0,021)	-0,130*** (0,019)
8 ans après	-0,103** (0,037)	-0,079** (0,028)	-0,115*** (0,022)	-0,115*** (0,020)
9 ans après	-0,102** (0,032)	-0,089** (0,029)	-0,108*** (0,020)	-0,126*** (0,019)
10 ans après	-0,091** (0,032)	-0,094*** (0,028)	-0,045** (0,016)	-0,070*** (0,016)
11 ans après	-0,034 (0,031)	-0,055 (0,028)	-0,054** (0,018)	-0,065*** (0,017)
12 ans après	-0,033 (0,027)	-0,050* (0,025)	-0,014 (0,016)	-0,030* (0,015)
13 ans après	-0,022 (0,026)	-0,044 (0,029)	0,000 (0,017)	-0,008 (0,017)
14 ans après	-0,032 (0,029)	-0,029 (0,027)	0,039* (0,016)	0,035* (0,015)
15 ans après	0,017 (0,025)	0,015 (0,025)	0,047** (0,017)	0,039* (0,017)
16 ans après	-0,018 (0,030)	-0,019 (0,028)	0,072*** (0,015)	0,067*** (0,014)
17 ans après	0,089*** (0,024)	0,079*** (0,023)	0,095*** (0,014)	0,086*** (0,014)
18 ans après	0,085** (0,028)	0,080** (0,026)	0,125*** (0,014)	0,117*** (0,014)
19 ans après	0,118*** (0,030)	0,101*** (0,029)	0,104*** (0,018)	0,106*** (0,016)
20 ans après	0,113*** (0,033)	0,115*** (0,030)	0,142*** (0,018)	0,144*** (0,016)
Constante	-0,003 (0,002)	-0,004* (0,002)	-0,008* (0,001)	-0,010*** (0,001)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓	✓	✓
Personnes-années	20 354	20 819	81 908	83 580
Personnes	1 757	1 769	7 154	7 179

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les coefficients sont exprimés en comparaison au groupe contrôle, c'est-à-dire les femmes sans enfant. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Figure 7 : Trajectoires de revenus d'emploi, femmes



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés présentés au tableau 23. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Lors de l'année de naissance du premier enfant, les mères québécoises gagnent environ 34,4 % de moins que les femmes sans enfant, toutes choses étant égales par ailleurs, bien que ce manque à gagner passe à 7,4 % lorsque les prestations d'assurance-emploi (dont le Régime québécois d'assurance parentale fait partie) sont prises en compte. La pénalité liée à la maternité encourue par les mères à la suite de la naissance de leur premier enfant diminue considérablement dès la deuxième année, passant de -34,4 à -12,4 %. Dans le reste du Canada, les chiffres sont relativement similaires. En effet, la pénalité lors de l'année de la naissance est de -32,9 % et passe lors de l'année suivant la naissance à approximativement -21,4 %. L'effet ne se résorbe pour être statistiquement non différent de zéro qu'à la douzième année après la naissance. Entre ces deux années, l'effet diminue graduellement. Au Québec, la pénalité diminue beaucoup plus rapidement et n'est statistiquement différente de zéro que pour les trois premières années après la

naissance du premier enfant, bien qu'elle revienne aux années huit, neuf et dix. L'écart pour les mères québécoises devient positif et significatif après 17 ans tandis que dans le reste du Canada, celui-ci devient positif après 14 ans, montrant que les mères touchent alors des revenus d'emploi plus élevés que les femmes sans enfant—à l'instar des années prénaisance du premier enfant.

Bien que notre analyse ne prétend pas établir de lien causal entre les politiques publiques sur la situation des mères par rapport aux femmes sans enfant, les différences que nous rapportons entre le Québec et le reste du Canada sont indicatives de possibles effets de la politique familiale du Québec sur les conditions des mères. La littérature économique a déjà documenté que les services de garde subventionnés ont eu une influence positive sur l'offre de travail des femmes ainsi que sur leurs revenus : Lefebvre et Merrigan (2008) rapportent que cet effet est de l'ordre de 13 % sur la participation au marché du travail, de 22 % sur les heures annuelles de travail et de plus de 2 000 \$ en moyenne sur les revenus d'emploi annuels. L'introduction du Régime québécois d'assurance parentale, en 2006, pourrait également avoir joué un rôle en favorisant un meilleur maintien du lien avec l'employeur lors de la naissance d'un enfant. Cependant, nous notons que notre analyse s'étend sur des années regroupant les périodes avant les réformes de politique familiale mentionnée ci-dessus et après. Nous suggérons qu'une analyse future devrait se pencher sur une identification causale des effets de ces changements sur les trajectoires de revenus d'emploi des mères après la naissance de leurs enfants. Les données de l'ELIA devraient être priorisées pour une telle étude puisque celles-ci permettent d'utiliser un modèle à effets fixes mieux à même de capturer l'hétérogénéité entre les individus.

6.3. Trajectoires de revenus : estimations pour les pères

À titre de comparaison, une analyse similaire a été réalisée auprès d'un sous-échantillon composé de pères et d'hommes sans enfant âgés entre 25 et 54 ans à chaque période⁷. Les résultats des estimations des modèles à effets fixes sont rapportés au tableau 24. Ces résultats montrent que globalement les trajectoires de revenus des hommes

⁷ Les statistiques descriptives concernant ce sous-échantillon composé d'hommes ne sont pas présentées ici, mais sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

sont peu affectées par l'arrivée du premier enfant. Au Québec, l'année précédant la première naissance, les futurs pères ont des revenus supérieurs à ceux des hommes sans enfant d'environ 6 %. Toutefois, au moment de la naissance et les années subséquentes, les deux groupes ont des revenus qui ne sont pas statistiquement différents. La situation dans le reste du Canada est semblable, c'est-à-dire que les trajectoires de revenus des pères sont globalement peu affectées par l'arrivée d'un enfant. On note cependant que, l'année de naissance du premier enfant, les pères ont des revenus supérieurs à ceux des hommes sans enfant d'environ 4 %, des différences qui se résorbent rapidement. La prise en compte des prestations d'assurance-emploi dans les revenus semble accroître le revenu total des pères par rapport aux hommes sans enfant lors des années entourant la naissance, mais ceci n'est observé qu'au Québec.

Les résultats des spécifications avec revenus d'emploi seulement du tableau 24 sont repris visuellement à la figure 8, laquelle présente sur l'axe des X le temps par rapport à la naissance et sur l'axe des Y les coefficients estimés, soit la différence de revenus entre pères et hommes sans enfant, et ce, pour le Québec et le reste du Canada séparément.

Ainsi, contrairement à Budig (2014) et à notre analyse des données de l'ESG, notre analyse de données de l'ELIA ne suggère pas que les pères au Québec ou dans le reste du Canada voient leurs revenus augmenter à la suite de l'arrivée d'un premier enfant. Nos analyses basées sur l'ESG, tout comme les études antérieures, utilisaient des variables de contrôle pour assurer la comparabilité des groupes d'hommes avec et sans enfant. L'ELIA nous permet de suivre la trajectoire de revenus des hommes et donc d'observer les variations de revenus à travers le temps pour un même individu. Nos résultats suggèrent que les pères et les hommes sans enfant diffèrent selon des caractéristiques observables et inobservables, et que celles-ci seraient à la base de la différence entre les revenus des pères et des hommes sans enfant. Il n'y aurait donc pas de bonus lié à la paternité au Québec ou au Canada, mais plutôt une sélection différentielle entre les pères et les hommes sans enfant.

