

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA PARTICIPATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL DES MÈRES
MONOPARENTALES : DÉTERMINANTS SOCIO-ÉCONOMIQUES ET
DISCRIMINATION RACIALE

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
ANTONY DUPLAN

JANVIER 2024

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.04-2020). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je voudrais tout d'abord exprimer ma profonde gratitude et souligner la contribution de la directrice de ce mémoire, Mme Raquel FONSECA pour sa patience, son dévouement et ses judicieux conseils tout au long de la rédaction de ce mémoire. J'aimerais également remercier Mme Martine BOISELLE-LESSARD pour sa disponibilité et ses nombreuses interactions facilitantes du côté administratif de mon parcours durant la rédaction de ce mémoire. Ce travail dépend de données recueillies et traités par Statistiques Canada et par l'Université du Michigan, deux organisations ayant contribué à la réalisation de ce travail et auxquelles nous transmettons nos remerciements. Je me dois personnellement de remercier l'analyste M Brendyn JOHNSON pour ses disponibilités, ses nombreux conseils, son professionnalisme et surtout son dévouement pour faciliter la vie de chercheurs. Ce travail n'aurait pas pu être possible sans l'aide financière du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), la Chaire de recherche sur les enjeux économiques intergénérationnels (CREEI) et aux Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC) . Je remercie sincèrement leur soutien à la rédaction de ce mémoire.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	vi
LISTE DES FIGURES	viii
RÉSUMÉ	x
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
CHAPITRE II DESCRIPTION DES DONNÉES	14
2.1 Panel Study of Income Dynamics (PSID)	14
2.2 Étude longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA)	15
2.3 Description des variables construites	16
2.3.1 Variables dépendentes	16
2.3.2 Covariables	17
2.3.3 Variables non-disponibles	22
2.3.4 Échantillonnage	23
2.3.5 Limites des données	24
CHAPITRE III STATISTIQUES DESCRIPTIVES	25
3.1 Statistiques descriptives pour les États-Unis et le Canada	25
3.2 Évolution des variables canadiennes et américaines	34
3.2.1 L'évolution du salaire annuel	34
3.2.2 Comparaison de l'évolution des heures travaillées annuellement	38
3.2.3 Étude de l'écart d'éducation dans les deux pays	40
3.3 Composition ethnique des échantillons	43

CHAPITRE IV MÉTHODOLOGIE	45
4.1 Stratégie empirique pour l'estimation des salaires et des heures de travail	45
4.1.1 Méthodes d'estimation de panel	46
4.1.2 Modèle d'estimation du salaire	48
4.1.3 Modèle d'estimation des heures travaillées	50
4.1.4 Régressions lineaires : Minorité visible	53
4.2 Décomposition d'Oaxaca-Blinder	53
CHAPITRE V RESULTATS	57
5.1 Regressions et tests	57
5.1.1 Regressions : minorité visible	58
5.1.2 Test de Breusch-Pagan : effet aléatoires vs. effet fixes	59
5.2 Déterminants du revenu salarial des mères monoparentales	60
5.3 Déterminants des heures travaillées des mères monoparentales	65
5.4 Décomposition Oaxaca-Blinder	70
5.4.1 Différences de salaire : mères monoparentals - minorité visible	70
5.4.2 Différences d'heures de travail : mères monoparentals - minorité visible	76
5.5 Discussion	80
CONCLUSION	83
APPENDICE A ANNEXE	84
A.1 Données & Statistiques Descriptives	84
APPENDICE B ANNEXE : STATISTIQUE DESCRIPTIVES ET MÉTHODOLOGIE	86
B.1 Équations du travail de Mumford <i>et al.</i> (2019)	86
B.2 Histogrammes illustrant les écarts d'heures travaillées et de revenu annuel au Canada et aux États-Unis	88
APPENDICE C ANNEXE : RÉSULTATS	90

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
3.1	Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon américain - Partie 1	27
3.2	Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon américain - Partie 2	28
3.3	Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon canadien - Partie 1	32
3.4	Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon canadien - Partie 2	33
5.1	Coefficient, Écart-type et Valeur p de la variable notant l'appartenance à une minorité visible	59
5.2	Résultat du test de Breuch-Pagan	60
5.3	Régression du log népérien du salaire pour l'échantillon américain et canadien	63
5.4	Régression du log népérien des heures travaillées par les mères monoparentales sur le marché du travail américain et canadien	68
5.5	Décomposition de l'écart du log du salaire entre les femmes monoparentales blanches et non-blanches	74
5.6	Décomposition de l'écart du log des heures travaillées entre les femmes monoparentales blanches et non-blanches	79
C.1	Statistiques descriptives complémentaires pour les mères monoparentales américaines	90
C.2	Statistiques descriptives complémentaires pour les mères monoparentales canadiennes	91
C.3	Régression de toutes la variables d'intérêt pour étudier le coefficient sur la variable de minorité visible	92

C.4 Décomposition de l'écart du log du salaire toutes les personnes blanches et non-blanche	93
--	----

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
3.1	Évolution du salaire annuel moyen et médian des femmes monoparentales Américaines et Canadiennes entre 2011 et 2019	35
3.2	Évolution de la moyenne des heures travaillées annuellement l’an passé des femmes monoparentales américaines entre 2011 et 2019 .	40
A.1	Carte des États-Unis divisé en région de recensement	85

AVANT-PROPOS

Ce mémoire est écrit dans le cadre de l'obtention d'une maîtrise en économie à l'Université du Québec à Montréal (UQAM). Il s'intéresse principalement à la présence potentielle de discrimination raciale chez les mères monoparentales canadiennes et américaines. Le sujet de ce mémoire est venu en partie suite aux manifestations découlant du meurtre de George Floyd aux États-Unis. La question de la présence de discrimination a toujours été intéressante, mais l'événement a pesé dans la balance. La combinaison de ce sujet avec celui des mères monoparentales est venue quant à elle en raison du constat que cette situation familiale est de plus en plus fréquente et des discussions des effets de cette situation familiale particulièrement chez la population afro-américaine.

Ce travail vise à dresser un portrait de la situation canadienne en la comparant aux États-Unis pour deux raisons. D'abord, parce que le sujet est inexploré au Canada et qu'il est difficile d'explorer le sujet sans tirer de parallèles avec un autre pays. Ensuite, parce que la perception publique sur les questions sociales entre les Américains et les Canadiens est que les Canadiens sont plus souvent généreux, tolérants et progressistes que leurs voisins du sud. Autrement dit, le Canada à la réputation d'avoir une société plus équitable dans l'ensemble. Il semblait pertinent de situer la situation nationale en utilisant ce point de référence tout en remettant en question la véracité de cette conception.

RÉSUMÉ

Le marché du travail est un marché qui affecte la vaste majorité des individus en société. Une multitude de facteurs affectent les opportunités et les résultats des acteurs économiques du marché du travail. Cependant, puisqu'il s'agit de plus que les compétences de l'individu, plusieurs facteurs autres que les compétences influencent les résultats sur ce marché. Le travail présent s'intéresse à ces résultats et se penche sur la question du potentiel de discrimination en observant l'effet d'être une femme monoparentale issue de minorités visibles par rapport aux femmes monoparentales blanches sur le salaire horaire et les heures travaillées annuellement dans deux pays : le Canada et les États-Unis. L'objectif principal de ce travail est d'étudier la situation des mères monoparentales au Canada puisque le sujet est peu exploré dans ce pays. Nous cherchons à savoir si l'écart de revenu observé entre les mères monoparentales blanches et non-blanches de notre échantillon peut être expliqué en partie par de la discrimination. Pour ce faire, nous observerons d'abord l'importance de cet écart. Ensuite, nous utiliserons des régressions pour déterminer la significativité de la race des répondantes pour leurs niveaux de salaire et d'heures travaillées. Après cela, nous utilisons une décomposition d'Oaxaca intertemporelle pour observer quelle partie de l'écart est expliquée. En suivant cette façon de faire, nous trouvons que l'écart est plus important aux États-Unis qu'au Canada pour toutes nos variables étudiées. On remarque également qu'il ne semble pas avoir d'écart en ce qui concerne les heures travaillées dans les deux pays. Nous trouvons également que l'importance de l'effet non expliqué est plus grande au Canada pour le salaire horaire. Malgré tout, il est plus probable qu'on observe de la discrimination aux États-Unis qu'au Canada en raison de l'importance de l'écart entre les deux groupes de femmes.

Mots-Clés : Mères monoparentales, Discrimination, Marché du travail, Décomposition d'Oaxaca-Blinder, Canada, États-Unis

INTRODUCTION

La hausse de la participation des femmes au marché du travail en Amérique du Nord est un phénomène observable depuis plus de 70 ans. Les heures travaillées par les femmes ainsi que leurs salaires sont en hausse depuis qu'elles ont intégré le marché du travail. Cependant, il demeure toujours un écart observable dans plusieurs domaines malgré le progrès récent. Statistique Canada collecte régulièrement des données sur une multitude de sujets, incluant des données salariales liées à la qualité de l'emploi au Canada. Ainsi, nous pouvons constater que l'écart salarial entre hommes et femmes au Canada a diminué d'environ 8 points de pourcentage entre 1998 et 2021 pour atteindre actuellement environ 11% selon l'enquête de Statistique Canada (2022). On peut observer des faits similaires aux États-Unis selon l'institut de recherche Pew, *Pew Research Institute*, et le bureau des recensements américains, *US Census Bureau*, il existe un écart se situant entre 16% et 18% entre les hommes et les femmes (voir Barroso et Brown, 2021 et Creamer *et al.*, 2020). Cet écart est indicatif d'un besoin de continuer à travailler dans certaines sphères pour le réduire davantage. L'existence de mesures mises en place pour venir en aide à différents sous-groupes comme l'action positive (*affirmative action*) aux États-Unis indique le besoin d'assistance de ces différents groupes. Naturellement, les éléments précédents n'affectent pas que les femmes lorsqu'il est question des résultats sur le marché du travail. On parlera alors de l'intersection entre le fait d'être une femme et d'autres facteurs, ce qui se trouve au cœur de notre intérêt.

En effet, nous nous intéressons à l'intersection entre la situation d'une femme monoparentale et d'une femme appartenant à une minorité visible. En étudiant

l'enquête sur la qualité de l'emploi au Canada qui se penche sur la question du revenu selon le groupe de minorités visibles, on trouve qu'une personne n'appartenant pas à une minorité visible et qui n'est pas autochtone gagne en moyenne 33,44\$ par heure. Ce montant n'est pas atteint par tous les autres groupes sauf les personnes d'origine chinoise qui surpasse légèrement ce salaire moyen (33,84\$ par heure, Statistique Canada (2022)). Encore une fois, on trouve des faits semblables aux États-Unis : mis à part les asiatiques, le revenu annuel pour les personnes n'étant pas blanches se trouve sous le niveau des personnes blanches, soit un moyenne de 101 732\$ et une médiane de 72 204\$ (voir Creamer *et al.*, 2020). Les enquêtes étudiées dans les deux pays semblent donc indiquer un écart entre les personnes blanches et les personnes d'autres origines, et ce, dans l'ensemble de la population. Naturellement, il n'y a pas de raison de croire que les femmes monoparentales sont exemptes de ce type de différences.

Certains auteurs argumentent que le fait d'appartenir à une minorité visible ajoute une dimension possible de discrimination unique aux femmes, puisqu'elles peuvent être discriminées en raison de leur ethnie et à leur sexe (Ortiz et Roscigno, 2009). Pour illustrer ce fait, on peut penser au fait que les gens appartenant à la majorité (ou qui semble y appartenir, par exemple par leur nom) bénéficient d'un avantage lors de l'obtention d'un emploi. Ainsi, on peut observer un délai jusqu'à 50% plus court pour obtenir une entrevue pour un profil identique si on semble faire partie de la majorité (voir Bertrand et Mullainathan, 2004). Ce genre de résultat s'observe aussi dans les taux de chômage, selon l'ethnie des individus. En 2016, les Canadiens issus de minorités visibles avaient un taux de chômage de 9.2% (9.6% pour les femmes et 8.8.% pour les hommes) par rapport au 7.2% de taux de chômage chez les personnes non racisées (voir Block *et al.*, 2020). La même étude nous apprend également que les hommes de 25 à 54 ans issus de minorités visibles gagnent 71 cents pour chaque dollar qu'un homme non racisé

gagne. Chez les femmes du même groupe d'âge, c'est plutôt 79 cents pour chaque dollar. De plus, ces résultats persistent passé la première génération, bien qu'ils s'amenuisent (Block *et al.*, 2020). Sachant cela, il est facile de croire que certains aspects d'une personne peuvent l'aider ou lui nuire. La situation des mères monoparentales racisées pourrait donc être une situation uniquement désavantageuse, car elles peuvent être victimes de discrimination raciale, de discrimination de genre, et de discrimination vu leur état civil. Ce bref raisonnement illustre pourquoi il sera question de l'intersection entre deux de ces sous-populations dans ce travail puisqu'il est intéressant de vérifier si les données empiriques soutiennent cette explication.

Plus précisément, nous nous intéressons à la différence qui se trouve entre les femmes monoparentales blanches et les femmes monoparentales issues de minorités visibles d'abord aux États-Unis puis au Canada. Nous avons pour but de comparer leurs situations de similarité variable en lumière des événements récents selon l'état et l'année observée. En effet, vivre dans différents états ou provinces veut dire des institutions et des circonstances vastement différentes. Concrètement, nous posons la question suivante : peut-on expliquer l'écart entre les femmes monoparentales de différents groupes ethniques en partie par la discrimination raciale ? Cette question a pour but d'enrichir la littérature sur la discrimination raciale au Canada en nous comparant à un pays voisin qui a une littérature extensive sur la discrimination en raison de leur histoire différente et de l'importance de ce phénomène dans leur société tant actuellement que dans le passé. Nous voulons également faire état de la situation canadienne pour confirmer ou non la perception du Canada comme un pays où la discrimination est bien moins présente que chez notre voisin.

Pour répondre à cette question, nous utiliserons un modèle simple d'offre de travail tel que présenté dans plusieurs travaux tels que Mumford *et al.* (2019) et Koebel et Schirle (2016). Des régressions longitudinales seront ensuite faites pour chaque groupe de mères monoparentales. Nous utiliserons aussi une décomposition d'Oaxaca-Blinder adaptée à des régressions longitudinales en utilisant la méthodologie présentée dans Kröger et Hartmann (2020) comme base à nous modèles.

Nous commencerons par une revue de la littérature sur le sujet élargi. Pour donner suite à cela, nous traiterons des détails et particularités de notre échantillon pour ensuite traiter des statistiques descriptives de notre sous-échantillon. Nous aborderons par la suite la méthodologie utilisée, notamment les modèles de régressions, les méthodes d'estimation de panel et la décomposition de Oaxaca-Blinder. Après toutes ces étapes, il sera possible d'observer les résultats des régressions et des décompositions dans le but de les analyser. Ce faisant, on apprendra que l'écart de revenu aux États-Unis est plus important qu'au Canada, mais que les deux pays peuvent expliquer une partie de l'écart par de la discrimination. Nous trouverons également qu'il ne semble pas y avoir d'écart d'heures travaillées au Canada. L'écart des heures travaillées par les mères monoparentales américaines est quant à lui bien présent, mais est principalement expliqué par des différences de caractéristiques et est donc peu probable d'être expliqué par de la discrimination.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Il existe une littérature abondante et variée traitant des sujets liés aux mères monoparentales et aux défis qu'elles peuvent rencontrer sur le marché du travail. Cependant, il y a relativement peu d'études se penchant sur la différence dans le marché du travail subie par les femmes monoparentales issues de minorités limitées. La littérature comparant l'impact de ces différences dans différents pays est également peu développée. Nous situons donc notre travail dans une le contexte d'autres travaux traitant partiellement de notre sujet.