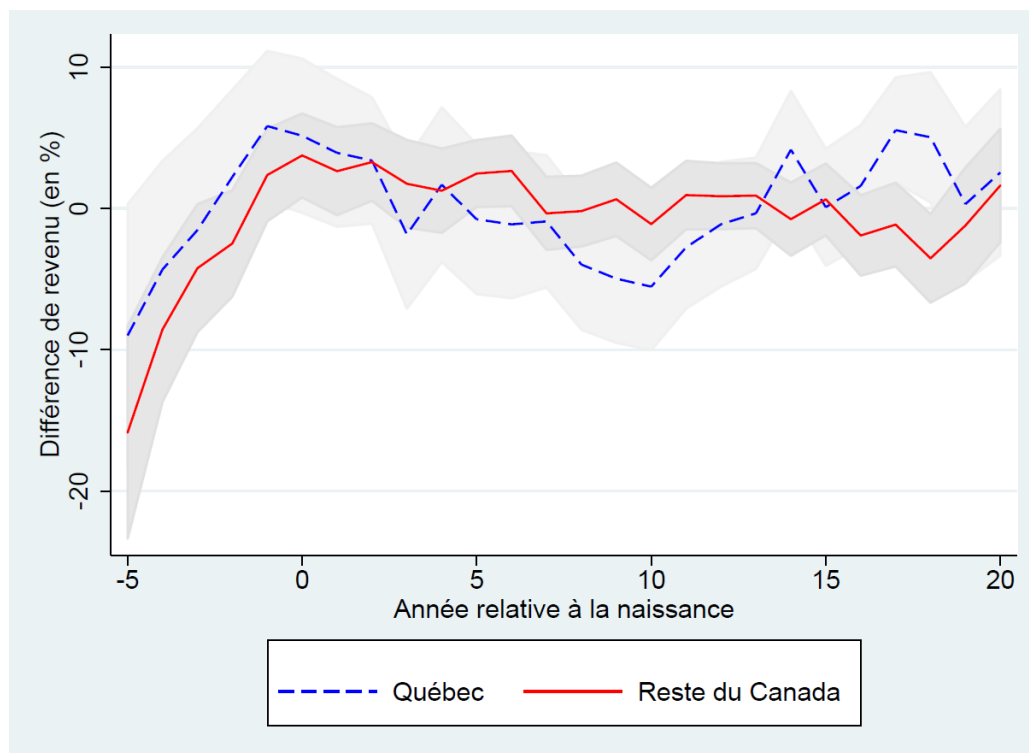
Tableau 24 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Québec		Reste du Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	-0,090 (0,047)	-0,082 (0,045)	-0,159*** (0,038)	-0,160*** (0,037)
4 ans avant	-0,043 (0,039)	-0,045 (0,037)	-0,086** (0,026)	-0,091*** (0,025)
3 ans avant	-0,015 (0,037)	-0,016 (0,034)	-0,042 (0,023)	-0,040 (0,022)
2 ans avant	0,022 (0,031)	0,014 (0,030)	-0,025 (0,019)	-0,030 (0,018)
1 an avant	0,058* (0,027)	0,059* (0,024)	0,024 (0,017)	0,019 (0,016)
1 ^{re} naissance	0,052 (0,028)	0,059* (0,026)	0,038* (0,015)	0,036* (0,014)
1 an après	0,039 (0,027)	0,066** (0,021)	0,026 (0,016)	0,020 (0,015)
2 ans après	0,034 (0,023)	0,042* (0,020)	0,033* (0,014)	0,039** (0,013)
3 ans après	-0,018 (0,027)	-0,007 (0,025)	0,018 (0,016)	0,022 (0,015)
4 ans après	0,017 (0,028)	0,004 (0,029)	0,013 (0,015)	0,018 (0,012)
5 ans après	-0,008 (0,027)	-0,011 (0,025)	0,025* (0,012)	0,016 (0,012)
6 ans après	-0,011 (0,027)	-0,001 (0,024)	0,027* (0,013)	0,018 (0,012)
7 ans après	-0,009 (0,024)	-0,006 (0,021)	-0,003 (0,013)	-0,005 (0,013)
8 ans après	-0,040 (0,024)	-0,028 (0,021)	-0,002 (0,013)	0,013 (0,011)
9 ans après	-0,050* (0,023)	-0,067** (0,023)	0,007 (0,013)	0,012 (0,012)
10 ans après	-0,055* (0,023)	-0,058** (0,021)	-0,011 (0,013)	-0,006 (0,012)
11 ans après	-0,027 (0,022)	-0,028 (0,020)	0,010 (0,012)	0,005 (0,012)
12 ans après	-0,011 (0,023)	-0,018 (0,021)	0,009 (0,012)	0,016 (0,011)
13 ans après	-0,003 (0,020)	0,007 (0,016)	0,009 (0,012)	0,013 (0,011)
14 ans après	0,042* (0,021)	0,020 (0,022)	-0,008 (0,013)	-0,009 (0,013)
15 ans après	0,001 (0,021)	0,010 (0,020)	0,007 (0,013)	0,010 (0,012)
16 ans après	0,016 (0,022)	0,008 (0,021)	-0,019 (0,015)	-0,023 (0,015)
17 ans après	0,056** (0,019)	0,043* (0,020)	-0,011 (0,015)	-0,004 (0,014)
18 ans après	0,051* (0,024)	0,050* (0,022)	-0,035* (0,016)	-0,038* (0,016)
19 ans après	0,003 (0,028)	0,017 (0,025)	-0,012 (0,021)	-0,010 (0,019)
20 ans après	0,026 (0,030)	0,030 (0,027)	0,016 (0,020)	0,013 (0,020)
Constante	-0,007** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,009** (0,002)	-0,009*** (0,002)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓	✓	✓
Personnes-années	22 941	23 218	84 579	86 163
Personnes	1 795	1 801	6 744	6 767

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les coefficients sont exprimés en comparaison au groupe contrôle, c'est-à-dire les hommes sans enfant. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

Figure 8 : Trajectoires de revenus d'emploi, hommes



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux changements en pourcentage basés sur les coefficients estimés présentés au tableau 24. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les zones ombragées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

7. Conclusion

Les disparités salariales entre hommes et femmes sont bien documentées. Les différences de revenus entre les parents et les individus sans enfant sont moins connues, mais n'en demeurent pas moins préoccupantes. Une mère qui gagne moins d'argent aura moins de ressources à sa disposition pour investir dans l'éducation et la formation de capital humain de ses enfants. De plus, cette situation peut potentiellement toucher plus durement certains groupes déjà plus susceptibles de se retrouver en situation de pauvreté ou d'exclusion sociale, telles les mères monoparentales ou celles avec un faible niveau d'éducation. Malgré cela, peu d'études se sont penchées sur la question au Canada et, à notre connaissance, aucune spécifiquement sur le Québec. Ce rapport vise à rectifier cette situation en fournissant un état des lieux sur la question de l'écart lié à la maternité ou pénalité liée à la maternité, le nom donné dans la littérature économique aux écarts de salaires entre mères et femmes sans enfant.

Pour ce faire, nous avons fait appel à deux sources de données de Statistique Canada : l'Enquête sociale générale et l'Enquête longitudinale et internationale des adultes. Avec les données de l'ESG de 2001, de 2006 et de 2011, nous avons estimé par moindres carrés ordinaires des modèles expliquant les revenus d'emploi grâce à un certain nombre de variables explicatives, y compris si la personne a des enfants ou non, puis dans d'autres spécifications le nombre d'enfants. Les modèles sont estimés séparément pour le Québec et le reste du Canada afin de mettre en lumière les différences entre les deux régions.

Nos résultats confirment l'existence d'une pénalité liée à la maternité, mais uniquement pour les mères du reste du Canada. Celles-ci ont en moyenne gagné 6,3 % moins que les femmes sans enfant, à expérience, heures de travail hebdomadaires et âge égaux. Nous avons aussi trouvé que les écarts de revenus se creusent avec le nombre d'enfants, les pénalités étant de plus en plus élevées. Ainsi, bien qu'à un enfant, les mères québécoises n'ont pas en moyenne des revenus plus faibles que ceux des femmes sans enfant, une petite différence apparaît à deux enfants et se confirme avec trois enfants et plus. Là, les pénalités sont de l'ordre de 10 à 23 %. Dans le reste du Canada, tous ces écarts sont de magnitude plus élevée, ce qui suggère que le phénomène de pénalité liée à la

maternité est plus problématique hors Québec. Il faut ici rappeler que notre analyse n'est pas causale. Nous ne pouvons donc pas affirmer que les politiques familiales du Québec ont amené des pénalités liées à la maternité plus faibles. Il faudrait pour ceci faire une analyse de politiques publiques dans laquelle la question de l'identification causale serait abordée adéquatement. Par contre, nous pouvons mentionner que nos résultats font état d'une corrélation entre la province de résidence et la magnitude de la pénalité liée à la maternité et qu'il est possible, bien que non confirmé, que les politiques familiales du Québec telles que les subventions aux services de garde et les congés parentaux aident les mères à garder un attachement au marché du travail et un niveau de revenus plus en ligne avec ceux des femmes sans enfant.

Faits importants à noter : une analyse par sous-groupe nous a montré que les mères québécoises qui sont particulièrement touchées par la pénalité liée à la maternité sont les mères moins éduquées (pénalité de 8,8 %), c'est-à-dire ayant un diplôme d'études secondaires ou moins, ainsi que les mères monoparentales (pénalité de 10,9 %). Dans le reste du Canada, nous avons trouvé des chiffres similaires pour les femmes moins éduquées, mais par contre là ce sont les mères mariées qui connaissent des pénalités plus élevées, de l'ordre de 12,1 % par rapport aux femmes mariées sans enfant. Nous y voyons potentiellement la conséquence de normes culturelles et de valeurs différentes, les mères mariées du reste du Canada prenant plus souvent le rôle de femme au foyer, au détriment de leur position sur le marché du travail. Cette hypothèse n'est toutefois pas formellement testée dans cette étude.

Enfin, toujours en nous appuyant sur les données de l'ESG, nous avons repris les mêmes analyses, mais cette fois-ci pour les hommes. Nous confirmons l'existence du bonus lié à la paternité relevé dans la littérature économique. Les hommes ayant des enfants, tout comme les hommes mariés, ont en moyenne des revenus d'emploi plus élevés. À noter que ceci est compatible avec une histoire de sélection; les hommes avec de plus grandes habiletés et compétences ont de meilleurs emplois et salaires, mais sont également ceux qui sont plus désirables du point de vue de leurs partenaires potentiels, et qui donc se retrouvent mariés et avec des enfants. Au Québec, le bonus lié à la paternité est de 15,6 %

en moyenne, alors que dans le reste du Canada nous avons trouvé un bonus de 13,9 %— mais les deux ne sont pas statistiquement différents l'un de l'autre.

Enfin, nous avons exploité l'ELIA afin d'estimer les trajectoires de revenus des mères suivant la naissance de leur premier enfant. L'ELIA regroupe des données administratives de l'impôt sur une très longue période, de 1982 à 2013, ce qui permet de suivre les femmes sur de nombreuses années autour de la naissance de leur enfant. Nous avons estimé des modèles à effets fixes permettant de comparer les mères aux femmes sans enfant à caractéristiques similaires et de tracer leurs trajectoires de revenus. Plusieurs constats ressortent de cette analyse. Tout d'abord, les revenus des mères avant la naissance de leur premier enfant sont en moyenne plus élevés que ceux des femmes sans enfant. Ceci suggère que le fait de devenir mère n'est pas exogène ou, dit d'une autre façon, qu'il semble y avoir une sélection par rapport à la maternité. Une recherche future plus poussée pourrait essayer de trouver une façon de prendre en compte cette sélection lors de l'estimation des trajectoires de revenus, afin d'établir un contrefactuel fiable. Néanmoins, nous avons poursuivi notre analyse et trouvé que la baisse de revenus l'année de naissance est substantielle : 34,4 % pour les mères québécoises et 32,9 % pour celles du reste du Canada (nous ne pouvons toutefois pas rejeter que ces deux chiffres, bien que fortement statistiquement différents de zéro, soient différents l'un de l'autre). Cette baisse de revenus d'emploi est tempérée par les prestations d'assurance-emploi, ce qui veut dire que le revenu total des mères diminue toujours, mais dans une moindre mesure. Au Québec, la baisse de revenu se résorbe relativement rapidement : après quatre ans, les mères n'ont pas des revenus statistiquement différents de ceux des femmes sans enfant et éventuellement, après 17 ans, elles retrouvent des revenus plus élevés. Chez les femmes du reste du Canada, la baisse se fait sentir un peu plus longtemps : jusqu'à 11 ans après la naissance du premier enfant. Les pères, contrairement aux mères, ne semblent pas connaître de baisses de revenus à la suite de la naissance de leur premier enfant, malgré qu'ils touchent des revenus en moyenne plus élevés que les hommes sans enfant. Ceci corrobore la présence d'un biais de sélection entre les deux sous-groupes d'hommes.

Pris dans l'ensemble, nos résultats montrent que la situation au Québec est à bien des égards meilleure que celle dans le reste du Canada. Ceci ne veut toutefois pas dire qu'il faille

détourner notre attention du phénomène. Il existe encore des écarts, et ceux-ci sont surtout prononcés pour des groupes déjà plus à risque de se retrouver en situation de pauvreté ou d'exclusion sociale : les mères moins éduquées et celles qui ne sont pas en couple. Pour leur bien-être et leur capacité à gagner leur vie, ainsi que pour permettre à leurs enfants d'atteindre leur plein potentiel, il faut continuer à étudier la question. Des recherches futures devraient spécifiquement se pencher sur les politiques familiales québécoises et sur leur évaluation causale par rapport à la question de la pénalité liée à la maternité afin d'identifier des solutions pour pallier cet écart.

Bibliographie

- Aisenbrey, S., M. Evertsson et D. Grunow (2009). « Is there a Career Penalty for Mothers' Time Out? A Comparison of Germany, Sweden and the United States », *Social Forces*, 88(2), 573-605.
- Agüero, J. M., M. Marks et N. Raykar (2011). « Do Children Reduce their Mother's Earnings? Evidence from Developing Countries », Indian Statistical Institute paper, disponible à : http://www.isid.ac.in/~pu/conference/dec_11_conf/Papers/MindyMarks.pdf.
- Angrist, J. D., et W. N. Evans (1998). « Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size », *American Economic Review*, 88(3), 450-477.
- Becker, G. (1981). *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA : Harvard University Press.
- Budig, M. J. (2014). « The Fatherhood Bonus & The Motherhood Penalty: Parenthood and the Gender Gap in Pay », *Washington, DC : Third Way*.
- Budig, M. J., et P. England (2001). « The Wage Penalty for Motherhood », *American Sociological Review*, 66(2), 204-225.
- Budig, M. J., J. Misra et I. Boeckmann (2012). « The Motherhood Penalty in Cross-national Perspective: The Importance of Work-family Policies and Cultural Attitudes », *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 19(2), 163-193.
- Correll, S., S. Benard et I. Paik (2007). « Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty? », *American Journal of Sociology*, 112(5), 1297-1338.
- Davies, R., et G. Pierre (2005). « The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study », *Labour Economics*, 12(4), 469-486.
- Gamboa, L. F., et B. Zuluaga (2013). « Is there a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Columbia », *Journal of Family and Economics Issues*, 34(4), 412-434.
- Gangl, M., et A. Ziefle (2009). « Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States », *Demography*, 46(2), 341-369.
- Grimshaw, D., et J. Rubery (2007). *Undervaluing Women's Work*, Manchester : Equal Opportunities Commission.
- Grimshaw, D., et J. Rubery (2015). « The Motherhood Pay Gap: A Review of the Issues, Theory and International Evidence », Working Paper No. 1/2015, Gender, Equality and Diversity Branch, Organisation internationale du Travail, Genève.
- Haeck, C., P. Lefebvre et P. Merrigan (2015). « Canadian Evidence on Ten Years of Universal Preschool Policies: The Good and the Bad », *Labour Economics*, 36, 137-157.
- Heckman, J. J. (1979). « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, 47(1), 153-161.

- Hegewisch, A., et J. C. Gornick (2011). « The Impact of Work-family Policies on Women's Employment: A Review of Research from OECD Countries », *Community, Work & Family*, 14(2), 119-138.
- Jacobson, L. S., R. J. LaLonde et D. G. Sullivan (1993). « Earnings Losses of Displaced Workers », *The American Economic Review*, 83(4), 685-709.
- Jacobsen, J. P., J. W. Pearce III et J. L. Rosenbloom (1999). « The Effects of Childbearing on Married Women's Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment », *Journal of Human Resources*, 34(3), 449-474.
- Jacobsen, J. P., et L. M. Levin (1995). « Effects of Intermittent Labor Force Attachment on Women's Earnings », *Monthly Labor Review*, 118, 14-19.
- Jaumotte, F. (2003). « Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries », OECD Economics Department Working Papers No. 376 (Paris).
- Korenman, S., et D. Neumark (1992). « Marriage, Motherhood, and Wages », *Journal of Human Resources*, 27(2), 233-255.
- Le Bourdais, C., S. H. Jeon, S. Clark et É. Lapierre-Adamcyk (2016). « Impact of conjugal separation on women's income in Canada: Does the type of union matter? », *Demographic Research*, 35, 1489-1522.
- Lefebvre, P. et P. Merrigan (2008). « Child Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada », *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519-548.
- Lips, H. M. (2013). « Acknowledging Discrimination as a Key to the Gender Pay Gap », *Sex Roles*, 68(3-4), 223-230.
- Loh, E. S. (1996). « Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males », *Journal of Human Resources*, 31(3), 566-589.
- Lundberg, S., et E. Rose (2000). « Parenthood and the Earnings of Married Men and Women », *Labour Economics*, 7(6), 689-710.
- Mandel, H., et M. Shalev (2009). « Gender, Class, and Varieties of Capitalism », *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, 16(2), 161-181.
- Mincer, J., et H. Ofek (1982). « Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital », *Journal of Human Resources*, 17(1), 3-24.
- Mincer, J., et S. Polachek (1974). « Family Investments in Human Capital: Earnings of Women », *Journal of Political Economy*, 82(2), S76-S108.
- Ñopo, H. (2008). « Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps », *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290-299.
- Organisation internationale du Travail (2015). Rapport mondial sur les salaires 2014/15: Salaires et inégalités de revenus, première édition 2015. Bureau international du Travail – Genève : BIT, 2015. 218 pages.

- Pal, I., et J. Waldfogel (2014). « Re-visiting the Family Gap in Pay in the United States », Columbia Population Research Center (CPRC) Working Paper No. 14-02 (New York, Université de Columbia).
- Pettit, B., et J. Hook (2005). « The Structure of Women's Employment in Comparative Perspective », *Social Forces*, 84(2), 779-801.
- Phipps, S., P. Burton et L. Lethbridge (2001). « In and Out of the Labour Market: Long-Term Income Consequences of Child-Related Interruptions to Women's Paid Work », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 34(2), 411-429.
- Ruhm, C. J. (1998). « The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe », *The Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 285-317.
- Self, S. (2005). « What Makes Motherhood so Expensive? The Role of Social Expectations, Interdependence, and Coordination Failure in Explaining Lower Wages of Mothers », *The Journal of Socio-Economics*, 34(6), 850-865.
- Statistique Canada (2007). Enquête sociale générale, 2006. Cycle 20, Enquête sur les transitions familiales. Questionnaire de l'enquête principale. SQC/SLF-027-75170. 19 mars 2007.
- Statistique Canada : Série CANSIM 326-0021, Indice des prix à la consommation. Mise à jour 21 janvier 2016. Consulté le 3 mars 2016.
- Statistique Canada (2012). *Enquête sociale générale - Famille (ESG). Information détaillée pour 2011 (Cycle 25)*. Date de modification : 2012-07-17. Récupéré au http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&Id=68196.
- Uunk, W., M. Kalmijn et R. Muffels (2005). « The Impact of Young Children on Women's Labour Supply A Reassessment of Institutional Effects in Europe », *Acta sociologica*, 48(1), 41-62.
- Vincent, C. (2013). « Pourquoi les femmes gagnent-elles moins que les hommes? », *Canadian Public Policy*, 39(3), 473-490.
- Waldfogel, J. (1995). « The Price of Motherhood: Family Status and Women's Pay in Young British Cohort », *Oxford Economic Papers*, 47(4), 584-610.
- Zhang, X. (2010). « Can Motherhood Earnings Losses Be Ever Regained? Evidence from Canada », *Journal of Family Issues*, 31(12), 1671-1688.
- Zhang, Y., E. Hannum et M. Wang (2008). « Gender-based Employment and Income Differences in Urban China: Considering the Contributions of Marriage and Parenthood », *Social Forces*, 86(4), 1529-1560.