Le premier travail cité traite de la situation des mères monoparentales par rapport aux mères mariées est celui d'Evans (1984). Ce papier explique que les femmes sont moins souvent employées que les hommes sur le marché du travail et que les mères monoparentales travaillent plus d'heures que les mères mariées. On trouve également que le salaire des femmes monoparentales est légèrement plus haut que celui des femmes mariées, mais reste environ deux tiers du revenu moyen d'un homme. Naturellement, ces faits stylisés ont évolué étant donné le taux d'emploi des mères mariées dans cette étude est de 40.0%, ce qui n'est plus le cas maintenant. Ceci dit, le travail d'Evans soulève des résultats qu'on peut toujours observer dans des études et des statistiques plus récentes, comme le fait que les mères monoparentales restent plus longtemps sans travail et sont

surreprésentées dans les ménages à faibles revenus et dans les bénéficiaires d'aide sociale. Ces faits semblent toujours d'actualité comme nous le verrons dans la section des statistiques descriptives de notre échantillon. Nous pouvons dire que ce travail constitue la base de notre compréhension du contexte en ce qui concerne la situation des femmes monoparentales.

Le papier d'Erdal (2004) expose le fait que les mères monoparentales travaillent plus souvent dans des emplois atypiques, soit en raison de la période (par exemple, les quarts de nuits) ou bien par le nombre d'heures. Par conséquent, l'aide financière apportée aux parents monoparentaux devrait viser à aider les femmes monoparentales à trouver un emploi plus normal (c'est-à-dire un emploi à temps plein et de jour) et qui possède des possibilités d'avancement de carrières. Une politique publique répondant à ces critères est par le fait même bénéfique pour les mères monoparentales en situation financière précaire, car un emploi stable avec des possibilités d'avoir un revenu plus important au fil du temps est une façon adéquate d'améliorer leur situation. Il faut donc maintenir l'assurance-emploi ainsi que les subventions pour la garde des enfants (*Child Care Subsidy*) puisque les subventions augmentent la probabilité de trouver un emploi de jour et qu'un emploi standard mène souvent à un meilleur revenu. De plus, les subventions sont plus utiles pour les mères qui bénéficient de l'assurance-emploi. Comme on pourrait s'y attendre, les mesures visant à aider les mères monoparentales à faibles revenus en place sont cruciales. Le travail de Bick *et al.* (2022) trouve que dévier d'une semaine standard de 40 heures déprécie le salaire et ce peu importe le sens de la déviation. Autrement dit, travailler moins de 40 heures par semaine ou plus de 40 heures par semaine implique un impact négatif sur le salaire d'un individu. Cette conclusion est complémentaire avec celles de Fang et Keane (2004) et celle de Kahne (2004). Le travail de Fang et Keane explique que la présence de ces mesures améliore énormément la participation des mères monoparentales en général, même

si d'autres mesures peuvent être plus efficaces selon la sous-population étudiée. Ces conclusions indiquent encore une fois comment il est préférable d'intervenir en ce qui concerne les politiques publiques. Ces travaux offrent une explication possible pour l'écart de revenu lorsqu'on combine les observations concernant les heures travaillées observées dans le travail d'Erdal et la conclusion du travail de Bick *et al.*. Si les femmes monoparentales occupent plus souvent des postes qui ont des heures atypiques (donc différentes de 40 heures) telles qu'observées par Erdal, alors elles souffrent d'une pénalité à leur salaire. Par le soutien de filets sociaux, il est toutefois possible d'élever la participation des mères monoparentales jusqu'à un travail à temps plein, ce qui peut les guider vers de meilleurs revenus. Notons toutefois que le travail d'Erdal ne fait pas mention de la situation familiale en dehors du fait que la mère soit seule ; il n'y a pas d'information sur la difficulté d'un enfant ou sur l'aide qu'elle pourrait avoir avec ses responsabilités par une autre personne. Ce fait rend l'interprétation des difficultés de concilier le travail avec les besoins d'un jeune enfant lorsqu'une mère travaille pendant le quart de nuit difficile à faire et peut certainement être citée comme une des limites de ce travail.

Le travail de Kahne aborde la vulnérabilité des familles monoparentales face à l'emploi. On y apprend que les mères monoparentales sont affectées de manière plus importante par la perte d'emploi¹ surtout si elles ont un salaire relativement bas puisqu'elles sont seules. De plus, le nombre de mères monoparentales augmente beaucoup plus rapidement dans le tiers inférieur de la population éduquée que dans le tiers supérieur (voir Kahne, 2004). Par conséquent, le fait d'être moins éduquée augmente la probabilité de devenir une mère monoparentale et donc d'être dans une situation financière défavorable. Ce travail se distingue en suggérant qu'une

1. c'est-à-dire qu'elles ont un taux de chômage plus élevé et restent sans emploi pendant une plus longue période.

aide dans le domaine du capital humain, notamment en ce qui concerne l'éducation, serait hautement bénéfique pour régler les problèmes auxquels les mères monoparentales font face puisque cette approche réduit le nombre de mères monoparentales dans la société et qu'elle augmente le revenu des femmes dans cette situation. Cette solution est retenue parmi quelques autres puisque favoriser l'éducation dans une population précise est une politique facilement applicable pour aider un groupe comme les mères monoparentales. L'auteure mentionne également l'assurance-emploi, le salaire minimum et certains crédits d'impôt comme des politiques publiques existantes qui aident les mères monoparentales. En combinant ce papier avec le précédent, nous avons une piste concrète pour aider les mères monoparentales. L'effet de l'éducation sur le revenu est un sujet populaire qui a conduit les chercheurs à plusieurs conclusions intéressantes. Par exemple, on peut voir dans Goldin et Katz (2007) que l'effet de l'éducation sur le salaire a varié à travers le temps. Vers la fin des années 2000, on peut constater que le rendement de l'éducation est bien moindre qu'aux périodes précédentes. Cependant, les auteurs de ce travail affirment que l'éducation est l'effet de le plus important du côté des travailleurs lorsqu'il s'agit de changements de salaires. L'observation du rendement variable de l'éducation n'est pas un phénomène rare. Il existe par exemple des travaux qui notent que le rendement de l'éducation n'est pas le même pour tous les groupes de minorités visibles. C'est le cas du prochain travail. Ce dernier trouve que certains groupes (notamment les Asiatiques) tirent plus de bénéfices de leurs éducations sur le marché du travail que d'autres au Canada (voir Chen et Hou (2019)). Les travaux précédents seront plus utiles dans la discussion que dans le reste de ce mémoire.

La publication de Koebel et Schirle (2016) se concentre sur l'effet de l'aide sociale universelle pour les enfants sur différentes femmes au Canada. Leur recherche montre que les mères monoparentales augmentent leur offre d'emploi quand les

bénéfices augmentent, alors que les femmes mariées donnent la réponse inverse. Ce fait est inattendu selon les auteures, car cela signifie que les femmes monoparentales voient leurs temps de loisir comme un bien inférieur selon les explications standard des modèles d'offre de travail puisqu'elles en consomment moins lorsque le revenu augmente. Ce travail nous offre donc une perspective d'un cas où les règles du marché du travail s'appliquaient différemment. De plus, en se fiant uniquement aux statistiques descriptives, les mères monoparentales n'ont pas de problème de participation par rapport aux mères en union. Cela dit, en prenant en compte l'âge des enfants, on constate que les femmes monoparentales ont une participation inférieure à celle des familles avec deux parents. Il en découle que nous devons également prendre en compte l'âge des enfants et possiblement nous intéresser à un sous-groupe de mères ayant des enfants plus jeunes. L'aspect le plus important à retenir est que les explications standards de l'offre du travail peuvent être insuffisantes pour expliquer le comportement des mères monoparentales. Par conséquent, il faudra élargir notre analyse pour tenter d'interpréter nos résultats.

Le prochain travail est différent des précédents et est très important parce qu'il traite de question de discrimination raciale et qu'il compare le Canada aux États-Unis. L'article d'Attewell *et al.* (2010) utilise des données des recensements américains et canadiens pour dresser un portrait de la situation salariale des noirs par rapport à celle des blancs aux États-Unis et au Canada dans le but de les comparer. Les résultats indiquent d'abord que l'écart de revenus entre les noirs et les blancs au Canada est plus petit qu'aux États-Unis si l'on ne tiens pas compte des générations d'immigrants. Lorsque la différence est prise en compte dans chaque pays, l'interprétation la plus prudente est que les deux écarts sont presque identiques. Les auteurs n'apportent pas d'explications ou même de pistes expliquant pourquoi ce pourrait être le cas. Ils nous disent simplement qu'il est étrange que deux pays avec des histoires si différentes en ce qui concerne l'oppression raciale

vécue par les personnes issues de minorités visibles produisent des résultats si semblables. Ce travail semble suggérer que la situation canadienne pourrait être bien moins égale que ce que nous pourrions croire intuitivement, ce qui est important dans le contexte comparatif du travail. Encore une fois, nous avons un travail qui est plus intéressant pour son apport à notre discussion que pour sa méthodologie.

Il faut également mentionner les situations des mères monoparentales dans les deux pays. Le livre de Nieuwenhuis et Maldonado (2018) compare la situation de ces mères dans plusieurs pays, leurs difficultés et des pistes de solution possible. Il étudie également les écarts de revenus et d'impacts de différentes politiques sur les mères monoparentales. Pour les besoins de notre travail, on peut retenir quelques éléments. D'abord, la pauvreté des foyers à un parent est à la hausse depuis quelques années au Canada et aux États-Unis. De plus, la proportion de ménages à un seul parent est également en hausse dans ces deux pays. Un autre résultat important est que l'éducation est négativement corrélée avec le fait d'être une mère monoparentale et d'être pauvre lorsqu'on appartient à ce groupe. Le risque de pauvreté lorsqu'une personne est une mère monoparentale et est peu éduquée est de près de 70% dans les deux pays (voir Härkönen, 2018), ce qui rappelle les travaux de Kahne. Des éléments complémentaires peuvent être tirés du texte suivant, bien que la période étudiée n'est pas la même. Ce fait est soutenu par l'enquête du Congrès américain. L'enquête trouve que le salaire réel de certains travailleurs moins éduqués et plus pauvres a diminué entre 1979 et 2019 (voir Donovan et Bradley, 2020). Le résultat le plus important pour le travail de Myles *et al.* (2009) est que la hausse du revenu salarial et de l'emploi des mères monoparentales s'explique en deux temps. Chez les mères plus âgées, ces gains sont expliqués par des changements démographiques, tandis que chez les plus jeunes les changements du marché du travail les expliquent. On peut aussi remarquer que dans les deux pays, les mères monoparentales blanches se portent

mieux que celles issues de minorité visible. Il faut également souligner le fait que les enfants noirs vivent plus souvent avec un seul parent tant au Canada (46% des enfants noirs de moins de 14 ans vivent avec un seul parent (Milan et Tran, 2004)) qu'aux États-Unis (57,24% des enfants noirs de moins de 18 ans vivent avec un seul parent (US Census, 2023a)).

Le paragraphe précédent invite la question de l'état de la recherche sur les pères monoparentaux. L'étude de ce sous-ensemble est peu développée comparativement à l'étude des mères monoparentales. Ce fait est expliqué dans le travail de Coles (2015) qui explique que jusqu'à la fin des années 90, les études sur cette population étaient principalement des travaux qualitatifs. Ensuite, lorsque les études ont adopté une approche plus quantitative, les résultats concernant les mères monoparentales ont été considérés représentatifs de la réalité des pères monoparentaux jusqu'à relativement récemment. L'auteure mentionne également que la recherche sur les pères monoparentaux semble être plus faite dans un optique de comparaison pour déterminer qui est le meilleur parent. En résumé, la littérature sur les pères monoparentaux n'est pas absente, mais moins explorée que celles des mères monoparentales. De plus, le sujet de ce mémoire ne les touche pas directement, ce qui signifie qu'ils ne seront pas mentionnés après ce paragraphe. Le cas des pères monoparentaux devra être traité par d'autres chercheurs, et la comparaison à ceux-ci devra venir d'un autre travail.

Bien qu'il existe peu de travaux comparant les mères monoparentales américaines et canadiennes, il existe une multitude de textes traitant de la situation de ces deux groupes. Des documents produits par les États-Unis dressent un portrait de la condition de ces mères monoparentales américaines. Le *US Census Bureau* nous montre la proportion de ces mères dans un tableau publié le 21 mars 2023. On lit qu'il y a 23% de mères monoparentales aux États-Unis et qu'il y en a 15% au Canada, comparativement à un peu moins de 7% pour le reste du

monde (US Census, 2023b). Ces travaux nous fournissent un point de référence pour notre analyse lorsqu'ils sont joints avec les travaux précédents. Nous savons également grâce aux ouvrages précédents que les mères monoparentales ont des revenus moindres que les mères en couple, même lorsque ces dernières ont des enfants, et ce, dans les deux pays. Finalement, nous pouvons rappeler que le fait d'appartenir à une minorité visible a généralement un impact négatif sur le revenu. Ce fait a été observé par Attewell *et al.* (2010) et est un fait observable depuis un certain temps. Un ouvrage de l'université McGill nous confirme en partie ce fait pour le Canada. On y lit, entre autres choses, qu'un peu avant le début du millénaire, les noirs canadiens (et particulièrement montréalais) gagnaient moins que la moyenne canadienne. Ainsi, on observait en 1996 un revenu de 19 033\$ pour les noirs contre 25 196\$ pour la moyenne canadienne (voir Torczyner et Springer, 2001). Un travail plus récent pour les Canadiens existe. Bien qu'il ne traite pas d'une population spécifique, on apprend que l'écart canadien peut passer de très visible à inexistant selon le nombre de contrôles sociodémographiques qu'on utilise dans nos comparaisons (voir Qiu et Schellenberg, 2022). Ce travail nous apporte une explication possible à un éventuel écart comparable à celui des États-Unis, ce qui manquait à Attewell *et al.* (2010).

Notre travail s'ajoute à la littérature existante et se distingue d'abord parce qu'il s'intéresse empiriquement à un écart entre les mères monoparentales de différents groupes ethniques. La situation entre les familles à deux parents et les familles monoparentales est bien documentée, de même que la discrimination raciale. Cependant, l'intersection entre les deux réalités est moins bien explorée au Canada. De plus, notre travail se distingue en comparant le Canada aux États-Unis, une comparaison peu couverte par la littérature scientifique. Nous nous intéressons principalement à la participation au marché du travail et à ses résultats, ce qui constitue une divergence mineure par rapport à la norme qui s'intéresse prin-

cipalement aux revenus. Finalement, nous pouvons ajouter une note importante : la littérature sur le sujet met d'accent sur les politiques publiques et l'impact de celles-ci sur notre population cible. Ce travail ne se concentrera pas sur cet aspect dans chacun des pays, mais plutôt sur l'écart lui-même. En d'autres termes, ce mémoire estime que l'effet des politiques et institutions se trouve dans les intangibles présents dans le pays, l'état ou la province de l'individu. Par conséquent, nous prenons en compte les sources précédentes au niveau de l'analyse et de l'interprétation de nos résultats pour expliquer les chiffres qui seront obtenus. Notons que notre travail est principalement descriptif bien qu'il tente de capturer des enjeux plus causaux avec notre méthode de décomposition. L'objectif est de mieux comprendre les écarts entre les femmes monoparentales de différentes ethnicités.

CHAPITRE II

DESCRIPTION DES DONNÉES

Les données utilisées pour ce travail viennent de deux sources différentes. Pour les données américaines, la base de données utilisée est celle du Panel Study of Income Dynamics (PSID) et pour les données canadiennes, la base de données utilisée est l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA).