ANNEXE

Tableau A1 : Statistiques descriptives de l'échantillon des femmes de l'ESG (Canada)

	Canada		
	Mères	Femmes sans enfant	Ensemble des femmes
Revenu (\$ constants)	54 732 (47 083)	55 745 (36 618)	55 046 (44 106)
Expérience potentielle (mois)	249,35 (105,97)	159,03 (111,24)	221,27 (115,46)
Heures travaillées par semaine	40,55 (8,67)	41,62 (9,21)	40,88 (8,85)
Âge	42,34 (7,37)	35,06 (8,43)	40,08 (8,42)
Statut matrimonial (catégories)			
En couple	0,79 (0,41)	0,51 (0,50)	0,70 (0,46)
Célibataire	0,06 (0,24)	0,44 (0,50)	0,18 (0,38)
Durée du congé de maternité (mois)	16,51 (27,91)	—	11,39 (24,41)
Nombre de congés de maternité	1,17 (0,94)	—	0,81 (0,95)
Nombre de congés de maternité (catégories)			
Un congé	0,35 (0,48)	—	0,24 (0,43)
Deux congés	0,30 (0,46)	—	0,20 (0,40)
Trois congés et plus	0,08 (0,26)	—	0,05 (0,22)
Nombre d'enfants	2,12 (0,95)	—	1,46 (1,26)
Nombre d'enfants (catégories)			
Un enfant	0,25 (0,44)	—	0,18 (0,38)
Deux enfants	0,47 (0,50)	—	0,33 (0,47)
Trois enfants et plus	0,27 (0,45)	—	0,19 (0,39)
Niveau d'éducation (catégories)			
DES et moins	0,23 (0,42)	0,10 (0,30)	0,19 (0,39)
Études collégiales	0,50 (0,50)	0,45 (0,50)	0,48 (0,50)
Diplôme universitaire	0,27 (0,45)	0,45 (0,50)	0,33 (0,47)
Année d'enquête (catégories)			
2001	0,30 (0,46)	0,30 (0,46)	0,30 (0,46)
2006	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,33 (0,47)
2011	0,37 (0,48)	0,36 (0,48)	0,37 (0,48)
Province de résidence (catégories)			
Terre-Neuve-et-Labrador	0,02 (0,13)	0,01 (0,11)	0,01 (0,12)
Île-du-Prince-Édouard	0,00 (0,07)	0,00 (0,06)	0,00 (0,07)
Nouvelle-Écosse	0,03 (0,17)	0,03 (0,16)	0,03 (0,17)

Nouveau-Brunswick	0,03 (0,16)	0,02 (0,14)	0,02 (0,15)
Québec	0,25 (0,43)	0,22 (0,42)	0,24 (0,43)
Ontario	0,39 (0,49)	0,42 (0,49)	0,40 (0,49)
Manitoba	0,04 (0,19)	0,03 (0,17)	0,03 (0,18)
Saskatchewan	0,03 (0,18)	0,02 (0,15)	0,03 (0,17)
Alberta	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)
Colombie-Britannique	0,11 (0,32)	0,14 (0,35)	0,12 (0,33)
Observations	5 915	3 026	8 941

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait.

Tableau A2 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des femmes (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Moyenne	51 652	51 611	54 760	57 514	57 159	57 559	54 732	55 745
1 ^{er} quartile	31 574	33 127	32 522	36 135	33 322	36 099	32 707	35 667
Médiane	43 458	46 092	48 135	50 589	47 953	49 983	46 092	48 676
3 ^e quartile	59 262	63 212	63 839	69 846	69 094	67 882	65 779	66 254

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A3 : Moyennes de revenus des femmes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant	Mères	Femmes sans enfant
Statut matrimonial								
En couple	52 415	52 594	55 440	63 656	58 125	62 703	55 597	60 077
Célibataire	38 949	51 082	43 465	50 209	48 151	50 665	44 256	50 642
Niveau d'éducation								
DES et moins	38 009	40 915	38 703	45 233	42 785	40 682	39 630	41 833
Études collégiales	46 946	45 917	51 006	46 820	50 068	51 118	49 502	48 132
Diplôme univ.	80 924	61 504	75 115	69 247	76 362	67 185	77 052	66 352

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. La catégorie « en couple » inclut les femmes mariées et celles en union de fait. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A4 : Déterminants des revenus d'emploi chez les femmes du Canada

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,194*** (0,048)	0,192*** (0,050)	0,149** (0,058)	0,095 (0,053)	0,092 (0,054)	0,150** (0,058)	0,142** (0,057)
Exp. potentielle ² (/100)	-0,028** (0,011)	-0,027** (0,011)	-0,024* (0,012)	-0,020 (0,011)	-0,020 (0,011)	-0,024* (0,012)	-0,023* (0,012)
Heures travaillées par semaine	0,009*** (0,003)	0,010*** (0,003)	0,010*** (0,002)	0,010*** (0,003)	0,010*** (0,003)	0,009*** (0,002)	0,010*** (0,003)
Âge	0,023* (0,012)	0,024* (0,011)	0,030** (0,012)	0,032** (0,011)	0,032** (0,012)	0,030** (0,012)	0,030** (0,012)
Âge ² (/100)	-0,023 (0,015)	-0,023 (0,015)	-0,026 (0,016)	-0,022 (0,015)	-0,022 (0,015)	-0,026 (0,016)	-0,025 (0,016)
Être mère	-0,052** (0,019)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	-0,035** (0,012)	-0,032** (0,012)	-0,108*** (0,018)	-0,118*** (0,019)	-0,028* (0,013)	-0,039** (0,014)
Deux enfants	—	-0,038 (0,022)	-0,055** (0,023)	-0,194*** (0,031)	-0,213*** (0,031)	-0,046* (0,025)	-0,066** (0,025)
Trois enfants et plus	—	-0,103** (0,034)	-0,125*** (0,031)	-0,287*** (0,031)	-0,288*** (0,034)	-0,112** (0,036)	-0,133*** (0,031)
En couple	—	—	0,063*** (0,015)	0,0548*** (0,015)	0,054*** (0,014)	0,064*** (0,015)	0,063*** (0,015)
Née au Canada	—	—	0,225*** (0,043)	0,220*** (0,046)	0,219*** (0,046)	0,226*** (0,043)	0,225*** (0,043)
Nombre de congés de maternité	—	—	—	0,105*** (0,011)	—	—	—
1 congé de maternité	—	—	—	—	0,119*** (0,016)	—	—
2 congés de maternité	—	—	—	—	0,240*** (0,022)	—	—
3 congés de maternité	—	—	—	—	0,293*** (0,045)	—	—
4 congés de maternité	—	—	—	—	0,291** (0,093)	—	—
5 congés de maternité	—	—	—	—	-0,078** (0,027)	—	—
Durée des congés de maternité	—	—	—	—	—	-0,052* (0,025)	0,130** (0,041)
Durée des congés de maternité ²	—	—	—	—	—	—	-0,013*** (0,004)
Constante	8,983*** (0,213)	8,971*** (0,203)	8,608*** (0,191)	8,617*** (0,167)	8,614*** (0,171)	8,612*** (0,192)	8,615*** (0,188)
Observations	8 565	8 565	8 565	8 565	8 565	8 565	8 565
R ²	0,199	0,201	0,221	0,234	0,235	0,221	0,228

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

Tableau A5 : Statistiques descriptives de l'échantillon d'hommes de l'ESG (Canada)

	Pères	Hommes sans enfant	Ensemble des hommes
Revenu (\$ constants)	83 987 (79 745)	65 562 (57 225)	78 767 (74 524)
Expérience potentielle (mois)	251,2 (102,1)	159,8 (108,7)	225,5 (111,8)
Heures travaillées par semaine	46,2 (11,2)	44,5 (10,0)	45,7 (10,9)
Âge	42,0 (7,4)	34,8 (8,2)	40,0 (8,3)
Statut matrimonial (catégories)			
En couple	0,90 (0,29)	0,49 (0,50)	0,79 (0,41)
Célibataire	0,03 (0,16)	0,48 (0,50)	0,15 (0,36)
Durée du congé de paternité (mois)	0,23 (1,76)	—	0,17 (1,50)
Nombre de congés de paternité	0,11 (0,41)	—	0,08 (0,35)
Nombre de congés de paternité (catégories)			
Un congé	0,06 (0,24)	—	0,04 (0,21)
Deux congés	0,02 (0,12)	—	0,01 (0,10)
Trois congés et plus	0,00 (0,07)	—	0,00 (0,06)
Nombre d'enfants	2,23 (1,09)	—	1,60 (1,37)
Nombre d'enfants (catégories)			
Un enfant	0,24 (0,43)	—	0,17 (0,38)
Deux enfants	0,46 (0,50)	—	0,33 (0,47)
Trois enfants et plus	0,31 (0,46)	—	0,22 (0,41)
Niveau d'éducation (catégories)			
DES et moins	0,26 (0,44)	0,21 (0,41)	0,24 (0,43)
Études collégiales	0,46 (0,50)	0,44 (0,50)	0,45 (0,50)
Diplôme universitaire	0,28 (0,45)	0,35 (0,48)	0,30 (0,46)
Année d'enquête (catégories)			
2001	0,30 (0,46)	0,33 (0,47)	0,31 (0,46)
2006	0,33 (0,47)	0,34 (0,47)	0,34 (0,47)
2011	0,36 (0,48)	0,33 (0,47)	0,35 (0,48)
Province de résidence (catégories)			
Terre-Neuve-et-Labrador	0,01 (0,11)	0,01 (0,09)	0,01 (0,11)
Île-du-Prince-Édouard	0,00 (0,06)	0,00 (0,05)	0,00 (0,06)
Nouvelle-Écosse	0,03 (0,16)	0,03 (0,16)	0,03 (0,16)
Nouveau-Brunswick	0,02 (0,14)	0,02 (0,13)	0,02 (0,14)
Québec	0,24	0,22	0,23

	(0,43)	(0,42)	(0,42)
Ontario	0,39	0,40	0,39
	(0,49)	(0,49)	(0,49)
Manitoba	0,04	0,03	0,04
	(0,19)	(0,18)	(0,19)
Saskatchewan	0,03	0,02	0,03
	(0,18)	(0,15)	(0,17)
Alberta	0,11	0,13	0,12
	(0,32)	(0,33)	(0,32)
Colombie-Britannique	0,13	0,13	0,13
	(0,33)	(0,34)	(0,34)
Observations	7 107	3 188	10 331

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Les moyennes pondérées avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada sont présentées; les écarts-types sont entre parenthèses. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Tableau A6 : Statistiques sur les revenus d'emploi annuels des hommes (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Moyenne	79 262	65 824	83 949	65 324	87 948	65 550	83 987	65 562
1 ^{er} quartile	47 312	39 876	48 407	42 000	48 323	40 512	48 362	40 825
Médiane	65 779	55 311	72 270	55 407	69 976	55 536	69 094	55 536
3 ^e quartile	92 090	74 900	96 360	78 293	99 965	77 751	96 360	77 088

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A7 : Moyenne de revenus des hommes par statut matrimonial et parental et niveau d'éducation (Canada)

	2001		2006		2011		Années regroupées	
	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant	Pères	Hommes sans enfant
Statut matrimonial								
En couple	80 387	73 760	85 514	73 142	89 437	72 372	85 429	73 047
Célibataire	56 772	59 052	58 138	58 140	59 516	56 937	58 210	58 084
Niveau d'éducation								
DES et moins	65 535	55 257	69 665	50 203	61 410	46 122	65 646	50 704
Études collégiales	73 846	60 692	75 744	58 778	82 595	60 802	77 783	60 091
Diplôme univ.	107 029	79 120	108 823	81 791	114 814	83 385	110 724	81 447

Source : calculs des auteures à partir de données de l'ESG

Note : Tous les montants sont exprimés en dollars constants de 2016. Les chiffres présentés sont calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La catégorie « en couple » inclut les hommes mariés et ceux en union de fait.

Tableau A8 : Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Québec

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,091 (0,086)	0,090 (0,086)	0,058 (0,086)	0,058 (0,086)	0,056 (0,086)	0,059 (0,086)	0,059 (0,086)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,018 (0,016)	-0,018 (0,016)	-0,017 (0,015)	-0,017 (0,015)	-0,017 (0,015)	-0,018 (0,015)	-0,018 (0,015)
Heures travaillées par semaine	0,005** (0,002)	0,005** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)
Âge	0,011 (0,025)	0,007 (0,026)	0,017 (0,026)	0,017 (0,026)	0,017 (0,026)	0,017 (0,026)	0,018 (0,026)
Âge ² (/100)	-0,004 (0,031)	0,001 (0,031)	-0,006 (0,030)	-0,007 (0,031)	-0,007 (0,031)	-0,008 (0,031)	-0,008 (0,031)
Être père	0,156*** (0,027)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,103*** (0,038)	0,080** (0,039)	0,085** (0,040)	0,085** (0,042)	0,086** (0,039)	0,087** (0,039)
Deux enfants	—	0,203*** (0,030)	0,166*** (0,033)	0,171*** (0,033)	0,172*** (0,034)	0,171*** (0,033)	0,173*** (0,033)
Trois enfants et plus	—	0,143*** (0,038)	0,127*** (0,038)	0,133*** (0,039)	0,132*** (0,039)	0,132*** (0,038)	0,134*** (0,038)
En couple	—	—	0,089*** (0,028)	0,090*** (0,028)	0,090*** (0,028)	0,089*** (0,028)	0,090*** (0,028)
Né au Canada	—	—	0,222*** (0,049)	0,224*** (0,049)	0,225*** (0,049)	0,225*** (0,049)	0,226*** (0,049)
Nombre de congés de paternité	—	—	—	-0,017 (0,023)	—	—	—
1 congé de paternité	—	—	—	—	-0,020 (0,047)	—	—
2 congés de paternité	—	—	—	—	-0,042 (0,069)	—	—
3 congés de paternité	—	—	—	—	0,069 (0,164)	—	—
4 congés de paternité	—	—	—	—	-0,064 (0,059)	—	—
5 congés de paternité	—	—	—	—	-0,532*** (0,050)	—	—
Durée des congés de paternité	—	—	—	—	—	-0,947* (0,565)	-1,522 (1,0238)
Durée des congés de paternité ²	—	—	—	—	—	—	0,188 (0,190)
Constante	9,823*** (0,426)	9,914*** (0,435)	9,460*** (0,445)	9,452*** (0,446)	9,450*** (0,446)	9,446*** (0,445)	9,444*** (0,446)
Observations	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951	1 951
R ²	0,209	0,213	0,230	0,223	0,231	0,231	0,231

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont entre parenthèses.
 *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

Tableau A9 : Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du reste du Canada

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,200*** (0,042)	0,194*** (0,042)	0,158*** (0,042)	0,158*** (0,043)	0,157*** (0,043)	0,157*** (0,043)	0,157*** (0,043)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,028*** (0,007)	-0,027*** (0,008)	-0,024** (0,007)	-0,024** (0,007)	-0,024*** (0,007)	-0,024** (0,007)	-0,024** (0,008)
Heures travaillées par semaine	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)	0,009*** (0,001)
Âge	0,010 (0,010)	0,010 (0,010)	0,011 (0,011)	0,011 (0,012)	0,011 (0,012)	0,011 (0,011)	0,011 (0,012)
Âge ² (/100)	-0,010 (0,011)	-0,010 (0,011)	-0,008 (0,012)	-0,008 (0,013)	-0,008 (0,012)	-0,008 (0,012)	-0,009 (0,012)
Être père	0,139*** (0,013)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,078*** (0,007)	0,024* (0,011)	0,024* (0,012)	0,030* (0,014)	0,025* (0,011)	0,025* (0,012)
Deux enfants	—	0,168*** (0,017)	0,105*** (0,009)	0,105*** (0,008)	0,108*** (0,008)	0,107*** (0,008)	0,107*** (0,008)
Trois enfants et plus	—	0,163*** (0,030)	0,099*** (0,026)	0,099*** (0,022)	0,100*** (0,022)	0,100*** (0,024)	0,100*** (0,024)
En couple	—	—	0,161*** (0,020)	0,161*** (0,020)	0,162*** (0,020)	0,161*** (0,020)	0,162*** (0,020)
Né au Canada	—	—	0,149*** (0,004)	0,149*** (0,004)	0,150*** (0,004)	0,150*** (0,003)	0,150*** (0,003)
Nombre de congés de paternité	—	—	—	-0,002 (0,037)	—	—	—
1 congé de paternité	—	—	—	—	-0,091 (0,064)	—	—
2 congés de paternité	—	—	—	—	0,130*** (0,035)	—	—
3 congés de paternité	—	—	—	—	0,172 (0,117)	—	—
5 congés de paternité	—	—	—	—	0,062*** (0,015)	—	—
Durée des congés de paternité	—	—	—	—	—	-0,667 (0,981)	-1,200 (1,540)
Durée des congés de paternité ²	—	—	—	—	—	—	0,152 (0,192)
Constante	9,722*** (0,160)	9,751*** (0,177)	9,527*** (0,205)	9,527*** (0,214)	9,527*** (0,213)	9,519*** (0,212)	9,516*** (0,214)
Observations	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989	7 989
R ²	0,157	0,159	0,176	0,176	0,178	0,177	0,177

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. La variable pour quatre congés de paternité est omise par manque d'observations. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

Tableau A10 : Déterminants des revenus d'emploi chez les hommes du Canada

Variable dépendante : log des revenus d'emploi annuels	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Expérience potentielle	0,184*** (0,044)	0,178*** (0,043)	0,143*** (0,042)	0,143*** (0,042)	0,142*** (0,042)	0,143*** (0,042)	0,143*** (0,042)
Expérience potentielle ² (/100)	-0,03*** (0,007)	-0,03*** (0,007)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)	-0,03*** (0,006)
Heures travaillées par semaine	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)	0,008*** (0,001)
Âge	0,008 (0,008)	0,007 (0,008)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)	0,011 (0,009)
Âge ² (/100)	-0,006 (0,009)	-0,006 (0,009)	-0,006 (0,009)	-0,006 (0,010)	-0,006 (0,010)	-0,007 (0,010)	-0,007 (0,010)
Être père	0,143*** (0,009)	—	—	—	—	—	—
Un enfant	—	0,084*** (0,008)	0,037** (0,016)	0,038* (0,017)	0,043** (0,018)	0,039** (0,017)	0,040** (0,017)
Deux enfants	—	0,175*** (0,014)	0,120*** (0,015)	0,120*** (0,01603)	0,121*** (0,016)	0,122*** (0,016)	0,123*** (0,016)
Trois enfants et plus	—	0,160*** (0,023)	0,107*** (0,017)	0,107*** (0,015)	0,109*** (0,015)	0,109*** (0,016)	0,110*** (0,016)
En couple	—	—	0,144*** (0,02306)	0,144*** (0,023)	0,145*** (0,023)	0,144*** (0,023)	0,145*** (0,023)
Né au Canada	—	—	0,162*** (0,012)	0,162*** (0,012)	0,163*** (0,012)	0,162*** (0,013)	0,163*** (0,013)
Nombre de congés de paternité	—	—	—	-0,003 (0,019)	—	—	—
1 congé de paternité	—	—	—	—	-0,054 (0,040)	—	—
2 congés de paternité	—	—	—	—	0,050 (0,057)	—	—
3 congés de paternité	—	—	—	—	0,141* (0,065)	—	—
4 congés de paternité	—	—	—	—	-0,061*** (0,011)	—	—
5 congés de paternité	—	—	—	—	-0,419*** (0,073)	—	—
Durée des congés de paternité	—	—	—	—	—	-0,708 (0,646)	-1,221 (0,926)
Durée des congés de paternité ²	—	—	—	—	—	—	0,154 (0,109)
Constante	9,778*** (0,135)	9,815*** (0,148)	9,532*** (0,170)	9,531*** (0,175)	9,538*** (0,172)	9,523*** (0,175)	9,520*** (0,175)
Observations	9 940	9 940	9 940	9 940	9 940	9 940	9 940
R ²	0,172	0,174	0,191	0,191	0,192	0,191	0,191

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ESG

Note : Chaque colonne correspond à une régression séparée, pondérée en utilisant les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Des contrôles pour le niveau d'éducation, la province de résidence et l'année d'enquête sont inclus dans chaque régression, mais les coefficients ne sont pas rapportés. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des provinces sont entre parenthèses. *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