2.1 Panel Study of Income Dynamics (PSID)

Le PSID (Panel Study of Income Dynamics) est une base de données longitudinale et rotative, ce qui signifie que les répondants qui quittent l'échantillon sont remplacés. La période couverte par la base de données elle-même s'étend sur plus de 50 ans, puisque les questionnaires ont été distribués entre 1968 et 2020. Cependant, nous sélectionnons uniquement les données qui se trouvent entre 2000 et 2019 pour deux raisons. D'abord, car il faut effectuer une analyse relativement récente de quelques caractéristiques importantes du marché du travail. La deuxième raison est que la période couverte par les données canadiennes (ÉLIA) couvre la période de 2012 à 2020, ce qui suggère le choix d'un intervalle qui inclut ces deux bornes. Les analyses, décompositions et régressions se trouveront donc toutes entre 2012 et 2019 pour comparer directement les deux pays tout en excluant la période de la COVID-19. Cette base de données couvre plusieurs sujets

tels que l'éducation, la santé, le statut socio-économique, et bien d'autres encore. Notons que nous détaillerons les variables utilisées dans notre modèle dans la section description des variables. Il est aussi pertinent de noter que nous utiliserons les données nettoyées par l'université d'Ohio².

2.2 Étude longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA)

La base de données canadienne est longitudinale et également rotative. La période couverte par l'échantillon est de 2012 à 2020, mais ce travail s'arrêtera en 2018 pour ne pas inclure l'impact de la COVID-19. En plus du questionnaire de base, nous avons également besoin du fichier administratif pour avoir accès aux variables de revenus totaux ainsi que du salaire annuel, hebdomadaire et horaire. Cette base de données couvre également plusieurs sujets similaires à ceux du PSID, notamment l'éducation, la santé et le statut socio-économique. Notons également que les variables utilisées dans notre modèle seront détaillées en même temps que les variables américaines afin d'indiquer comment elles sont générées.

Nous utilisons les mêmes variables, soit les heures travaillées par année et le salaire annuel. Il est aussi possible de reconnaître trois types de variables de contrôle. Le premier type inclut toutes les variables qui sont liées avec le marché du travail tel que le statut de travail à temps plein ou partiel. Le deuxième type de covariantes que nous prendrons en compte sont les variables démographiques comme l'âge, l'éducation, le nombre d'enfants et la race du répondant. Enfin, nous allons situer géographiquement l'individu de différentes façons. Nous nous intéresserons aux variables en lien avec l'état ou la province. Les variables seront définies et expliquées en détail dans les sections suivantes.

2. Pour plus d'information, consulter <https://psidonline.isr.umich.edu/Guide/default.aspx> et/ou <https://www.cnefdata.org/data/cnef-data>

2.3 Description des variables construites

2.3.1 Variables dépendentes

Bien qu'il existe une grande variété de variables salariales, nous utiliserons la variable de *salaire annuel* . Ce montant représente l'argent en dollars courants gagnés l'année passée. Le questionnaire demande le salaire annuel des répondants directement de l'an passé, ce qu'ils déclarent sur le questionnaire. Naturellement, nous ajustons ce montant en dollars réels. Nous utilisons l'IPC provenant du site de Statistique Canada et du Bureau of Labour Statistics, en fonction le pays étudié, pour en faire des montants réels. L'année de référence est 2012 puisque Statistique Canada choisit souvent l'année 2011 ou 2012 lorsqu'ils émettent des statistiques de salaires. Ceci facilite la comparaison entre les pays. De plus, la valeur du dollars canadien est presque identique à celle du dollars américain durant cette période, ce qui est un avantage pour notre analyse³. La variable de revenu est disponible pour toutes les années de notre échantillon. Il est important d'ajouter que nous avons choisi cette variable en raison de notre intérêt pour la question de la discrimination salariale perpétrée par l'employeur. On suppose que le revenu des transferts est non discriminatoire, ce qui est une hypothèse raisonnable puisqu'ils sont souvent remis par une entité selon des règles claires et bien définies.

Notre seconde variable dépendante est les *heures travaillées* . Elles sont rapportées en heures par an et sont présentées en nombres entiers, incluant zéro⁴. Ces heures sont rapportées directement par une question qui demande combien

3. Voir l'historique annuel de la Banque du Canada sous format csv au lien suivant <https://www.bankofcanada.ca/rates/exchange/legacy-noon-and-closing-rates/>

4. Le cas où les heures sont nulles est une possibilité, mais ils seront éliminé par une transformation logarithmique plus tard dans le travail.

d'heures ont été travaillées l'an passé.

Tous les montants d'argent ainsi que le nombre d'heures travaillées par années sont ensuite transformés en logarithme népérien pour en faciliter l'analyse, ce qui élimine également toutes les valeurs nulle de salaires ou d'heures travaillées. Une variable catégorielle de travail à temps plein ou temps partiel est présente dans les variables originales. La variable binaire pour le travail à temps partiel est donc simplement construite en se référant à la variable originale.

2.3.2 Covariables

Dans cette section nous présenterons trois types de covariables : les variables en lien avec le marché du travail, les variables démographiques et les variables régionales. Les détails de chaque type de covariable ainsi que les particularités de chaque pays seront expliqués ci-dessous.

Nous avons trois variables en lien avec le marché du travail. Dans la régression du logarithme népérien du revenu salarial, nous avons inclus le statut de travailleur à *temps plein ou temps partiel*. Il s'agit d'une variable dichotomique tirée d'une question sur le statut du travailleur. La réponse est utilisée pour déterminer si un travailleur travaille à temps plein ou à temps partiel. Pour les données manquantes, nous utilisons une variable d'heures travaillées par semaines ; un travailleur est considéré à temps plein si ses heures hebdomadaires sont au moins égales à 35 heures. Nous attribuons la valeur de 0 à un travailleur à temps plein et la valeur de 1 à un travailleur à temps partiel. Cette manipulation est plus courante dans l'échantillon canadien en raison du nombre plus élevé de données manquantes. Dans la régression des heures travaillées annuellement, les variables économiques sont le *salaire horaire* et le *logarithme népérien du salaire annuel*. Le salaire horaire est accessible dans le même questionnaire que le revenu annuel et

peut être calculé à partir de revenu annuel et des heures travaillées qui sont elles aussi disponibles si cette donnée est manquante. Le logarithme du salaire annuel peut être tiré directement du questionnaire comme nous l'avons expliqué plus tôt. Lorsque cette variable est manquante, il est possible de la calculer en multipliant le revenu moyen par semaines travaillées au nombre d'heure moyen travaillé par semaine. Tous les variables de revenus sont ajustés en montant réels avant de les manipuler de quelque façon que ce soit.

Les quatre variables les plus importantes dans cette section sont les variables de race et d'ethnicité, le genre des répondants, le nombre d'enfants sous l'âge sous 18 ans dans le ménage et finalement l'état civil. Commençons par parler de *la race* du répondant. Dans cet échantillon, l'origine ethnique des répondants est notée en utilisant des variables catégorielles qui classent les gens selon le groupe ethnique auquel ils s'identifient. Les répondants peuvent inscrire jusqu'à quatre origines ethniques et raciales simultanées, mais nous nous intéressons uniquement à la première puisqu'il y a trop peu de gens ayant plus d'une origine pour en faire l'analyse. Nous séparons simplement les groupes de personnes *blanches et non-blanches*⁵. Naturellement, les variables ici nommées sont rapportées telles quelles par des questions demandant directement le phénomène d'intérêt. Par exemple, le nombre d'enfants présents dans la maison est tiré d'une question qui demande exactement *le nombre d'enfants* vivant sous le toit du répondant. En ce qui concerne le *genre*, nous nous concentrons sur les femmes dans cette recherche. Une variable de genre nous informe de l'identité des répondants et nous permet de retenir notre population d'intérêt puisque nous nous intéressons uniquement aux femmes. Finalement, *l'état civil* est rapporté comme célibataire, marié, conjoint de fait, veuf/veuve ou divorcé. Pour les besoins de ce travail, nous retenons toutes

5. Afro-américain, Chinois, Japonais, Coréen, Asiatiques du Sud-Est, Autochtone, Latino-Américain, Hispanique, Indien, Arabe, Moyen-Oriental ou autre.

les femmes monoparentales.

Dans cette recherche, une **mère monoparentale** est une femme ayant un état civil différent de mariée ou conjointe de fait et ayant au moins un enfant sous l'âge de 18 ans⁶. Le nombre d'enfants mineurs est inclus dans une variable qui note le nombre d'enfants en nombre entier. C'est pour cette raison qu'on exclut les enfants de plus de 18 ans malgré le fait que plusieurs enfants continuent de vivre avec leurs parents bien après cet âge.

Les quatre variables précédentes sont identiques au Canada et aux États-Unis sauf en ce qui concerne de la race du répondant. Au Canada, on utilise plus souvent le mot *ethnie* (ou *origine ethnique*) du répondant au lieu du mot *race* qu'on trouve plus souvent aux États-Unis. Dans notre recherche, outre cette différence, la seule autre qui est pertinente est que le Canada utilise le terme noir plutôt qu'afro-américain. Toutes les autres catégories sont identiques ou équivalentes. Les autres variables démographiques et économiques sont rapportées brièvement ci-dessous :

L'âge et l'éducation. Ces variables sont simplement mesurées en nombres entiers qui représentent le nombre d'années vécues et le nombre d'années passées aux études, respectivement. Dans l'échantillon canadien, ces variables sont imputées à partir de catégories d'éducation. On attribue un nombre d'années d'études selon le plus haut diplôme obtenu.

Pour fermer la section sur les variables démographiques, il y a six autres variables à expliquer. Ces variables ont été manipulées ou viennent de questions ne nous donnant pas directement le résultat. La variable vérifiant si un *enfant*

6. Si la mère cohabite avec plusieurs personnes dont plusieurs adultes et un enfant, la mère est considérée monoparentale.

est âgé de 4 ans ou moins (1) est simplement une collection de variables qui note si l'âge du plus jeune enfant se situe entre certains âges. Plus précisément, il existe des variables qui rapportent la présence d'enfants entre 0 et 1 an ainsi que de 1 à 4 ans. Il suffit donc d'unir ces variables pour en créer une autre qui rapporte la présence d'enfants de 0 à 4 ans, ce qui a été fait. Au Canada, cette variable est rapportée de façon similaire, mais inclut les enfants de 1 à 5 ans. Par conséquent, la version canadienne utilisera la présence d'enfants sous 5 ans pour cette variable. (2) Il y a ensuite une variable indiquant *le nombre d'adultes vivant sous le même toit*. Pour calculer ce nombre, nous avons simplement pris deux variables originales : le nombre total de personnes vivant dans un ménage et le nombre d'enfants vivant dans ce même ménage. La différence entre ces deux nombres est le nombre d'adultes⁷ vivant dans un ménage, ce qui donne notre variable. De plus, les *variables d'âge* (3) et *d'années d'éducation* (4) ont été mises au carré pour créer de nouvelles variables portant le nom de la variable d'origine avec un suffixe utilisant le chiffre 2. Ces variables sont présentes, afin de capturer l'effet non linéaire qu'on peut capter en utilisant des variables aux carrés.

Les variables économiques sont le *logarithme népérien du salaire horaire minimum* et le *logarithme népérien du revenu non salarial*. Ces variables sont des variables de contrôle, car le revenu non salarial et le salaire minimum peuvent influencer le choix du nombre d'heures travaillées ainsi que les négociations salariales, ce qui justifie leur inclusion. Ces variables sont non déductibles et ne sont pas rapportées directement dans notre échantillon. La façon utilisée pour récolter ces variables est détaillée dans le prochain paragraphe qui contient l'information

7. Notons que l'interprétation de cette variable pourrait être difficile sans plus d'information sur ces personnes sachant qu'une personne âgée à charge et un jeune adulte sont tous deux détecté par cette variable. Il serait idéal d'utiliser une variable qui puisse détecter le nombre de personnes à charge, mais ce n'est pas possible pour nos échantillons.

pertinente à l'obtention de toutes les variables construites.

Pour obtenir le *revenu non salarial* (5), il suffit de soustraire le revenu salarial du revenu total pour trouver les revenus non salariaux. Poursuivons avec *le salaire minimum* (6). Cette variable ne se trouve pas dans la base de données principale et a été ajoutée pour le besoin des régressions. Il existe des bases de données rapportant directement le salaire minimum par province au Canada (de Statistique Canada⁸) et par états aux États-Unis (du Bureau of Labour Statistics⁹). Les salaires minimums nominaux par an pour les deux échantillons se trouvent donc dans ces deux bases de données. Notons que le salaire minimum a été normalisé en utilisant l'IPC avec l'année 2012 comme point de référence.

Il n'y a qu'une seule variable géographique. La variable de *région* est une variable exclusive au modèle américain tandis que la régression canadienne utilise plutôt la variable de province. Pour alléger l'équation américaine, on construit une variable indiquant que certains états appartiennent à certaines régions en utilisant la figure A.1 issue du US Census Bureau (voir l'annexe à la section A). Il existe quatre *régions* possibles : le nord-est, le mid-ouest, l'ouest et le sud des États-Unis. Ces régions sont connues par le commun des Américains et régulièrement utilisées pour parler des régions américaines, nous reprenons donc simplement leur nomenclature pour simplifier les manipulations. Cette variable a été créée à partir de la variable rapportant l'état dans lequel vit le répondant. En utilisant la carte en

8. Voir <https://srv116.services.gc.ca/dimt-wid/sm-mw/rpt2.aspx?GoCTemplateCulture=en-CA>

9. Voir <https://www.dol.gov/agencies/whd/minimum-wage/history/chart?fbclid=IwAR04MVB-GCk84d1t19Ehurx2KM4F-zOUh-dea7dn0xtQdkUgdRkzHCIIaUY> pour le minimum fédéral et/ou <https://www.dol.gov/agencies/whd/state/minimum-wage/history?fbclid=IwAR2z-wOxB-mFaXwRF8RVX78spWcjKvj9RnulNAoVKZY-71W-gn5lVgmOtUU> pour le minimum par état

annexe, nous attribuons une *région* selon l'état rapporté. La région par défaut est le Nord-Est dans le modèles américain. Naturellement, les régressions canadiennes utilisent toutes les provinces soit : le Québec, l'Ontario, le Manitoba, la Saskatchewan, l'Alberta, la Colombie-Britannique, Terre-Neuve-et-Labrador (la variable de référence), la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick et l'Île-du-Prince-Édouard. Ces variables sont directement rapportées par le questionnaire canadien.

2.3.3 Variables non-disponibles

Avant de passer à la section suivante, il est important de mentionner quelques variables étant absentes. Considérant la différence de l'importance relative de la population immigrante aux États-Unis et au Canada ainsi que des enjeux différents entre les gens natifs et immigrants, il y a un argument pour inclure la variable d'immigration dans les modèles de régression utilisés. En effet, une personne afro-américaine et un immigrant jamaïcain font face à une réalité différente. Il y a aussi une différence entre un possible cycle de pauvreté chez les individus natifs aux États-Unis faisant partis de minorité visible et la situation de certaines familles d'immigrants étant plus défavorisés. Cependant, cette variable n'est pas disponible dans les deux bases de données. Elle n'est aussi pas disponible pour toutes les années de notre échantillon. Par conséquent, nous ne pouvons pas l'inclure dans le présent travail. Il s'agit ici d'une limite importante de ce mémoire. Des travaux futurs devraient certainement utiliser cette variable. Pour les besoins de notre travail, nous ferons l'hypothèse que lorsqu'une personne est discriminée, elle ne l'est pas pour son origine réelle mais pour son origine perçue. Par conséquent, les populations d'individus se ressemblant seraient discriminés de façon similaire s'ils partagent certaines caractéristiques physiques, même s'ils n'ont pas d'origine commune. De façon plus générale, il est aussi vrai que notre modèle aurait pu mieux capter les variations dans un ou l'autre des pays étudiés en le modifiant.

Cependant, dans le but d'avoir un modèle identique, nous devons faire certains compromis, comme celui mentionné plus haut.