Tableau A11 : Statistiques descriptives des mères et des femmes sans enfant en 2013 (Canada)

	Canada	
	Mères	Femmes sans enfant
Âge	54,1 (10,9)	48,4 (12,4)
Âge des mères à la 1 ^{re} naissance	26,3 (5,4)	—
Nombre d'années d'éducation	13,8 (3,6)	15,2 (3,8)
Expérience potentielle	34,2 (12,4)	27,2 (13,9)
Expérience effective	20,5 (12,0)	21,0 (12,4)
Heures travaillées	34,2 (13,2)	36,5 (12,8)
Nombre d'employeurs	1,6 (1,7)	2,1 (1,7)
Ancienneté	11,3 (10,4)	9,4 (9,4)
Personnes-années	179 834	23 681
Personnes	9 011	1 942

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les chiffres présentés sont des moyennes calculées en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Tableau A12 : Moyennes des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant (Canada)

	Canada	
	Mères	Femmes sans enfant
Revenus d'emploi	28 015 (33 292)	38 829 (31 282)
Prestations d'assurance-emploi	1 139 (3 384)	760 (2 856)
<i>Par niveau d'éducation :</i>		
Sans diplôme	11 910 (15 741)	16 230 (18 183)
DES	22 244 (23 813)	32 275 (25 911)
Diplôme collégial	28 223 (27 813)	35 343 (24 240)
Diplôme universitaire	42 884 (47 246)	49 875 (36 720)
<i>Par statut matrimonial :</i>		
En couple	28 341 (32 323)	39 244 (32 585)
Séparées	27 741 (27 478)	36 710 (27 491)
Seules	25 836 (24 233)	38 321 (30 220)
<i>Pays d'origine :</i>		
Canada	28 671 (34 387)	39 334 (30 995)
Autre pays	25 445 (28 331)	37 897 (32 991)
<i>Par nombre d'enfants :</i>		
1 enfant	31 747 (28 046)	—
2 enfants	29 986 (37 182)	—
3 enfants et plus	23 116 (29 442)	—

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses. Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A13 : Quartiles des revenus d'emploi des mères et des femmes sans enfant

	Canada	
	Mères	Femmes sans enfant
1 ^{er} quartile	0	0
Médiane	21 319	36 646
3 ^e quartile	43 789	59 993

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A14 : Moyennes des revenus d'emploi des mères suivant la naissance de leur premier enfant (Canada)

	Canada		
	Moyenne	Écart-type	Changement par rapport à l'année avant la naissance (%)
5 ans avant	34 592	(25 144)	-3,38
4 ans avant	34 254	(26 328)	-4,32
3 ans avant	33 578	(24 849)	-6,21
2 ans avant	34 957	(24 604)	-2,36
1 an avant	35 801	(25 052)	—
1 ^{re} naissance	20 536	(26 440)	-42,64
1 an après	23 019	(26 981)	-35,70
2 ans après	23 148	(27 100)	-35,34
3 ans après	22 664	(28 635)	-36,69
4 ans après	23 468	(33 034)	-34,45
5 ans après	23 816	(29 382)	-33,48
6 ans après	23 965	(31 056)	-33,06
7 ans après	24 594	(30 997)	-31,30
8 ans après	25 000	(33 673)	-30,17
9 ans après	25 600	(36 669)	-28,49
10 ans après	26 366	(39 099)	-26,35
11 ans après	26 926	(44 316)	-24,79
12 ans après	27 804	(41 869)	-22,34
13 ans après	28 494	(40 342)	-20,41
14 ans après	29 035	(38 224)	-18,90
15 ans après	29 979	(37 714)	-16,26
16 ans après	30 076	(44 522)	-15,99
17 ans après	30 907	(32 008)	-13,67
18 ans après	30 792	(32 887)	-13,99
19 ans après	31 115	(33 934)	-13,09
20 ans après	31 666	(25 144)	-11,55

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les écarts-types sont entre parenthèses. Les montants sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

Tableau A15 : Résultats de la régression de la première étape, femmes

Variable dépendante : log du revenu	Québec		Reste du Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations	Revenus d'emploi	Avec prestations
1982	-1,039*** (0,047)	-1,114*** (0,041)	-1,039*** (0,047)	-1,114*** (0,041)
1983	-0,962*** (0,049)	-1,037*** (0,042)	-0,962*** (0,049)	-1,037*** (0,042)
1984	-0,948*** (0,050)	-1,017*** (0,044)	-0,948*** (0,050)	-1,017*** (0,044)
1985	-0,905*** (0,048)	-0,948*** (0,042)	-0,905*** (0,048)	-0,948*** (0,042)
1986	-0,905*** (0,044)	-0,933*** (0,037)	-0,905*** (0,044)	-0,933*** (0,037)
1987	-0,833*** (0,041)	-0,884*** (0,035)	-0,833*** (0,041)	-0,884*** (0,035)
1988	-0,762*** (0,038)	-0,807*** (0,032)	-0,762*** (0,038)	-0,807*** (0,032)
1989	-0,730*** (0,038)	-0,764*** (0,032)	-0,730*** (0,038)	-0,764*** (0,032)
1990	-0,648*** (0,038)	-0,680*** (0,032)	-0,648*** (0,038)	-0,680*** (0,032)
1991	-0,563*** (0,040)	-0,601*** (0,034)	-0,563*** (0,040)	-0,601*** (0,034)
1992	-0,526*** (0,043)	-0,585*** (0,037)	-0,526*** (0,043)	-0,585*** (0,037)
1993	-0,479*** (0,041)	-0,531*** (0,035)	-0,479*** (0,041)	-0,531*** (0,035)
1994	-0,474*** (0,039)	-0,522*** (0,033)	-0,474*** (0,039)	-0,522*** (0,033)
1995	-0,494*** (0,040)	-0,541*** (0,034)	-0,494*** (0,040)	-0,541*** (0,034)
1996	-0,467*** (0,040)	-0,516*** (0,034)	-0,467*** (0,040)	-0,516*** (0,034)
1997	-0,465*** (0,039)	-0,523*** (0,033)	-0,465*** (0,039)	-0,523*** (0,033)
1998	-0,450*** (0,038)	-0,504*** (0,032)	-0,450*** (0,038)	-0,504*** (0,032)
1999	-0,418*** (0,036)	-0,466*** (0,030)	-0,418*** (0,036)	-0,466*** (0,030)
2000	-0,409*** (0,037)	-0,455*** (0,032)	-0,409*** (0,037)	-0,455*** (0,032)
2001	-0,377*** (0,036)	-0,400*** (0,030)	-0,377*** (0,036)	-0,400*** (0,030)
2002	-0,327*** (0,034)	-0,344*** (0,027)	-0,327*** (0,034)	-0,344*** (0,027)
2003	-0,296*** (0,034)	-0,320*** (0,028)	-0,296*** (0,034)	-0,320*** (0,028)
2004	-0,272*** (0,034)	-0,293*** (0,028)	-0,272*** (0,034)	-0,293*** (0,028)
2005	-0,221*** (0,033)	-0,239*** (0,026)	-0,221*** (0,033)	-0,239*** (0,026)
2006	-0,190*** (0,032)	-0,212*** (0,026)	-0,190*** (0,032)	-0,212*** (0,026)
2007	-0,161*** (0,031)	-0,165*** (0,025)	-0,161*** (0,031)	-0,165*** (0,025)
2008	-0,182*** (0,035)	-0,173*** (0,027)	-0,182*** (0,035)	-0,173*** (0,027)
2009	-0,117*** (0,034)	-0,139*** (0,026)	-0,117*** (0,034)	-0,139*** (0,026)
2010	-0,090** (0,032)	-0,104*** (0,024)	-0,090** (0,032)	-0,103*** (0,024)
2011	-0,034 (0,030)	-0,051* (0,022)	-0,034 (0,030)	-0,051* (0,022)
2012	-0,046 (0,029)	-0,069** (0,021)	-0,046 (0,029)	-0,069** (0,021)
Taux de chômage	-0,030*** (0,004)	-0,017*** (0,004)	-0,030*** (0,005)	-0,017*** (0,004)
Constante	10,478*** (0,041)	10,476*** (0,035)	10,479*** (0,041)	10,476*** (0,035)
Personnes-années	102 262	104 399	102 262	104 399
Personnes	8 797	8 823	8 787	8 823

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. 2013 est l'année de référence. *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

Tableau A16 : Résultats de la régression de la première étape, femmes (Canada)

Variable dépendante : log du revenu	Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations
1982	-1,039*** (0,047)	-1,114*** (0,041)
1983	-0,962*** (0,049)	-1,037*** (0,042)
1984	-0,948*** (0,050)	-1,017*** (0,044)
1985	-0,905*** (0,048)	-0,948*** (0,042)
1986	-0,905*** (0,044)	-0,933*** (0,037)
1987	-0,833*** (0,041)	-0,884*** (0,035)
1988	-0,762*** (0,038)	-0,807*** (0,032)
1989	-0,730*** (0,038)	-0,764*** (0,032)
1990	-0,648*** (0,038)	-0,680*** (0,032)
1991	-0,563*** (0,040)	-0,601*** (0,034)
1992	-0,526*** (0,043)	-0,585*** (0,037)
1993	-0,479*** (0,041)	-0,531*** (0,035)
1994	-0,474*** (0,039)	-0,522*** (0,033)
1995	-0,494*** (0,040)	-0,541*** (0,034)
1996	-0,467*** (0,040)	-0,516*** (0,034)
1997	-0,465*** (0,039)	-0,523*** (0,033)
1998	-0,450*** (0,038)	-0,504*** (0,032)
1999	-0,418*** (0,036)	-0,466*** (0,030)
2000	-0,409*** (0,037)	-0,455*** (0,032)
2001	-0,377*** (0,036)	-0,400*** (0,030)
2002	-0,327*** (0,034)	-0,344*** (0,027)
2003	-0,296** (0,034)	-0,320*** (0,028)
2004	-0,272*** (0,034)	-0,293*** (0,028)
2005	-0,221*** (0,033)	-0,239*** (0,026)
2006	-0,190*** (0,032)	-0,212*** (0,026)
2007	-0,161*** (0,031)	-0,165*** (0,025)
2008	-0,182*** (0,035)	-0,173*** (0,027)
2009	-0,117*** (0,034)	-0,139*** (0,026)
2010	-0,090** (0,032)	-0,104*** (0,024)
2011	-0,034 (0,030)	-0,051* (0,022)
2012	-0,046 (0,029)	-0,069** (0,021)
Taux de chômage	-0,030*** (0,005)	-0,017*** (0,004)
Constante	10,479*** (0,041)	10,476*** (0,035)
Personnes-années	102 262	104 399
Personnes	8 787	8 823

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. 2013 est l'année de référence. *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

Tableau A17 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, femmes (Canada)

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	0,221*** (0,029)	0,141*** (0,028)
4 ans avant	0,255*** (0,031)	0,182*** (0,030)
3 ans avant	0,309*** (0,023)	0,233*** (0,022)
2 ans avant	0,359*** (0,019)	0,269*** (0,017)
1 an avant	0,151*** (0,022)	0,185*** (0,019)
1 ^{re} naissance	-0,333*** (0,023)	-0,062*** (0,017)
1 an après	-0,191*** (0,023)	-0,146*** (0,019)
2 ans après	-0,139*** (0,020)	-0,100*** (0,017)
3 ans après	-0,164*** (0,020)	-0,135*** (0,018)
4 ans après	-0,115*** (0,020)	-0,105*** (0,017)
5 ans après	-0,086*** (0,018)	-0,091*** (0,016)
6 ans après	-0,104*** (0,020)	-0,115*** (0,016)
7 ans après	-0,097*** (0,017)	-0,097*** (0,015)
8 ans après	-0,112*** (0,019)	-0,106*** (0,017)
9 ans après	-0,105*** (0,017)	-0,115*** (0,016)
10 ans après	-0,055*** (0,015)	-0,075*** (0,014)
11 ans après	-0,050** (0,016)	-0,064*** (0,015)
12 ans après	-0,017 (0,014)	-0,034* (0,013)
13 ans après	-0,005 (0,015)	-0,017 (0,014)
14 ans après	0,024 (0,014)	0,021 (0,013)
15 ans après	0,043** (0,014)	0,035* (0,014)
16 ans après	0,052*** (0,013)	0,046*** (0,013)
17 ans après	0,096*** (0,013)	0,085*** (0,012)
18 ans après	0,118*** (0,013)	0,109*** (0,012)
19 ans après	0,110*** (0,015)	0,107*** (0,014)
20 ans après	0,138*** (0,016)	0,139*** (0,015)
Constante	-0,007** (0,001)	-0,009*** (0,001)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓
Personnes-années	102 262	104 399
Personnes	8 787	8 823

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les coefficients sont exprimés en comparaison du groupe contrôle, c'est-à-dire les femmes sans enfant. *** : $p < 0,01$; ** : $p < 0,05$; * : $p < 0,1$

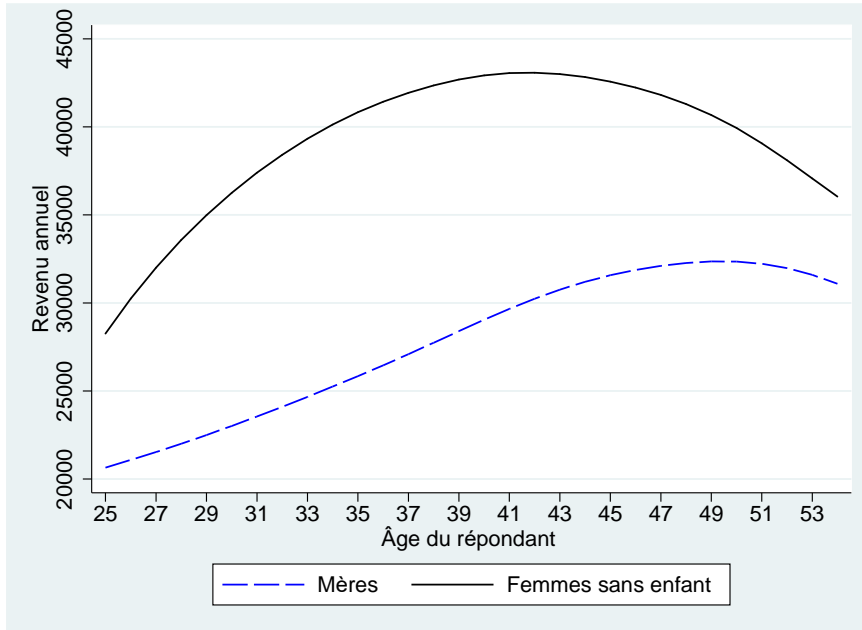
Tableau A18 : Résultats des modèles à effets fixes des trajectoires de revenus, hommes (Canada)

Variable dépendante : résidus du log du revenu	Canada	
	Revenus d'emploi	Avec prestations
5 ans avant	-0,141*** (0,031)	-0,139*** (0,030)
4 ans avant	-0,077*** (0,022)	-0,081*** (0,021)
3 ans avant	-0,032 (0,020)	-0,030 (0,018)
2 ans avant	-0,009 (0,016)	-0,016 (0,016)
1 an avant	0,033* (0,014)	0,030* (0,013)
1 ^{re} naissance	0,043** (0,013)	0,0438*** (0,013)
1 an après	0,030* (0,014)	0,034** (0,013)
2 ans après	0,034** (0,012)	0,040*** (0,011)
3 ans après	0,010 (0,014)	0,016 (0,013)
4 ans après	0,015 (0,013)	0,016 (0,012)
5 ans après	0,018 (0,011)	0,011 (0,011)
6 ans après	0,018 (0,012)	0,014 (0,011)
7 ans après	-0,004 (0,012)	-0,005 (0,011)
8 ans après	-0,011 (0,011)	0,003 (0,010)
9 ans après	-0,007 (0,012)	-0,007 (0,011)
10 ans après	-0,022 (0,011)	-0,019 (0,011)
11 ans après	0,000 (0,011)	-0,003 (0,011)
12 ans après	0,004 (0,011)	0,007 (0,010)
13 ans après	0,006 (0,010)	0,011 (0,010)
14 ans après	0,003 (0,011)	-0,003 (0,011)
15 ans après	0,004 (0,011)	0,009 (0,010)
16 ans après	-0,011 (0,012)	-0,017 (0,012)
17 ans après	0,004 (0,012)	0,006 (0,012)
18 ans après	-0,015 (0,014)	-0,018 (0,013)
19 ans après	-0,010 (0,017)	-0,005 (0,016)
20 ans après	0,017 (0,017)	0,016 (0,017)
Constante	-0,009*** (0,002)	-0,009*** (0,001)
Contrôles pour l'expérience et l'âge	✓	✓
Personnes-années	107 520	109 381
Personnes	8 390	8 418

Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. Les écarts-types permettant de la corrélation au niveau des individus sont entre parenthèses. Les coefficients sont exprimés en comparaison du groupe contrôle, c'est-à-dire les hommes sans enfant. *** : p<0,01; ** : p<0,05; * : p<0,1

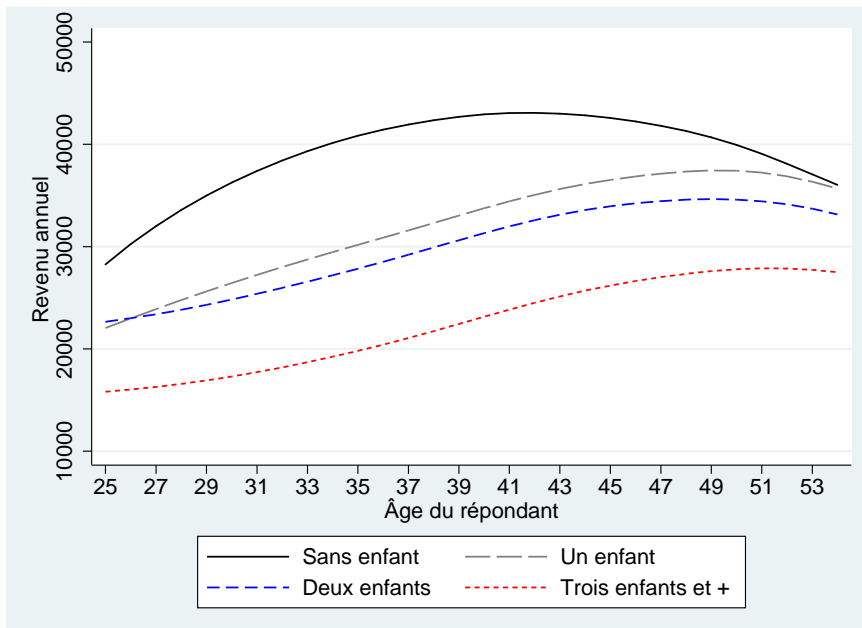
Figure A1 : Revenus moyens des mères et des femmes sans enfant par âge (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