2.3.4 Échantillonnage

Pour faire partie de l'échantillon, il faut répondre à trois critères : être une femme, avoir au moins un enfant sous 18 ans et ne pas avoir de conjoint. Ces critères sont présents pour cibler la population pertinente à notre question. Il n'y a pas de sélection au niveau de l'âge de la mère, mais il existe des critères concernant la participation. Il faut participer au marché du travail (donc avoir plus de 0 heure travaillée par semaine en moyenne) et travailler moins de 20h par jour. Ces restrictions sont mises en place pour exclure les personnes qui ne semblent pas salariées (il est difficile d'expliquer des gens qui travaillent plus de 18h par jour en moyenne autrement que par l'entrepreneuriat) ou qui ne sont pas sur le marché du travail. Finalement, puisque nous comparerons les gens de différent groupe ethnique, nous devons sélectionner les mères blanches et celles qui ne le sont pas pour ensuite les séparer en deux groupes. Notons toutefois que l'échantillon contient ultimement les deux groupes : les mères blanches et les mères non-blanches (ou issues de minorités visibles).

La base de données américaine contient initialement 2 703 714 observations. Après avoir retiré les données manquantes et effectuées d'autres nettoyages tels que retirer les gens qui ont participé à l'enquête avant 2011, qui ne savent pas ou qui ont refusé de divulguer leur ethnicité et les gens qui travaillent un nombre non plausible d'heures, il reste 128 705 observations. Une fois ce nettoyage fait, nous isolons les mères monoparentales et il reste 6001 observations.

La base de données canadienne est différente. Il a fallu la créer en combinant deux documents : le questionnaire principal et les fichiers administratifs. Par

conséquent, toutes les variables qui n'ont pas été jumelées ont été éliminées automatiquement. Notons que le nombre d'observations dans l'échantillon original ne peut être divulgué par souci de confidentialité. Nous devons donc utiliser le nombre d'observations pondérées avec des poids fréquentiels pour cette raison. Après avoir retiré les données manquantes, les personnes dupliquées et d'autres nettoyages similaires à ceux détaillés plus haut, il reste 1400 observations non pondérées dans notre population d'intérêt au Canada.

2.3.5 Limites des données

Il y a eu quelques difficultés en lien avec les données utilisées par ce travail. D'abord, les données canadiennes sont difficiles à rassembler même lorsqu'on y a accès; il faut nettoyer et rassembler les données pour chaque année séparément. Ensuite, les données disponibles dans les deux échantillons ne correspondent pas toujours, ce qui ajoute des difficultés possibles puisqu'on compare deux pays de deux échantillons différents.

À cela s'ajoute le fait que l'information concernant les revenus non déclarés n'est pas accessible dans notre échantillon. Bien que ce type de revenus soit une possibilité lorsqu'on s'intéresse aux personnes vivant dans des milieux plus défavorisés, nous n'avons pas trouvé d'études applicables qui tiennent compte de ce fait. Il est également difficile d'avoir accès à ce genre d'information en raison de la nature de ces revenus et de l'incitatif à ne pas les divulgués.

CHAPITRE III

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Dans les sections suivantes, un portrait sera d'abord fait de la situation américaine et canadienne pour ensuite comparer les deux pays. Ceci sera fait en deux temps : d'abord avec un survol des statistiques descriptives et ensuite avec des comparaisons de l'évolution des heures travaillées et du revenu salarial annuel des femmes monoparentales. Notons que lorsque les tableaux indiquent qu'il y a eu des calculs par l'auteur, il s'agit de calculs de moyenne, de médiane, d'écart-types, etc. puisque ces paramètres qui ne sont pas fournis avec nos bases de données.

3.1 Statistiques descriptives pour les États-Unis et le Canada

Les tableaux 3.1 et 3.2 montrent l'état général des statistiques descriptives pertinentes pour les groupes étudiés dans l'échantillon américain. Notons que la moyenne et la médiane du revenu annuel ainsi que du nombre d'heures travaillées annuellement sont retrouvées dans des histogrammes présentés en annexe (voir la section B.2). Dans le tableau 3.1, on voit tout de suite que les femmes sont sous la moyenne salariale de l'échantillon complet qui inclut des hommes. Ceci confirme un fait bien connu : celui que les femmes gagnent généralement moins d'argent que les hommes. Dans la même branche, elles semblent travailler moins d'heures que les hommes tout en ayant un niveau d'éducation similaire, bien qu'elles sont plus

nombreuses que les hommes à poursuivre une éducation supérieure. Un autre fait bien documenté est mis en évidence en observant le pourcentage de travailleurs à temps partiel. On remarque que le pourcentage est bien plus élevé chez les femmes que dans l'échantillon complet, ce qui signifie que les femmes travaillent plus souvent à temps partiel que les hommes dans cet échantillon. Ces deux faits combinés ensemble semblent en accord avec la conclusion de Bick *et al.* (2022) : travailler à temps partiel plus souvent diminuerait la moyenne salariale, ce qui est observable ici. Chez l'ensemble de la population, dévier d'une semaine de 40 heures semble avoir des répercussions négatives sur le salaire (voir Bick *et al.*, 2022). Les autres variables rapportent également des faits attendus, tels que les hommes et les femmes ont à peu près autant d'enfants et sont d'environ du même âge. Ces observations étant faites, il sera d'abord question des femmes en couple (mariée ou non) avec enfants puis sur des femmes monoparentales. Les statistiques descriptives indiquent un fait qui est bien documenté : les femmes issues du groupe majoritaire (ici, les femmes blanches) ont de meilleurs résultats sur le marché du travail que les femmes de minorités visibles. Ce fait est observable dans plusieurs statistiques. Par exemple, le salaire moyen et médian des femmes monoparentales blanches est supérieur au salaire moyen des femmes célibataires sans enfant de toutes races, tandis que le salaire moyen et médian des femmes monoparentales non-blanches est inférieur à celui des femmes célibataires sans enfant. Ce fait en particulier est observable dans la population générale, tel que mentionné dans le travail de Creamer *et al.* (2020). Il en va de même pour le nombre d'heures travaillées. De plus, on remarque que le taux de participation à temps plein est supérieur pour les mères monoparentales que chez les femmes en couple avec enfants. On peut croire que ce fait est explicable en partie par le fait que la pénalité sur le salaire est relativement moins importante pour un individu lorsqu'il y a présence d'un deuxième revenu dans un ménage puisque la valeur marginale du revenu déprécié est moindre en présence d'aide financière autre.

Tableau 3.1: Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon américain - Partie 1

Plein échantillon (hommes et femmes)						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	48394	1957	13,53	31,67%	41,69	0,97
Écart-type	80037	762	2,33	46,52%	12,66	1,20
Médiane	35637	2016	13	-	40	1
N	96013	96013	96013	96013	96013	96013
Toutes les femmes						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	34215	1757	13,58	42,32%	41,12	1,01
Écart-type	33425	723	2,28	49,41%	12,54	1,20
Médiane	27970	1920	13	-	40	1
N	49089	49089	49089	49089	49089	49089
Femmes en couple avec enfant						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	36236	1690	13,90	46,18%	37,98	1,93
Écart-type	36404	706	2,35	49,86%	8,37	0,97
Médiane	29030	1880	14	-	37	2
N	14851	14851	14851	14851	14851	14851

Source : Calculs de l'auteur à partir de données du PSID (2011 à 2019) fournies par l'Université du Michigan

Tableau 3.2: Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon américain - Partie 2

Femmes célibataire sans enfant						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	34180	1870	13,93	36,55%	34,26	0
Écart-type	29442	730	2,17	48,16%	12,43	0
Médiane	28063	1976	14	-	30	0
N	6250	6250	6250	6250	6250	6250
Femmes monoparentale blanches						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	35250	1841	13,33	39,51%	39,86	1,76
Écart-type	34934	693	2,29	48,90%	8,76	0,90
Médiane	27588	1936	13	-	39	2
N	1919	1919	1919	1919	1919	1919
Femmes monoparentale non-blanches						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	29958	1829	13,18	38,37%	41,11	1,89
Écart-type	22126	745	1,88	48,64%	9,79	1,03
Médiane	27096	1960	13	-	41	2
N	2785	2785	2785	2785	2785	2785

Source : Calculs de l'auteur à partir de données du PSID (2011 à 2019) fournies par Université du Michigan

Dans le tableau 3.2, on peut voir que les femmes monoparentales non-blanches travaillent un peu plus souvent à temps plein que les femmes monoparentales blanches, ce qui ne se traduit pas dans les heures travaillées ou dans le salaire moyen ni dans le salaire médian. De plus, l'échantillon inclut près de 50% plus de mères monoparentales non-blanches que blanches chez les mères monoparentales. Ce fait est en accord avec les informations présentées dans US Census (023B), selon lesquelles il y a plus d'enfants issues de minorités visibles qui ont un seul parent. On voit aussi que le nombre d'enfants est relativement similaire pour toutes les femmes ayant des enfants. Toutes ces statistiques indiquent que les femmes monoparentales blanches s'en tirent mieux financièrement que les femmes monoparentales non-blanches (la moyenne du revenu chez les mères monoparentales blanches est 17% plus élevée et la médiane 2% plus grande). Elles s'en tirent presque aussi bien que les femmes célibataires sans enfant en général (moyenne 3.1% plus grande et médiane inférieure de 1,7%), ce qui est indicatif d'un écart qu'on étudie.

On retrouve les statistiques descriptives équivalentes pour le Canada dans les tableaux 3.3 et 3.4. On décrit les statistiques en comparaison aux États-Unis. Intuitivement, on serait porté à croire que les tendances des groupes sont très semblables entre les hommes et les femmes dans les deux pays, bien que le Canada semble plus égalitaire entre hommes et femmes vu les faits observés par Statistique Canada (2022). En observant le tableau 3.3, cette intuition semble confirmée : on voit encore une fois que les femmes sont sous la moyenne salariale de l'échantillon complet, ce qui inclut également les hommes comme dans l'échantillon américain. Une autre ressemblance avec les États-Unis est que l'on trouve que les femmes travaillent moins d'heures par an, travaillent plus souvent à temps partiel, ont environ le même âge et sont légèrement plus éduquées que les hommes. Ceci étant dit, il semble y avoir une différence en ce qui concerne les écart entre les femmes

monoparentales et celles en couple. Bien qu'on observe une dynamique similaire au niveau de l'écart de revenu entre les mères blanches et non-blanches (même si l'écart en dollars nominal est nettement inférieur au Canada qu'aux États-Unis) dans les deux pays, on peut voir que les mères en couple avec enfants ont un revenu plus élevé que les femmes monoparentales (voir tableau 3.4). Un fait semblable s'observe aux États-Unis. Les mères en couple américaines ont 36 235\$ de moyenne et 29 030\$ de médiane et les mères monoparentales blanches ont près de 700\$ de moins à leur moyenne et ont une médiane inférieure d'environ 1 000\$. Les mères non-blanches ont un revenu moyen de près de 6 250\$ plus faible que celui des mères en couple et une médiane inférieure d'environ 2 000\$. Au Canada, les écarts de revenus entre la moyenne et la médiane des mères en couple et les mères blanches sont de 2 700\$ et 700\$ inférieurs respectivement, tandis que celles entre les mères en couple et les mères non-blanches sont de 5 900\$ et 4 100\$ moindres. Ces écarts suggèrent que l'écart est plus poussé par les mères en couple blanches que par les mères en couple en tant que groupe. Autrement dit, l'écart de revenu selon l'état civil est aussi expliqué par l'origine ethnique des mères que leurs états civils. On remarque également que les femmes en couple travaillent plus souvent à temps partiel que les femmes monoparentales (40.5% chez les femmes monoparentales blanches et 29.0% chez les femmes monoparentales non-blanches) au Canada. Ce fait est à la fois intuitif et observable dans l'échantillon précédent. On le justifie donc de la même façon. Notons également que les mères canadiennes non-blanches travaillent plus souvent à temps plein que tous les autres groupes étudiés dans les échantillons avec un taux de travail à temps partiel de 29.0%¹⁰. Ceci pourrait expliquer une partie de l'écart de salaire entre les femmes monoparentales non-blanches des deux pays. Pour terminer l'analyse canadienne, on remarque que

10. Ce qui est un peu plus de 5 points de pourcentage plus bas que l'échantillon complet canadien et environ 2 points de pourcentage plus bas que l'échantillon complet américain

les mères monoparentales sont majoritairement blanches . Elles composent près de 85% de ce sous-échantillon. Dans le tableau 3.4, on observe que les femmes monoparentales blanches gagnent mieux leur vie que leurs semblables issues de minorités visibles, mais différentes dans leur importance (par exemple, les heures travaillées sont presque identiques pour tous les groupes au Canada).

Tableau 3.3: Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon canadien - Partie 1

Plein échantillon (hommes et femmes)						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	42800	1900	13,53	34,3%	42,03	0,77
Écart-type	63300	900	3,95	47,5%	14,65	1,05
Médiane	32400	2000	15	-	42	0
N*	76437500	76437500	76437500	76437500	76437500	76437500
Toutes les femmes						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	34600	1700	13,64	46,2%	41,58	0,7976
Écart-type	47400	700	4,01	49,9%	14,34	1,04
Médiane	26700	1900	15	-	42	0
N*	36470000	36470000	36470000	36470000	36470000	36470000
Femmes en couple avec enfant						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	42100	1800	14,24	42,0%	44,15	1,86
Écart-type	73100	700	4,31	49,3%	8,99	0,82
Médiane	34300	1900	15	-	44	2
N*	10144600	10144600	10144600	10144600	10144600	10144600

Source : Calculs de l'auteur à partir de données pondérées de Statistique Canada par voie de l'ÉLIA, vagues 1 à 4 (2012 à 2018)

N* = Observation pondérée par un poids fréquentiel.

Tableau 3.4: Statistiques descriptives pour différents groupes de l'échantillon canadien - Partie 2

Femmes célibataire sans enfant						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	35400	1800	13,52	41,4%	39,82	0
Écart-type	26900	600	4,18	49,3%	14,02	0
Médiane	32100	1900	15	-	36	0
N*	2840900	2840900	2840900	2840900	2840900	2840900
Femmes monoparentale blanches						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	39400	1900	13,66	40,5%	42,80	1,70
Écart-type	38400	600	3,70	49,1%	10,32	0,74
Médiane	33600	1900	14	-	39	2
N*	4325300	4325300	4325300	4325300	4325300	4325300
Femmes monoparentale non-blanches						
Variable	Revenus salariaux	Heures par années	Éducation	Pourcentage temps part.	Âge	Nombre d'enfants
Moyenne	36200	1900	13,42	29,0%	45,4	1,78
Écart-type	29900	600	4,07	45,4%	9,13	0,84
Médiane	30200	2000	15	-	44	2
N*	744800	744800	744800	744800	744800	744800

Source : Calculs de l'auteur à partir de données pondérées de données de Statistique Canada par voie de l'ÉLIA, vagues 1 à 4 (2012 à 2018)

N = Observation pondérée par un poids fréquentiel.*

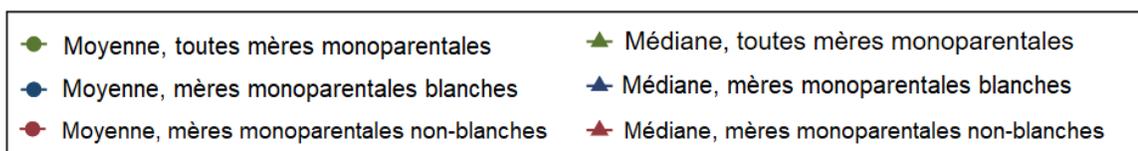
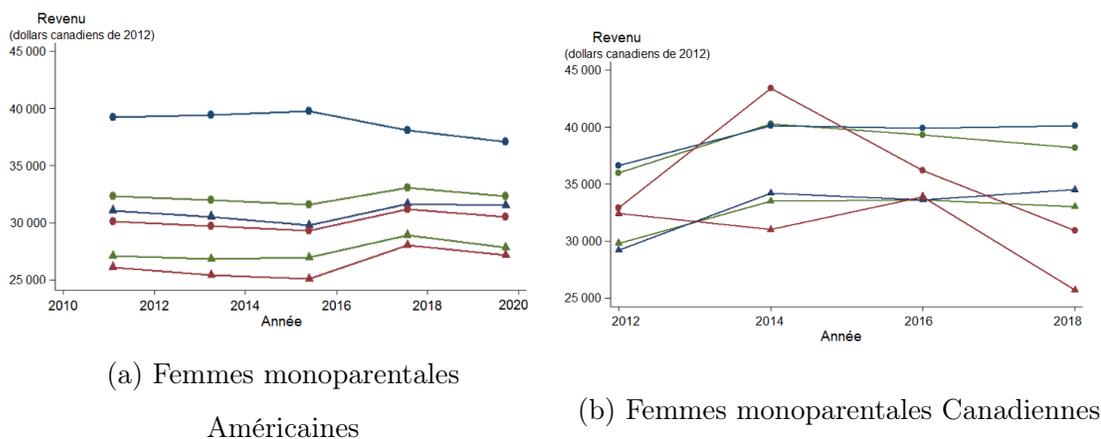
3.2 Évolution des variables canadiennes et américaines

Cette section compare l'évolution de certaines des statistiques comprises dans la section précédente. Les variables du salaire annuel et des heures travaillées annuellement seront détaillées pour traiter de la question des tendances récentes sur ces variables.