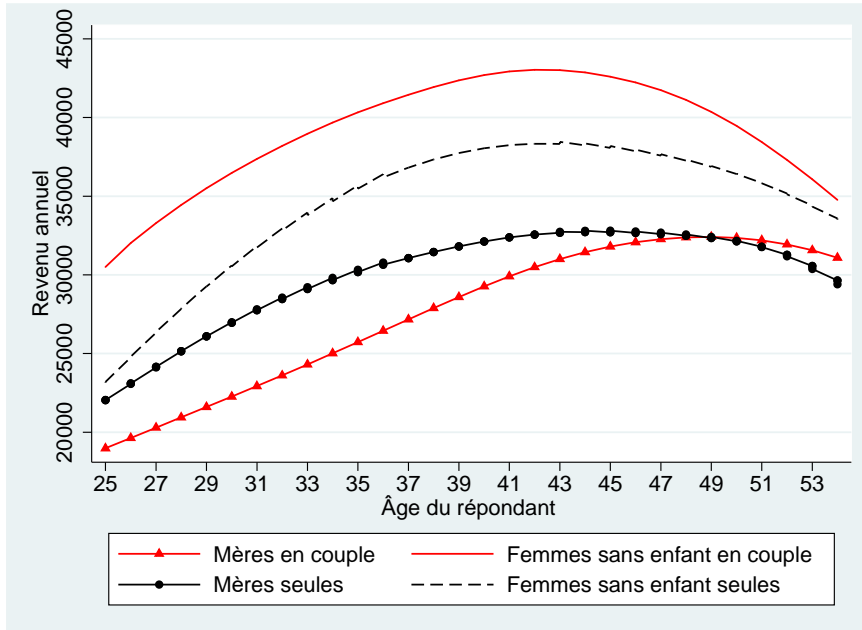
Figure A2 : Revenus moyens des femmes par âge et nombre d'enfants (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

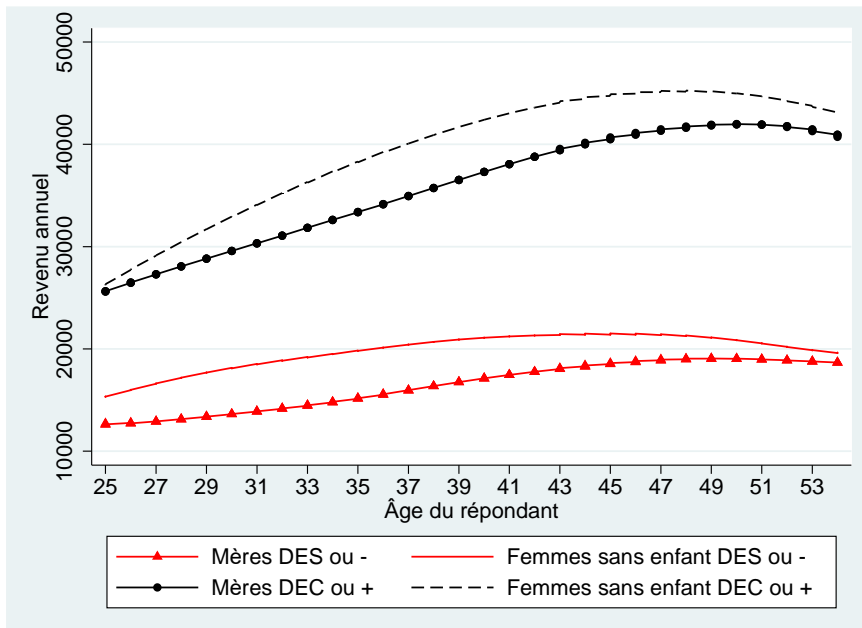
Figure A3 : Revenus moyens des femmes par âge et statut matrimonial (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

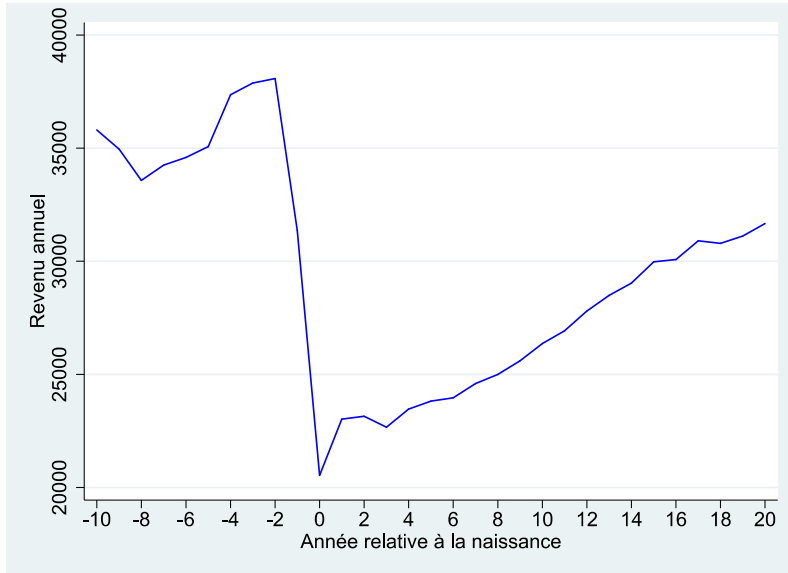
Figure A4 : Revenus moyens des femmes par âge et niveau d'éducation (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

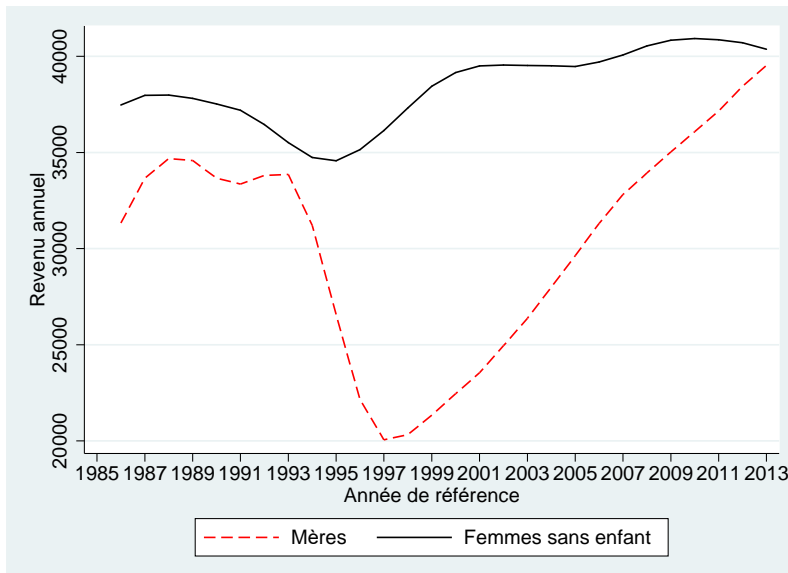
Figure A5 : Revenus moyens des mères relativement à la naissance de leur premier enfant (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

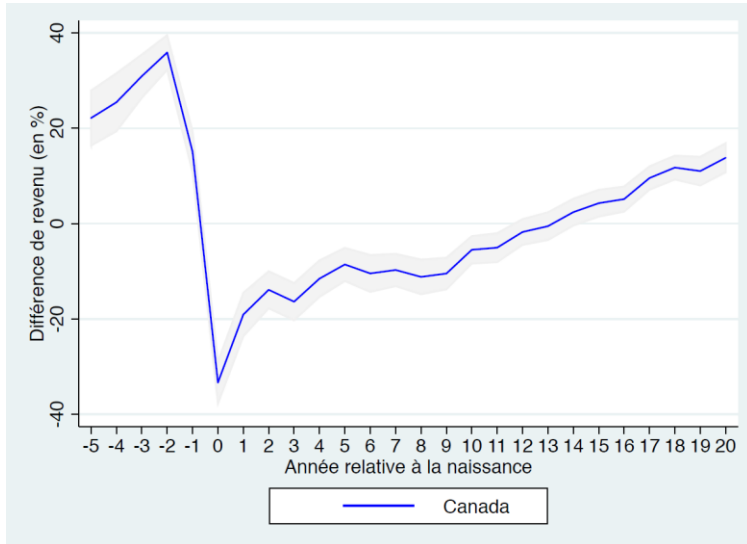
Figure A6 : Revenus des mères ayant eu un enfant en 1996 et des femmes sans enfant (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les revenus moyens sont exprimés en dollars constants de 2016 et calculés en pondérant avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada.

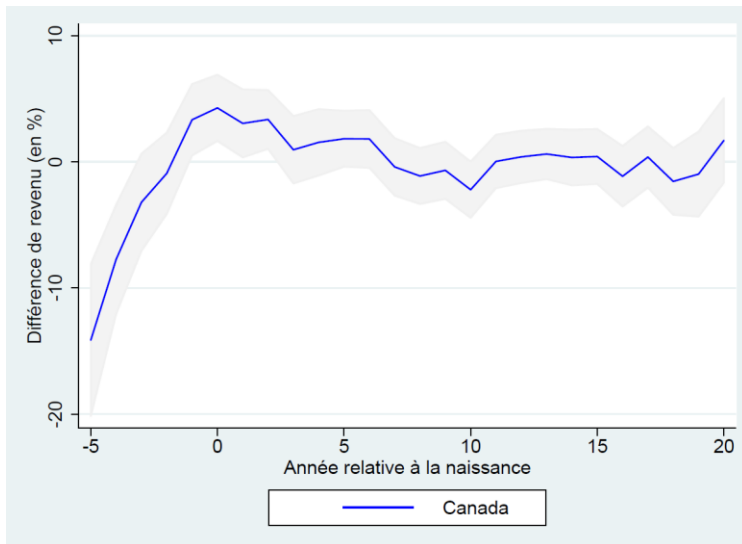
Figure A7 : Trajectoires de revenus d'emploi, femmes (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux coefficients estimés présentés au tableau A17. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La zone ombragée représente l'intervalle de confiance à 95 %.

Figure A8 : Trajectoires de revenus d'emploi, hommes (Canada)



Source : calculs des auteures à partir des données de l'ELIA (2012) et des fichiers T1 (1982-2013)

Note : Les valeurs présentées sur l'axe des Y correspondent aux coefficients estimés présentés au tableau A18. Les résultats sont pondérés avec les poids d'échantillonnage fournis par Statistique Canada. La zone ombragée représente l'intervalle de confiance à 95 %.