3.2.1 L'évolution du salaire annuel

La figure 3.1a montre l'évolution du salaire annuel moyen et médian des femmes monoparentales américaines entre 2011 et 2019. On remarque un écart important entre le salaire moyen et médian entre les femmes monoparentales blanches et celles issues de minorités visibles. Malgré ce fait, on observe que l'évolution du salaire de chaque groupe est semblable depuis 2011, ce qui se traduit par un maintien d'un écart important d'environ 14 000\$. La situation s'est améliorée, mais même en 2019, un écart de près de 10 000\$ se maintient. Notons également que les mères issues de minorités visibles n'ont dépassé le 35 000\$ de revenus salariaux moyens que brièvement en 2009 pour ensuite stagner autour de 33 000\$. La médiane révèle une réalité semblable, mais avec des chiffres différents. Il y a cependant un élément intéressant à soulever. L'écart entre la moyenne et la médiane des mères blanches est largement supérieur à l'écart entre la moyenne et la médiane des mères non-blanches, ce qui suggère que la moyenne des mères blanches est fortement tirée vers le haut par celles qui gagnent beaucoup. Malgré cela, on peut toujours observer un écart entre les médianes d'environ 5 000\$ par an. Ces données soulignent encore une fois une réalité connue : le fait qu'il existe un écart dans les revenus salariaux entre les mères blanches et celles de minorités visibles et que les femmes monoparentales n'y échappent pas.

Figure 3.1: Évolution du salaire annuel moyen et médian des femmes monoparentales Américaines et Canadiennes entre 2011 et 2019



Source : Université du Michigan par voie du PSID pour les années de 2011 à 2019 et

Statistique Canada par l'entremise de l'ÉLIA pour les années 2012 à 2018

Dans l'échantillon canadien, la figure 3.1b montre deux choses. D'abord, on observe que les salaires sont relativement stables dans la plupart des années chez les mères blanches. Cette tendance est différente de celle des États-Unis où le salaire réel est en baisse (comme vu chez les travailleurs à revenus plus faibles et les travailleurs moins éduqués, voir Donovan et Bradley, 2020). Ensuite, on voit qu'il existe aussi un écart important entre le salaire moyen et un écart moins important en ce qui concerne le revenu médian des femmes monoparentales blanches et celles issues de minorités visibles, surtout vers la fin de notre échantillon. Ceci dit, l'écart des revenus médians et moyens entre les deux groupes est souvent plus petit que celui entre les mères américaines dans la plupart des années. Ces résultats sont attendus compte tenu du fait que les États-Unis sont un pays où les inégalités de

revenus sont plus grandes qu'au Canada. Ce résultat était attendu, en revisitant les statistiques descriptives de la section précédente, on voit qu'il y a environ 3500\$ d'écart entre les moyennes et 3400\$ d'écart entre les médianes. On remarquera toutefois qu'il y a beaucoup de dispersion chez les mères canadiennes. On peut se pencher sur l'éducation et la dispersion au niveau de l'éducation des mères monoparentales pour expliquer cet écart. L'âge des répondants est plus élevé au Canada qu'aux États-Unis, surtout chez les femmes. Naturellement, le salaire augmente avec l'âge et donc une moyenne d'âge plus élevée risque d'avoir plus de salaires élevés en raison du temps passé sur le marché du travail. En plus d'un salaire plus haut, il y a plus d'opportunité d'observer de la variance, puisqu'il y a plus de temps pour faire fructifier les investissements au niveau du capital humain. Par exemple, deux personnes ayant un baccalauréat et travaillant dans le même domaine pourraient avoir un salaire différent après quelques années si l'une des deux continue de suivre des formations en lien avec son emploi, ce qui contribue à une variance plus importante. Notons également que le secteur d'occupation pourrait être une explication plausible de l'écart entre les pays, ainsi que d'autres facteurs sociodémographiques. En effet, Statistique Canada a trouvé des écarts de jusqu'à 34% chez les hommes lorsqu'ils faisaient des moyennes sans certains contrôles de ce type (voir Qiu et Schellenberg, 2022). Cependant, il est impossible de vérifier plusieurs de ces variables aux États-Unis, on ne peut donc pas faire de comparaisons avec plus de contrôles. De plus, les Canadiens ont plus de variation au niveau de l'éducation que les Américains, ce qui peut encore une fois se traduire par plus de variances au niveau du revenu. On remarque aussi que l'écart varie beaucoup d'une année à l'autre, principalement parce que le salaire des mères non-blanches a fluctué durant la période étudiée. Ceci dit, mis à part le pic pour les mères non-blanches en 2014, les moyennes du salaire moyen sont très stables et l'écart se maintient autour de 3 500\$. Les salaires médians sont également stables, même s'il y a eu une baisse importante en 2014 chez les mères blanches. Notons

également que les mères appartenant à une minorité visible ont dépassé les 35 000\$ de revenus salariaux moyens pour toutes les années observées. La médiane révèle une réalité semblable, mais avec des chiffres différents. Contrairement aux États-Unis, l'écart entre moyenne et médiane est relativement similaire pour tous les groupes, sauf en 2014, donc il n'y a pas le même phénomène d'un groupe tirant la moyenne vers le haut par rapport à un autre chez les mères de différents groupes ethniques étudiés. Il est intéressant de noter que l'écart entre les revenus médians est très semblable à celui entre les moyennes, ce qui suggère un écart bien plus représentatif que celui des États-Unis.

Les éléments les plus saillants de cette section sont sans doute les mouvements salariaux différents des deux pays. Tant en niveaux qu'en tendance, les deux pays sont différents. Les salaires semblent être à la baisse aux États-Unis depuis 2010 tandis qu'ils se maintiennent au Canada. On peut aussi noter qu'il semble que les moyennes canadiennes représentent mieux le Canadien moyen que celles des Américains si l'on se fie à l'écart entre la moyenne et la médiane. Finalement, le fait que l'écart entre les mères monoparentales blanches et non-blanches est moins grand au Canada qu'aux États-Unis est un résultat attendu. On peut souligner le fait qu'il semble que les mères monoparentales canadiennes s'en tirent mieux financièrement en moyenne que les mères américaines, si l'on se fie à leur revenu salarial respectif. Ceci dit, ce sont les revenus bruts. Ceci veut dire que le pouvoir d'achat des femmes dans leurs pays respectifs est très similaire.

3.2.2 Comparaison de l'évolution des heures travaillées annuellement

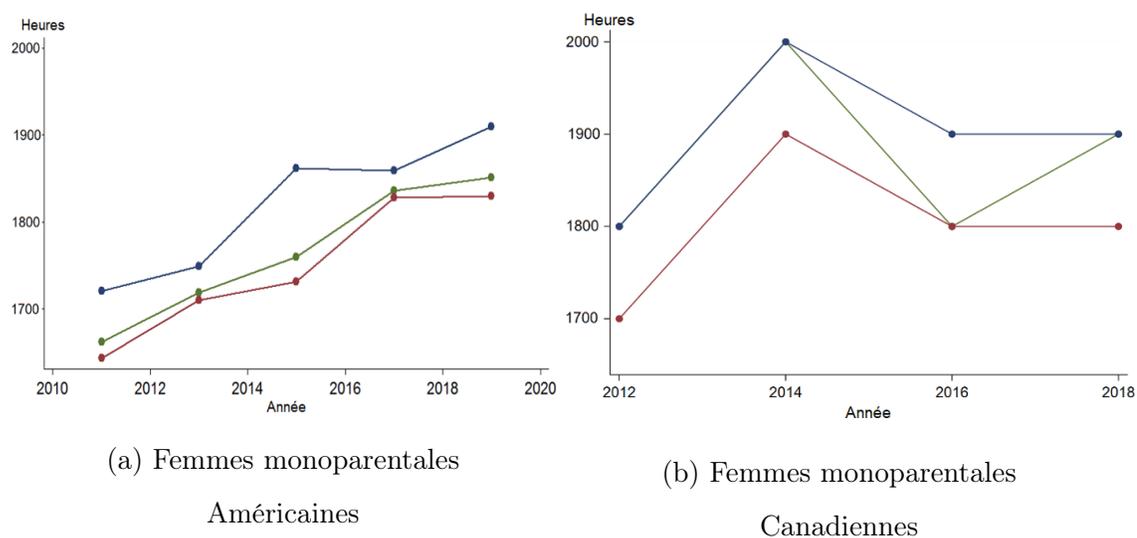
En ce qui concerne les heures travaillées, la figure 3.2a indique un écart également. Les tendances sont identiques ; on observe une hausse depuis 2013 pour les deux groupes. Il est également intéressant de noter que l'écart rétrécit durant les cinq dernières années. L'écart le plus faible se trouve en 2017 avec environ 80 heures par an (ou environ 5%) d'écart, soit environ 2 semaines de travail à temps plein. Si l'on observe les proportions de mères monoparentales travaillant à temps plein évaluées plus tôt, on devrait s'attendre à environ 1 à 2% d'écart. Ce n'est pas ce qu'on observe, ce qui suggère qu'il y a d'autres facteurs en jeu. Les mères non-blanches ont une dispersion plus importante que les mères blanches pour toutes les années observées dans l'échantillon. Les écarts des heures travaillées peuvent sembler faibles, mais il est important de noter que les heures travaillées sont moins élastiques que le salaire. Les travailleurs choisissent rarement le nombre d'heures travaillées dans une semaine. Il est donc normal qu'on trouve un écart plus faible, il faut tout de même y porter attention. De plus, on remarquera que les deux groupes se trouvent près de 1800 heures par année (36 heures par semaine durant 50 semaines) durant l'entièreté de la période observée, ce qui indique que le travail à temps partiel ou saisonnier est la réalité de plusieurs femmes de l'échantillon. La figure 3.2b présente la situation canadienne. On remarque immédiatement que les mères monoparentales de l'échantillon travaillent plus d'heures par an que les mères américaines : on note entre 50 et 70 heures par an de plus et qu'elles ont une dispersion moins importante que les Américaines. Par conséquent, on peut estimer que plusieurs mères canadiennes travaillent entre 1850 et 1900 heures par an, soit environ 1 à 2 heures de plus par semaines que les Américaines¹¹. Un écart

11. En supposant 50 semaines travaillées pour les deux groupes, soit deux semaine de vacances par année. Voir Van Giezen, 2013 pour plus d'information sur la situation américaine

est également présent dans l'échantillon canadien à environ 100 heures par an durant toute la période, même s'il semble encore une fois avoir un pic en 2014. Les écarts d'heures travaillées sont donc très semblables d'un pays à l'autre même si le Canada semble faire plus travailler ses mères monoparentales. Rappelons que la participation des mères monoparentales était annoncée comme non-problématique à première vue par la revue de littérature (voir Koebel et Schirle, 2016). Les heures travaillées sont à la hausse sur la période partagée, et ce, des côtés de la frontière. On constate aussi que la dispersion des heures travaillées est presque identique dans les deux groupes au Canada, à la différence des États-Unis. En général, les données canadiennes fluctuent beaucoup moins que les données américaines en ce qui concerne les variables d'intérêt. Ceci s'observe principalement en observant les écarts-types. La stabilité de l'écart entre les femmes monoparentales de différents groupes ethniques est explicable par la méthode de pondération utilisée par Statistique Canada. En effet, en utilisant des poids fréquentiels, il est plus facile d'avoir des résultats stables à travers le temps, comme nous l'avons observé dans les deux graphiques précédents, surtout pour le revenu annuel.

En résumé, on peut retenir que les femmes monoparentales canadiennes travaillent plus d'heures que les Américaines. Ceci semble se traduire par un salaire plus élevé, ce qui vérifie les résultats de Bick *et al.* (2022), qui ont été soulignés plus tôt. Comme pour le salaire, les heures travaillées sont moins disparates au Canada qu'aux États-Unis. Il est difficile d'offrir une explication sociologique à l'écart d'heures travaillées. On peut aussi observer que l'écart entre les mères de différents groupes ethniques est présent des deux côtés de la frontière, mais qu'il est nettement inférieur au Canada.

Figure 3.2: Évolution de la moyenne des heures travaillées annuellement l'an passé des femmes monoparentales américaines entre 2011 et 2019



Source : Université du Michigan par voie du PSID pour les années de 2011 à 2019 et

Statistique Canada par l'entremise de l'ÉLIA pour les années 2012 à 2018

3.2.3 Étude de l'écart d'éducation dans les deux pays

Vu l'importance de l'éducation dans la littérature, il semble impératif de traiter de son évolution individuellement. Dans l'échantillon américain, on voit que la moyenne se trouve entre 13 et 14 ans d'éducation dans toutes les sous-populations. Le tableau 3.2 indique que les mères monoparentales semblent aller à l'école moins longtemps que les autres femmes si l'on se fie à la moyenne de l'éducation des femmes en général (13,33 pour les femmes monoparentales blanches, 13,18 pour les femmes monoparentales non-blanches par rapport à 13,58 ans pour toutes les femmes). On peut également noter que les femmes célibataires sans en-

fant et les femmes en couple semblent plus éduquées en moyenne que les femmes monoparentales des deux groupes étudiés. Ce phénomène est intuitif pour les femmes célibataires : on peut facilement imaginer que l'alternative à avoir des enfants est la poursuite d'une carrière, ce qui inclut l'acquisition de capital humain. Le capital humain peut inclure plusieurs choses, dont des années d'éducatons supplémentaires. Pour les femmes en couple, on peut se rabattre sur l'explication de Härkönen (2018) qui veut que les populations ayant des taux d'éducation supérieure aient moins de parents monoparentaux. Le corollaire de cette explication est que les femmes en couple ont plus régulièrement consacré un nombre d'années plus important à obtenir un certain niveau éducation que les autres femmes¹². Ce fait se manifeste dans les chiffres puisqu'on voit que les femmes en couple sont généralement plus éduquées que les femmes qui ne sont pas en couple. En ce qui concerne l'échantillon canadien, on voit que la moyenne est supérieure à celle des États-Unis. Elle se trouve également entre 13 et 14 ans d'éducation dans toutes les sous-populations. Le tableau 3.4 indique que les mères monoparentales semblent aller à l'école aussi longtemps que les femmes en tant que groupe. Comme on l'a soulevé lors de la section sur le salaire, on observe une différence marquée entre le Canada et les États-Unis en matière d'éducation des mères monoparentales. On explique ce fait par l'accessibilité de l'éducation supérieure (soit plus de 12 ans) au Canada. Cependant, on peut aussi observer que les données canadiennes sont plus disparates au niveau de l'éducation, sans doute dû à l'accessibilité des études supérieures également. En effet, si les études supérieures sont plus accessibles, alors il y a plus d'opportunité pour les gens qui veulent étudier plus de s'y rendre, donc plus d'opportunité de créer des différences en matière d'éducation. On peut également noter que les femmes en couple sont plus éduquées en moyenne que tous les

12. En d'autres termes, elles ont plus de chance d'avoir passé plus de temps sur les bancs de classes.

autres groupes étudiés, comme c'est le cas aux États-Unis même si les niveaux sont très différents dans les deux pays. On peut imaginer qu'un revenu supplémentaire peut réduire le nombre d'heures nécessaire qu'un individu doit travailler et donc avoir un effet positif sur l'éducation. Cette explication est plausible dans les deux pays, mais il est difficile de vérifier cette hypothèse avec nos données puisqu'il est impossible de vérifier si les répondantes étaient en couple lors de leurs études. Il est aussi connu que le revenu est un bon prédicteur du taux de divorce, il est donc possible que l'éducation l'est aussi, puisque l'éducation a généralement un effet sur le revenu. La vérification dans cette hypothèse dépasse les limites de ce mémoire et restera donc une supposition. On observe aussi que les femmes célibataires sans enfant ne sont pas plus éduquées que toutes les femmes monoparentales. Nous observons le phénomène contraire aux États-Unis. Ceci semble indicatif d'une différence au niveau du groupe de femmes sans enfant. Il est possible d'attribuer ce fait à l'accessibilité des études supérieures au Canada.

Il y a plusieurs points marquants de cette section. D'abord, il est important de noter que la situation de l'éducation dans les deux pays est différente. Au Canada, l'éducation est plus disparate et on peut observer un écart plus grand entre les mères monoparentales (13,66 mères blanches et 13,42 mères non blanches, soit 0,24 années d'écart) ainsi qu'entre les mères en couple avec enfant (14,24 années d'éducation) en les groupes de mères monoparentales. Aux États-Unis, les femmes monoparentales passent moins d'années à l'école que tous les autres groupes, mais l'écart entre ces dernières est moins grand (13,33 pour les mères blanches et 13,18 pour les mères non-blanches, soit 0,15 ans d'écart) et elles sont également un peu moins distante des femmes en couple avec enfant (0,58 et 0,74 respectivement) par rapport aux femmes canadiennes. La valeur absolue la plus faible de nos deux échantillons est celle des femmes monoparentales non-blanches, ce qui explique en partie l'écart de revenu des mères monoparentales de différentes

ethnies aux États-Unis. Cependant, l'écart d'éducation semble trop faible pour expliquer une partie importante l'écart de revenu et l'écart de dispersion chez les mères américaines. On voit aussi que les femmes en couple sont plus éduquées que tous les autres groupes étudiés dans les deux échantillons, ce qui pourrait être attribué à une multitude de facteurs.

3.3 Composition ethnique des échantillons

Il est intéressant de conclure avec la composition raciale de l'échantillon américain puis canadien. La composition du sous-échantillon des mères monoparentales américaines varie grandement d'une année à l'autre, si bien qu'il y a entre 50 et 58% de personnes blanches dans l'échantillon, mais qu'il n'y a qu'environ 26% de mères monoparentales blanches. Cet écart est marqué et confirme l'intuition qui veut que les femmes non blanches soient surreprésentées chez les mères monoparentales. Notons également que le groupe le plus représenté dans la sous-population des mères monoparentales est les mères afro-américaines. Toutefois, ce travail doit inclure toutes les mères qui ne sont pas blanches dans l'analyse pour des fins de comparaison avec le Canada. Il faudra tenir compte des différences entre les deux pays lors de l'analyse des résultats. En ce qui concerne l'échantillon canadien, on voit que l'échantillon complet a environ 75% de personnes blanches, mais qu'il y a environ 85% de mères monoparentales blanches. Cette distribution est très différente de celle des États-Unis et il existe quelques explications possibles. La plus plausible est le pourcentage de la population appartenant à une minorité visible. Aux États-Unis, le bureau of labour statistics estime que 24,5% de la population a une origine ethnique autre que blanche¹³. Statistique Canada

13. Incluant les personnes blanche d'origine latine. Sans ces dernières, on parle plutôt de 62.2%. Voir <https://www.census.gov/quickfacts/fact/table/US/PST045222>

nous indique que cette population compose plutôt 16.1% de la population totale du Canada¹⁴. Ce résultat peut sembler inattendu sachant ce qu'on a lu plus tôt dans le texte au niveau de la proportion d'enfants vivant avec un seul parent, mais lorsqu'on tient compte des autres explications, la situation prend tout son sens. En effet, il faut tenir compte de deux choses : d'abord, qu'il y a environ 10 points de pourcentages d'écart chez les mères noires dans les deux pays, ce qui représente beaucoup d'individus mêmes à population égale. Cependant, le prochain fait apporte un bémol important. On parle ici du fait qu'il y a beaucoup plus de minorités visibles aux États-Unis qu'au Canada, principalement en raison de la présence des Afro-Américains. De ce fait, une population plus grande et un pourcentage plus haut creuse forcément un écart entre les deux pays. Ainsi, l'écart des compositions ethniques entre les deux pays est le fruit de réalités démographiques différentes. Il reste toutefois que l'écart entre les deux pays est massif et est presque inverse chez les mères monoparentales lorsqu'on compare les groupes majoritaires dans les sous-échantillons respectifs. Ce fait reste important et devra également être pris en compte dans les analyses précédentes.

Ce qu'il faut retenir de cette section est d'abord qu'il y a beaucoup plus de minorités visibles aux États-Unis qu'au Canada. Ensuite, c'est que ces minorités visibles sont surreprésentées chez les mères monoparentales dans les deux pays. Cependant, les États-Unis ont une surreprésentation plus importante que le Canada. Cet écart peut être expliqué en partie par le premier fait à retenir dans ce paragraphe, soit l'écart démographique.

14. Voir <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/221026/dq221026b-eng.htm>

CHAPITRE IV

MÉTHODOLOGIE

Cette section étudie d’abord les déterminants du salaire et des heures de travail pour les mères monoparentales selon leur race (blanches par rapport aux non-blanches). On utilisera à cette fin des modèles linéaires estimés par moindres carrés ordinaires (MCO). Ces modèles estiment les deux variables d’intérêt : salaire annuel (en logarithme népérien) ainsi que les heures travaillées annuellement (aussi en logarithme népérien). Suivant cela, les spécificités du modèle sur le salaire, puis de celles sur les heures travaillées seront détaillées. Ensuite, dans le but de comparer les différences entre les deux groupes, soit les mères monoparentales blanches et celles de minorités visibles, la méthode de décomposition d’Oaxaca-Blinder sera privilégiée. Cette méthode sera appliquée pour étudier l’écart entre les groupes raciaux et sera détaillée dans la section 4.2.

4.1 Stratégie empirique pour l’estimation des salaires et des heures de travail

La base analytique et méthodologique des régressions est formée par les modèles d’offre de travail et d’estimation du salaire. En particulier, le travail de Mumford *et al.* (2019) est des plus utiles à ce mémoire pour plusieurs raisons. La première et la plus importante est que le sujet étudié par le travail cité est similaire au nôtre. En effet, le papier cité se base également sur la participation au marché

du travail, mais il compare deux groupes : les mères et les pères selon différents facteurs. Notamment l'âge et le nombre d'enfants, le salaire et la région où vivent les parents. Bien qu'il n'y a pas de décomposition, les régressions s'appliquent tout de même à deux groupes différents. Ce fait rapproche leur méthodologie de la nôtre. Les modèles utilisés par cette même étude incluent à la fois le salaire et la participation au marché du travail, ce qui signifie que les variables d'intérêt sont donc identiques.

Des régressions intertemporelles seront utilisées pour exploiter l'aspect longitudinal de l'échantillon. Puisqu'il est possible de suivre des individus à travers le temps, ce travail utilisera une méthode de régression de données de panels : une régression longitudinale à effet aléatoire. Il est important de noter que l'échantillon de ce travail est différent de celui de Mumford *et al.* (2019). D'abord, car on s'intéresse aux mères monoparentales selon leur race et ensuite parce qu'on s'intéresse également aux heures travaillées plutôt qu'à la participation. Les détails des spécifications des modèles de salaire et des heures travaillées seront présentés après le paragraphe suivant.

4.1.1 Méthodes d'estimation de panel

Puisque la base de données est longitudinale, il faut mettre à profit l'aspect panel de notre échantillon. Bien qu'il soit question d'individus, les caractéristiques individuelles qui affecteraient certaines décisions, par exemple la préférence pour le travail ou le loisir, ne sont pas liées aux régresseurs. L'utilisation d'effets aléatoires semble donc être intuitivement la méthode à privilégier. De plus, l'effet du groupe ethnique est constant dans le temps et donc les effets fixes ne peuvent pas capturer l'effet de l'appartenance à un groupe par rapport à un autre. Pour valider ce choix, un test de Breuch-Pagan sera utilisé. Ce test indique la significativité des effets

aléatoires. L'hypothèse nulle de ce test est que les effets aléatoires ne sont pas significatifs, car la variance sur sigma est nulle. L'hypothèse alternative indique donc qu'on préfère un modèle à effet aléatoire plutôt qu'une régression groupée (pooled regression). La formule utilisée par Stata pour conduire ce test est la formule modifiée par Baltagi et Li (1990). On l'écrit :

$$\lambda_{LM} = \begin{cases} \frac{nT}{2(T-1)} \left\{ \frac{\sum_i (\sum_t v_{it})^2}{\sum_i \sum_t v_{it}^2} - 1 \right\}^2, & \text{si } \sigma_u^2 \geq 0 \\ 0, & \text{si } \sigma_u^2 < 0 \end{cases} \quad (4.1)$$

Où T est le nombre de périodes temporelles et v_{it} est le terme d'erreur. Notre hypothèse nulle s'écrit donc $H_0 : \sigma_u^2 = 0$, ce qui exprime en équation que la variance σ_u^2 est nulle. Le résultat du test est une valeur critique qu'il faut comparer aux valeurs sur une table chi carré pour rejeter ou non l'hypothèse nulle et confirmer notre choix de modèle. Notons aussi que l'hypothèse nulle suggère un modèle linéaire simple comparativement à un modèle intertemporel à effet aléatoire (xtreg, re dans Stata). Les résultats du test sont indiqués dans la section des résultats dans le tableau 5.2.

Les données de panel sont des ensembles de variables qui captent des variations de variables d'individus i à la période t . Nos modèles peuvent donc être représentés par l'équation suivante, trouvée dans Wooldridge (2012) :

$$y_{it} = \beta_0 + \alpha_i + \sum x_{itk} \beta_k + v_{it} \quad (4.2)$$

Où β_0 est l'ordonnée à l'origine, α_i est un terme représentant les effets non observés (on estime que ces effets ont une moyenne nulle lors des régressions longitudinales à effets aléatoires), i est un indice représentant l'identité des individus observés (dans ce travail on utilisera ici un nombre d'identifications unique à

chaque répondant pour les différencier), t est l'indice indiquant la période pendant laquelle les répondants sont observés (il sera question des années de l'échantillon ici) et finalement k est l'indice indiquant associé à une variable explicative. Naturellement, v_{it} est toujours une représentation du terme d'erreur aléatoire.

4.1.2 Modèle d'estimation du salaire

Le travail original utilise une équation de Mincer classique telle qu'elle est utilisée dans un grand nombre de travaux. La présentation du modèle, tel que García-Suaza *et al.* (2014) est reprise ici :

$$\ln(w_{it}) = \alpha_0 + \rho s_{it} + \beta_0 x_{it} + \beta_1 x_{it}^2 + \epsilon_{it} \quad (4.3)$$

Où w_i est le salaire, s représente les années d'éducation, x est l'expérience mesurée en années et ϵ est le terme d'erreur. Le terme x^2 représente l'expérience au carré et s'ajoute au modèle pour capter les effets non linéaires de l'expérience. Il en ira de même pour toutes les variables au carré qui seront présentes dans nos équations.

On étend ensuite le nombre de variables de contrôle en se basant sur le travail de Mumford *et al.* (2019), ce qui donne le modèle 4.4 ci-dessous. On remarque aussi qu'on sépare les groupes en deux : les mères monoparentales blanches et les mères monoparentales non-blanches pour chaque pays. Ainsi, les variables raciales ne peuvent pas être incluses dans la régression puisqu'elles ne varieront pas une fois les groupes divisés. L'équation de Mincer modifiée étendue s'écrit donc comme suit :

$$\begin{aligned} \ln(\text{salair e annuel})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Salaire min. horaire})_{it} + \beta_2 \text{âge}_{it} + \beta_3 \text{âge}_{it}^2 \\ & + \beta_4 \text{éducation}_{it} + \beta_5 \text{éducation}_{it}^2 + \beta_6 \text{enfant sous 5 ans}_{it} + \beta_7 N. \text{ d'adultes}_{it} \\ & + \beta_8 \text{Region}_{it} + \beta_9 \text{Temps partiel}_{it} + \beta_{10} \ln(\text{Rev. non salarial})_{it} \quad (4.4) \end{aligned}$$

On retrouve tous les éléments de base de l'équation théorique ainsi que quelques variables supplémentaires qu'on voit dans le chapitre 2. Outre l'absence des variables ethniques ou raciales, le modèle de salaire est presque identique à celui de Mumford *et al.* (2019). Les différences au niveau des variables, autres que celles-ci et celles qui sont expliquées par la localisation sont expliquées par des différences de la disponibilité des variables. Naturellement, l'indice i et t sont présents, ce qui s'explique par le fait que les régressions sont longitudinales et donc prennent en compte les individus ainsi que l'année. Notons qu'en raison du fait que nous utilisons une variable en logarithme, le cas où le revenu annuel est nul est éliminé, ce qui facilitera l'analyse à venir. De plus, il est coutume d'utiliser le logarithme pour avoir une interprétation plus directe des coefficients de nos variables. On pourrait aussi parler de linéariser une équation, mais dans le cas de notre travail, ce ne sera pas une justification valable puisqu'un grand nombre de nos variables n'ont pas de logs qui leurs seront appliqués. Les modèles de régressions ne pourront pas avoir une variable de race en raison du fait que les régressions seront appliquées à deux groupes divisés selon leur ethnicité. Cependant, des régressions semblables qui utilisent cette variable seront reprises dans la section 4.1.4, puisqu'il faudra faire les régressions pour des groupes raciaux uniques pour ensuite pouvoir faire une décomposition d'Oaxaca.

Avant de passer au prochain morceau du modèle, il faut traiter de la question de la persistance du salaire. Il est vrai que la persistance du salaire est un élément bien connu de l'étude dynamique du salaire d'un individu et qu'on peut dire

qu'il y a une bonne raison de l'inclure selon la spécification de nos modèles (voir Carneiro *et al.*, 2023). Cependant, nous n'ajouterons pas une variable qui note le salaire de la période précédente pour plusieurs raisons. D'abord, parce que nous pouvons estimer que le salaire de la période précédente dépend du niveau des variables de contrôle de la période précédente. Nous avons une variable qui estime l'expérience par l'entremise de l'âge d'une personne. Donc, la variation positive de l'expérience en plus des autres contrôles devrait capter l'aspect persistant du salaire. La dernière raison est une raison liée à la réalité de nos échantillons. En effet, puisque nous n'avons que quatre périodes, ignorer la première année réduit notre échantillon d'environ un quart. La perte de données est trop importante pour justifier l'inclusion de cette variable, donc la conclusion reste la même.

4.1.3 Modèle d'estimation des heures travaillées

De façon similaire à l'estimation précédente, la régression des heures travaillées sera faite avec le modèle suivant :

$$\begin{aligned} \ln(\text{heures par an})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Salaire min. horaire})_{it} + \beta_2 \text{âge}_{it} + \beta_3 \text{âge}_{it}^2 \\ & + \beta_4 \text{éducation}_{it} + \beta_5 \text{éducation}_{it}^2 + \beta_6 \text{enfant sous 5 ans}_{it} + \beta_7 N. \text{ d'adultes}_{it} \\ & + \beta_8 \text{Region}_{it} + \beta_9 \ln(\text{Rev. non salarial})_{it} + \beta_{10} \ln(\text{salaire horaire})_{it} \quad (4.5) \end{aligned}$$

Le modèle original de participation au marché du travail de l'étude citée a été adapté de plusieurs façons au-delà du fait que les régressions sont intertemporelles. D'abord, les heures travaillées sont utilisées au lieu de la participation au marché du travail trouvé dans le travail de Mumford *et al.* (2019). La raison en est que la participation au marché du travail est mesurée en mesurant les heures travaillées, ce qui donne une variable continue. L'analyse du marché du travail en termes

d'intensité marginale plutôt qu'en termes d'extension marginale permet également d'utiliser ces variables dans la méthodologie de décomposition d'Oaxaca.

Par rapport au travail de Mumford *et al.* (2019) qui est appliqué à l'Australie, quelques variables spécifiques à l'Australie ont été retirées puisqu'elles ne sont pas vraiment applicables dans le contexte canadien ou américain. On remarque également que la transformation en logarithme est présente dans ce modèle. Les raisons sont identiques à celles citées dans le modèle précédent : pour éliminer les heures travaillées nulles ainsi que pour faciliter l'interprétation des coefficients. Aussi, plusieurs variables catégorielles ont été ajoutées. Par exemple, une variable captant la grande région du répondant (par exemple, le sud des États-Unis ou la province canadienne) ainsi que le montant du salaire minimum horaire selon l'endroit à la période. Il existe un argument pour l'inclusion des variables d'états au lieu de celui de région. Il est vrai que l'état où vit un individu est une meilleure représentation des institutions, lois et autres circonstances de vie d'une personne. Cependant, les états proches les uns des autres ont souvent des circonstances similaires, surtout lorsqu'ils s'agit d'états moins grands. De plus, des limites au niveau des logiciels peuvent parfois nuire à des régressions utilisant la variable d'état. En effet, l'inclusion de cette grande quantité de variables catégorielles peut faire en sorte que la matrice des covariances est trop grande pour les opérations à faire lors de la décomposition à venir. Or, pour éviter cette problématique, nous faisons l'hypothèse que les régions sont un substitut acceptable aux états. Il y a également des modifications pour ce qui est de la variable d'expérience en utilisant une combinaison de l'âge, l'âge au carré, l'éducation et l'éducation au carré. L'expérience sera absente de ce travail principalement parce que cette variable n'est pas présente dans les deux échantillons utilisés. De plus, l'âge et l'éducation sont déjà présents dans la régression. Ensemble, ces variables capturent l'effet qu'aurait l'expérience. Dans d'autres recherches, l'expérience peut être mesurée

comme la différence entre l'éducation et l'âge pour la plupart des gens, ce qui illustre bien la relation entre ces trois variables. Le présent modèle d'offre de travail suit donc la littérature.

En résumé, ce travail utilise un modèle de participation au marché du travail et un modèle de déterminants du salaire. Donc, il est important d'utiliser des variables de contrôle utilisées dans la littérature pertinente comme il en était question dans les paragraphes précédents. L'éducation et l'expérience sont les variables les plus importantes lorsqu'on parle de capital humain, leur inclusion est donc capitale. La variable d'éducation est incluse telle quelle, mais celle d'expérience ne l'est pas, car elle n'est pas disponible. Pour compenser, nous utilisons l'âge de la répondante ainsi que l'éducation, ce qui devrait compenser pour l'absence de l'expérience. On contrôle également pour la région de façon plus stricte que le modèle de référence, ce qui tient compte des différents contextes économiques et légaux de différentes personnes. Notons que cet aspect est particulièrement important puisque notre analyse compare des endroits aux lois, services, préférences du marchés du travail circonstances familiales et coût de la vie vastement différent. Il est vrai que comparer les États-Unis et le Canada peut sembler difficile dans le contexte présent. Cependant, certains états américains sont très proches des provinces canadiennes, nous pourrions isoler ces états au besoin. Le présent travail estime qu'en vertu des données étant disponibles dans les deux échantillon, cette variable est notre meilleur estimateur des différences institutionnelles entre les états, provinces et ultimement des pays. Finalement, des contrôles sont aussi inclus pour l'âge des enfants, ce qui est très important dans l'équation de participation comme il est observable dans la revue de littérature.

4.1.4 Régressions lineaires : Minorité visible

Avant de passer à la section sur la décomposition d'Oaxaca, il est pertinent de présenter un modèle MCO qui justifie le besoin d'une décomposition. Pour ce faire, on utilisera deux modèles de régression auxquels on ajoutera deux variables : les années et l'appartenance à une minorité visible. Nos équations sont donc :

$$\begin{aligned} \ln(\text{salair e annuel})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Sal. min. horaire})_{it} + \beta_2 \text{âge}_{it} + \beta_3 \text{âge}_{it}^2 \\ & + \beta_4 \text{éducation}_{it} + \beta_5 \text{éducation}_{it}^2 + \beta_6 \text{enfant sous 5 ans}_{it} + \beta_7 N.d'adultes_{it} \\ & + \beta_8 \text{Region}_{it} + \beta_9 \text{Temps partiel}_{it} + \beta_{10} \ln(\text{Rev. non salarial})_{it} \\ & + \beta_{11 \text{ à } 14} \text{année}_{it} + \beta_{15} \text{minorité visible}_{it} \quad (4.6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{heures par an}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{Salaire min. horaire})_{it} + \beta_2 \text{âge}_{it} + \beta_3 \text{âge}_{it}^2 \\ & + \beta_4 \text{éducation}_{it} + \beta_5 \text{éducation}_{it}^2 + \beta_6 \text{enfant de moins de 5 ans}_{it} \\ & + \beta_7 N. d'adultes_{it} + \beta_8 \text{Region}_{it} + \beta_9 \ln(\text{Rev. non salarial})_{it} \\ & + \beta_{10} \ln(\text{salair e horaire})_{it} + \beta_{11 \text{ à } 14} \text{année}_{it} + \beta_{15} \text{minorité visible}_{it} \quad (4.7) \end{aligned}$$

Un tableau présent dans la section résultat montrera ce qu'on peut tirer de ces régressions. On retrouve que la variable de race est significative pour les régressions sur le salaire, mais pas sur les heures travaillées. Il sera question des répercussions de ce résultat dans la section des résultats.

4.2 Décomposition d'Oaxaca-Blinder

Les modèles seront comparés en utilisant la décomposition d'Oaxaca-Blinder adaptée aux données longitudinales. Cette décomposition se base sur les travaux

d' Oaxaca (1973) et Blinder (1973). Comme dans les travaux de ces deux auteurs, la décomposition intertemporelle requiert que l'on calcule un écart entre deux régressions en utilisant les valeurs moyennes de X et qu'on décompose cet écart en trois parties : une partie expliquée par l'écart entre les moyennes, une partie qui se manifeste dans l'écart entre les coefficients et une partie qui se manifeste en tant qu'interaction entre les coefficients et les variables. L'idée est la suivante : lorsque la partie expliquée est moins importante, la discrimination gagne en importance dans la partie non expliquée de la décomposition. Kröger et Hartmann (2020) poussent cette méthode en l'appliquant à des régressions longitudinales telles que la nôtre. Ils expliquent qu'il faut ajouter une quatrième catégorie qui capte les erreurs constantes U ¹⁵ à travers le temps. La décomposition devient donc :

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= E_t + C_t + I_t + U \\ E_t &= E[(X_t^A) - E(X_t^B)]\beta_t^B \\ C_t &= E(X_t^B)(\beta_t^A - \beta_t^B) \\ I_t &= [E(X_t^A) - E(X_t^B)](\beta_t^A - \beta_t^B) \\ U &= E(u_A) - E(u_B)\end{aligned}$$

Où Y est la valeur des régressions à la période t , X est une matrice contenant les valeurs moyennes des variables de contrôle pour le groupe A ou B et la période t , β est un vecteur qui contient les valeurs des coefficients sur les variables de contrôle pour les différents groupes et la période t et u est naturellement le terme d'erreur pour chaque groupe. Considérant la méthode pour déterminer s'il existe de la discrimination est l'écart entre les régressions Y , il faut donc s'assurer que la régression est une estimation adéquate et que les variables de contrôle le sont

15. Il est ici question des effets fixes ou aléatoires. Ces types d'erreurs ne varient pas dans le temps et représentent des caractéristiques spécifiques à chaque individu et influencent de manière constante leurs résultats dans les modèles de régression.

tout autant.

Dans la littérature, l'écart non expliqué dans la décomposition d'Oaxaca-Blinder est souvent interprété comme une mesure potentielle de discrimination. Cela signifie que lorsqu'on décompose les écarts salariaux ou les différences dans les résultats économiques entre deux groupes, la partie non expliquée par les facteurs observables peut être attribuée à des disparités discriminatoires. Cependant, il est important de noter que l'interprétation de cet écart comme étant entièrement dû à la discrimination peut varier selon le contexte et d'autres facteurs non observables peuvent également être en jeu. Il est pertinent de noter que l'étude de la discrimination en faisant des régression requiert une certaine quantité d'incertitude. En effet, comme Chen et Hou (2019) le soulèvent dans leur travail, la discrimination peut disparaître lorsqu'on ajoute suffisamment de variable à une régression. En ajoutant tant de variables, l'effet de la discrimination est absorbée par les différences expliquées et n'est typiquement plus identifié comme de la discrimination. Un exemple utile est que l'écart salarial entre homme et femme peut varier grandement et devenir presque nul en ajoutant suffisamment de variables de contrôle. L'isolation de la discrimination ne peut être faite qu'à travers l'hypothèse que la discrimination est une cause importante de la portion non expliquée de notre régression.

Pour les besoins de notre travail, il suffit de retenir que l'effet des coefficients est dans nos décompositions à trois volets est équivalent à l'effet non expliqué dans une décomposition à deux volets. On peut toutefois expliquer les trois effets qui sont présents. Le premier terme (Endowments) est la partie de l'écart expliquée par les écarts des moyennes des différents facteurs des données. Le second terme (Coefficient) traite de la différence entre les coefficients appliqués aux variables de contrôle des deux groupes. Pour illustrer un peu ce concept, pensons à l'écart des rendements d'un groupe par rapport à l'autre pour une caractéristique don-

née, par exemple l'éducation comme dans le travail de Chen et Hou (2019) ou bien celui de Qiu et Schellenberg (2022). Le troisième et dernier effet est l'effet d'interaction. Ce terme quantifie l'effet des deux autres effets sur l'écart lorsque ceux-ci sont présents simultanément. Concrètement, il s'agit de l'effet d'être une minorité visible (Coefficients) et d'avoir des différences au niveau de la moyenne (Endowments) par rapport au groupe de référence. Cet effet est donc simultanément expliqué et non expliqué en raison de sa nature, bien qu'on inclue sa portion dans la partie expliquée des écarts. Sachant que les groupes dans le contexte de ce travail sont des groupes de mères monoparentales de différentes ethnicités, la discrimination entre ces groupes (lorsqu'il y en a) est interprétée comme étant de la discrimination raciale. Pour conclure cette section, il est pertinent de mentionner que ce type de décomposition produit une décomposition pour chaque année de l'échantillon. Par conséquent, nous pouvons observer l'évolution de la situation à travers le temps.

CHAPITRE V

RESULTATS

Le chapitre suivant commence par examiner l'importance de la variable d'appartenance à une minorité visible dans la section 5.1. L'objectif est de valider les décompositions à la lumière des résultats des régressions utilisant les équations 4.6 et 4.7. Par la suite, un test de Breusch-Pagan sera réalisé dans la même section pour traiter de la validité de l'utilisation d'effets aléatoires dans le modèle selon les résultats obtenus. Ensuite, des régressions intertemporelles suivant les équations 4.4 et 4.5 seront rapportées et étudiées dans les sections 5.2 et 5.3 dans le but d'examiner les faits qui en découlent. Finalement, le chapitre sera clos avec les résultats de la décomposition Oaxaca-Blinder présentés dans la section 5.4. Dans cette section, nous tenterons d'étudier la présence de discrimination en nous penchant sur la partie de l'écart expliqué et non expliqué pour le salaire annuel et les heures travaillées. Une discussion sur les résultats obtenus sera présentée à la fin de ce chapitre.

5.1 Régressions et tests

Avant de présenter les résultats principaux, il faut analyser d'abord la significativité de la variable d'appartenance à une minorité visible, puis faire un test de Breusch-Pagan pour traiter de la question des effets aléatoires dans le modèle.

Suite à cela, une section sur les déterminants du salaire en précèdera une autre sur les déterminants des heures travaillées pour enfin terminer avec une section dédiée à la décomposition elle-même.

5.1.1 Régressions : minorité visible

Ci-dessous se trouve le tableau 5.1 qui étudie la validité de la décomposition en présentant la significativité de la variable détectant l'appartenance à une minorité visible. Il s'agit donc des résultats relevant des équations 4.6 et 4.7. Rappelons qu'à ce stade, seul le coefficient marquant l'appartenance à une minorité visible nous intéresse et est rapporté. Ceci dit, le tableau C.3 dans l'annexe C indique l'état de ces régressions. On notera le signe différent sur le salaire au Canada et aux États-Unis. On remarque que le coefficient signifiant l'appartenance à une minorité visible est significatif dans les régressions salariales, mais pas pour les heures travaillées. En se remémorant les statistiques descriptives de la section précédente, ce constat est anticipé. Sachant cela, on peut dire que l'étude de l'écart est justifiée pour l'analyse du salaire, mais pas des heures travaillées. Par conséquent, la décomposition utilisant les régressions sur les heures travaillées sera traitée de façon moins importante puisqu'elle ne semble pas être justifiée. Les régressions du logarithme népérien des heures travaillées seront faites à titre indicatif pour créer une comparaison entre ce qui s'observe dans les deux pays.

Tableau 5.1: Coefficient, Écart-type et Valeur p de la variable notant l'appartenance à une minorité visible

	États-Unis		Canada	
	Ln(Salaire)	Ln(Heures par année)	Ln(Salaire)	Ln(Heures par année)
Coefficient	-0.06167**	-0.0098	-0.214***	-0.0652
Écart-type	(0.0300)	(0.0254)	(0.0727)	(0.0413)
Valeur p	0.03940	0.7000	0.0033	0.1144

Écart-types entre parenthèses. *** : p -value < 0.01 ; ** : p -value < 0.05 ; * : p -value < 0.1

5.1.2 Test de Breusch-Pagan : effet aléatoires vs. effet fixes

Afin de vérifier la méthode d'estimation, un test de Breusch-Pagan a été effectué. Le test de Breusch-Pagan a comme hypothèse nulle que les effets aléatoires ne sont pas significatifs. Si l'on rejette l'hypothèse nulle, on peut donc utiliser un modèle à effets aléatoires. Les résultats du test détaillés par l'équation 4.1 se trouvent dans le tableau 5.2. Le test indique que H_0 est rejeté pour le modèle sur les heures travaillées ainsi que pour l'équation sur le salaire puisqu'on rapporte la probabilité d'obtenir le Chi^2 si H_0 est vrai. Ceci veut dire qu'il faut utiliser des effets aléatoires pour tous les modèles plutôt qu'une régression groupée (pooled regression).

Tableau 5.2: Résultat du test de Breuch-Pagan

	États-Unis		Canada	
	Ln(Salaire)	Ln(Heures par année)	Ln(Salaire)	Ln(Heures par année)
Chi-carré	236.32	90.83	160.24	130.01
Prob > Chi-carré	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

On peut noter que même si les régressions utilisées dans ce travail sont plus un moyen qu'une fin en soi, elles peuvent donner des pistes de réflexion qui permettent de voir quelles explications suggérées par les auteurs précédents semblent adéquates. Elles peuvent aussi aider en indiquant les vecteurs expliquant la variation en montrant quels coefficients sont plus importants et lesquels sont plus significatifs. Les tableaux 5.4 et 5.3 trouvés dans les prochaines sous-sections rapportent et comparent les régressions intertemporelles américaines et canadiennes. Ces régressions seront ensuite utilisées pour effectuer des décompositions intertemporelles, soit la pièce maîtresse de la section sur la décomposition.

5.2 Déterminants du revenu salarial des mères monoparentales

Cette section rapporte les résultats des régressions utilisant l'équation 4.4. Les résultats de ces équations sont récapitulés dans le tableau 5.3 pour les États-Unis et le Canada. La régression sur le salaire annuel contient plusieurs faits intéressants. Pour commencer, penchons-nous sur la question des similarités entre les deux pays. En premier lieu, on note que l'effet de travailler à temps partiel a un

effet négatif, hautement significatifs et important sur le revenu dans les deux pays. De plus, l'effet de travailler à temps partiel a un effet similaire sur le salaire dans les deux groupes dans les deux pays. Aux États-Unis, les mères blanches ont une pénalité sur le salaire de 42.61% lorsqu'elle travaille à temps partiel et les mères non-blanches ont 43.60%. Au Canada, on trouve un effet similaire : une réduction de 57.87% chez les mères blanches et de 54.66% chez les mères non-blanches. En portant attention à l'écart de pénalité sur le salaire au Canada, on pourrait être porté à croire que les Canadiennes opteraient moins souvent de travailler à temps partiel. L'importance de la pénalité en lien avec le fait de travailler à temps partiel est si importante qu'on devrait s'attendre à ce que le choix de travailler à temps partiel soit rare. Ce n'est pourtant pas ce qui s'observe ici, puisque toutes les mères choisissent le travail à temps partiel en proportions à peu près égales. La seule exception est le groupe des mères monoparentales non-blanches canadiennes. Ces dernières travaillent beaucoup plus souvent à temps plein, malgré le fait que les mères blanches ont la pénalité la plus sévère. Le choix de travailler à temps partiel indique donc un besoin inélastique de flexibilité. Ce raisonnement est appuyé par plusieurs auteurs, dont Mumford *et al.* (2019). Les effets d'âge de la mère ainsi que d'âge de la mère au carré ont l'impact attendu pour toutes les régressions dans les deux pays : l'âge a un effet positif et l'âge au carré un effet négatif moins important chez toutes les mères incluses dans ces régressions. Il en va de même pour les années d'éducation, sauf pour les mères monoparentales blanches des deux pays, ce qui constitue un résultat intéressant. L'effet de l'éducation sur le salaire semble généralement positif lorsqu'on prend en compte l'effet de l'éducation au carré. On peut tenter d'expliquer le faible effet de l'éducation sur le salaire en affirmant que le rendement des années d'éducation varie grandement d'un domaine à l'autre. De ce fait, il est difficile de prédire le salaire d'un individu en s'intéressant uniquement aux années d'éducation sans s'intéresser au milieu d'étude. En effet, puisque certains secteurs conduisent à des résultats plus rentables

que d'autres sur le marché de travail, il semble que l'année seule a ses limites prédictives. Il est toutefois vrai qu'une relation positive devrait se faire observée, surtout pour les premières années d'éducation selon la littérature sur le sujet. Cependant, étant donné la distribution relativement similaire de l'éducation, il est possible que notre échantillon n'arrive tout simplement pas à produire le résultat attendu. Il est également possible que les années d'éducation soient un prédicteur moins fiable du revenu lorsqu'on utilise une population de minorité visible puisqu'on y observera une plus grande quantité d'immigrant (et donc de diplômés non reconnus) dans l'échantillon. Par conséquent, plusieurs observations peuvent nous induire en erreur en raison de la problématique d'équivalence des diplômes. Ce fait est supporté par le fait que l'éducation au carré n'est pas significative chez les mères issues de minorités visibles dans les deux pays, ce qui suggère une interaction différente entre l'éducation et l'expérience de ces groupes. De plus, notre population est particulière susceptible de choisir un emploi plus flexible qu'un emploi mieux payé, ce qui peut également rendre la relation entre l'éducation et le salaire différente de celle observable dans la littérature. Sachant cela, il est intuitif que les années d'éducation soient un prédicteur incertain du revenu, tout en ayant un effet compositite¹⁶ globalement positif sur ce dernier si l'on se fie à l'éducation moyenne dans tous nos échantillons. En ce qui concerne l'effet de la présence d'un adulte sur le revenu, on peut voir qu'il semble y avoir un effet négatif similaire pour toutes les mères monoparentales (environ 5% de réduction aux États-Unis et environ 14% au Canada), à l'exception des mères monoparentales blanches canadiennes pour qui l'effet est indéterminé puisque l'effet n'est pas significatif.

16. C'est à dire que la variation du salaire causée par les deux variable d'éducation

Tableau 5.3: Régression du log népérien du salaire pour l'échantillon américain et canadien

Ln du revenu annuel	États-Unis		Canada	
	Mères blanches	Mères non-blanches	Mères blanches	Mères non-blanches
Ln du salaire minimum	0.555*** (0.1897)	0.0519 (0.1350)	-0.420 (0.311)	0.444 (0.655)
Ln du revenu non salarial	0.0129 (0.0128)	0.0214*** (0.0083)	-0.177*** (0.0227)	-0.146** (0.0585)
Travail à temps partiel	-0.855*** (0.0513)	-0.832*** (0.0302)	-0.547*** (0.0553)	-0.604*** (0.137)
Âge de la mère	0.0629*** (0.0193)	0.0551*** (0.0097)	0.108** (0.0215)	0.0325 (0.0626)
Âge de la mère ²	-0.000515*** (0.0002)	-0.000515*** (0.0001)	-0.000982*** (0.000229)	-0.000240 (0.000662)
Années d'éducation	-0.0728 (0.0833)	0.0680 (0.0715)	-0.0385 (0.0258)	0.0867 (0.0654)
Années d'éducation ²	0.00736** (0.0032)	0.00314 (0.0027)	0.00271** (0.00116)	0.00109 (0.00257)
Enfant sous 4/5 ans	0.1182 (0.0634)	-0.0985*** (0.0328)	-0.0189 (0.0804)	-0.235 (0.214)
Nombre d'adultes	-0.0484** (0.0399)	-0.0532*** (0.0224)	0.0553 (0.0900)	-0.146* (0.0958)
Constante	7.3323*** (0.7928)	7.3982*** (0.5823)	10.03*** (0.964)	9.072*** (2.270)
Region	Oui	Oui	Oui	Oui
R ² within	0.1752	0.2457	0.129	0.153
R ² between	0.4888	0.4759	0.312	0.216
R ² Overall	0.4576	0.4438	0.293	0.193
N	1094	3054	1100	300

Écart-types entre parenthèses. *** : p -value < 0.01 ; ** : p -value < 0.05 ; * : p -value < 0.1

Il existe des différences pertinentes dans la régression sur le salaire. Il est notable que le log du revenu non salarial est positivement corrélé avec le logarithme du salaire annuel aux États-Unis. Une augmentation de 1% du revenu non salarial augmente le revenu des mères monoparentales blanches de 0.01% et de 0.02% pour les femmes non-blanches (non significatif et significatif à 1% respectivement). Au Canada, on observe plutôt une diminution du revenu salarial annuel pour une même augmentation du revenu non salarial. On observe donc une diminution de 0.18% et 0.15% pour les mêmes groupes, indiquant un effet nettement plus prononcé (significatif à 1% et 5% respectivement). Puisque les effets positifs et négatifs sont tous deux significatifs, il est nécessaire d'interpréter les deux cas. Il existe une explication plausible pour justifier un coefficient positif. La présence d'un revenu non salarial plus élevé peut être simplement un reflet de l'épargne ou des investissements d'un individu. Par conséquent, une personne mieux payée peut générer plus de revenu non salarial, d'où la corrélation positive. Cette explication n'est cependant pas satisfaisante pour la situation au Canada. Puisque les coefficients sont négatifs pour ces mères, on peut déduire que le revenu non salarial a un effet positif sur le salaire jusqu'à un certain niveau de revenu. L'effet du revenu non salarial canadien est donc négatif car le revenu des mères canadiennes est assez important pour qu'elles acceptent un salaire moindre. Il est aussi possible que l'effet du revenu non-salarial comprend une portion plus importante de transferts venant de différents types d'aide sociale dans l'échantillon canadien, ce qui veut dire qu'il gagne en importance lorsque le revenu d'un individu diminue. Ce fait ne serait pas observable aux États-Unis, car ces transferts sont bien moindres. Par exemple, les prestations d'allocations familiales telles que nous les connaissons au Canada sont des crédits d'impôts aux États-Unis. Ceci étant dit, l'effet du revenu non-salarial semble inconclusif chez les mères monoparentales blanches aux États-Unis. Un autre effet différent est observable dans le logarithme népérien du salaire minimum. Les coefficients ainsi que leurs signes sont très différents entre les deux

groupes et entre les deux pays. Il est important de noter que le seul coefficient significatif est celui des mères blanches américaines, l'effet de ce coefficient est donc indéterminé.

En comparant avec les travaux cités, on constate que l'effet du revenu non salarial au Canada comparativement aux États-Unis vient supporter le travail d'Erdal (2004), sous l'hypothèse que le revenu non salarial puisse agir comme un substitut à un filet social. À cela s'ajoute le coefficient sur le travail à temps partiel. Le signe et l'importance du coefficient, qui représente l'effet sur le salaire de dévier d'une semaine de 40h, confirment en partie le travail de Bick *et al.* (2022). L'effet des années d'éducation pour les mères monoparentales blanches des deux pays va à l'encontre des conclusions de Härkönen (2018) et constitue un résultat inattendu. Cependant, l'effet compositite semble nous ramener à un résultat plus standard (positif pour une éducation postsecondaire lorsqu'on compare l'effet de la variable avec l'effet de la variable au carré) pour tous les groupes étudiés. Notons aussi que ces variables entraînent une variation importante du salaire, comme il était annoncé dans le travail de Goldin et Katz (2007).

5.3 Déterminants des heures travaillées des mères monoparentales

Les résultats de cette section sont proviennent des régressions sur les heures travaillées utilisant l'équation 4.5 pour les États-Unis ainsi que le Canada. Les résultats observés se trouvent dans le tableau 5.4. Cette section est tenue à titre indicatif, car la situation suggère qu'il n'y a pas matière à interprétation d'un écart¹⁷.

D'abord, il est pertinent de noter les similarités dans les régressions. L'im-

17. Puisque l'effet de l'origine ethnique sur les heures qu'elles travaillent n'est pas significatif.

portance du log du salaire horaire dans les deux sous-groupes (première ligne du tableau 5.4) est à noter. Il s'agit d'un des facteurs les plus influents dans le choix du nombre d'heures travaillées. On peut également observer l'importance de l'âge, de l'âge au carré ainsi que du nombre d'adultes dans le ménage. Les régressions indiquent également que l'effet de l'âge de la mère a un impact positif et significatif chez toutes les mères, mis à part celles qui sont issues de minorités visible au Canada.

En ce qui concerne les différences entre les régressions, il en existe plusieurs. Pour commencer, on constate que le signe des variables de salaire horaire et salaire minimum n'est pas identique dans toutes les régressions. L'effet du salaire minimum est hautement variable dans toutes nos régressions. Ce paramètre semble toutefois cohérent avec la mécanique de la variable de salaire horaire. Pour cette raison, on observe qu'un coefficient positif du salaire horaire est associé à un coefficient positif du salaire minimum. Ceci dit, la significativité de ces variables ne suit pas la même mécanique, ce qui rend l'effet difficile à expliquer. En se tournant vers le log népérien du revenu non salarial, on peut observer l'importance semblable dans les deux populations des deux pays étudiés. On remarque également que les mères monoparentales non-blanches ont des coefficients non significatifs et plus proches de zéro dans les deux pays. Ceci suggère que le revenu non salarial a un effet différent dans les deux groupes étudiés et dans les deux pays. En se concentrant sur les coefficients des mères blanches, on peut voir que leurs signes sont différents. Le coefficient est positif aux États-Unis et négatif au Canada. On peut expliquer ce fait en supposant qu'aux États-Unis, le revenu non salarial soit un complément qui vient avec un emploi qui demande plus d'heures. Cette interprétation est sensée puisque une multitude d'avantages sociaux sont liés exclusivement à l'emploi d'un individu aux États-Unis, contrairement au Canada qui offre certains avantages indépendamment de la situation d'un individu. Il existe aussi plusieurs

différences en ce qui concerne les coefficients pour la variable notant le nombre d'années d'éducation de la mère, particulièrement la variable au carré. En effet, en observant cette dernière, on remarque d'abord les changements de signes entre les mères blanches et non-blanches dans les deux pays. Cette différence de signe semble indiquer qu'il y a une différence dans le rapport entre les heures travaillées et les années d'éducation des répondantes de ces deux groupes. A posteriori, ce résultat est sensé puisque l'éducation ne prédit pas vraiment le nombre d'heures travaillées.

Tableau 5.4: Régression du log népérien des heures travaillées par les mères monoparentales sur le marché du travail américain et canadien

Ln des heures annuelles	États-Unis		Canada	
	Mères blanches	Mères non-blanches	Mères blanches	Mères non-blanches
Ln du salaire horaire	0.0451 (0.0317)	-0.0952*** (0.0224)	-0.0690*** (0.0160)	-0.0107 (-0.0262)
Ln du salaire minimum	0.2566* (0.1480)	-0.2172* (0.1202)	-0.0787 (0.173)	0.276 (0.276)
Ln du revenu non salarial	0.0344*** (0.0100)	0.0104 (0.0074)	-0.0322* (0.0126)	0.0167 (0.0234)
Âge de la mère	0.0362** (0.0150)	0.0446*** (0.00868)	0.0715*** (0.0104)	-0.0109 (0.0238)
Âge de la mère ²	-0.000370 (0.0002)	-0.000482*** (0.000103)	-0.000817*** (0.000109)	0.000122 (0.000251)
Années d'éducation	0.0183 (0.0639)	-0.0783 (0.0638)	-0.0170 (0.0134)	0.0867 (0.0654)
Années d'éducation ²	-0.000242 (0.00248)	0.00542** (0.00241)	0.000941 (0.000589)	-0.00109 (0.00257)
Enfant sous 4/5 ans	-0.00791 (0.0496)	-0.1004*** (0.0291)	0.0282 (0.0479)	0.00611 (0.0866)
Nombre d'adultes	-0.0282 (0.0311)	-0.0260 (0.0200)	0.0540* (0.0226)	0.0839* (0.0373)
Constante	5.484*** (0.609)	7.189*** (0.519)	6.539*** (0.511)	5.660*** (0.917)
Region	Oui	Oui	Oui	Oui
R ² within	0.0254	0.0565	0.0808	0.0693
R ² between	0.0567	0.0519	0.113	0.211
R ² Overall	0.0573	0.0551	0.0955	0.161
N	1093	3047	1100	300

Écart-types entre parenthèses. *** : p -value < 0.01 ; ** : p -value < 0.05 ; * : p -value < 0.1

En comparant les résultats des régressions à la littérature, plusieurs observations s'en dégagent. Pour commencer, le fait que le coefficient sur le logarithme népérien du salaire horaire change souvent de signe et d'importance en plus d'être hautement significatif semble confirmer de la conclusion du travail de Bick *et al.* (2022). Les variations du coefficient peuvent être expliqués par l'existence d'un équilibre d'augmentation salariale en fonction des heures travaillées. Le signe et l'importance du coefficient varient selon les heures travaillées et donc la pénalité sur le salaire est respectée puisque l'augmentation marginale ne peut pas se maintenir indéfiniment. Cette pénalité est donc présente lorsque les heures travaillées sont supérieures ou inférieures à 40h par semaine (voir Bick *et al.*, 2022). Ce qui signifie que nos résultats soutiennent la conclusion du travail précédent. Il est également à noter que le Canada dispose de filets sociaux et de l'aide financière plus généreuse que la plupart des états aux États-Unis. Pour illustrer ce concept, on peut penser au fait que le régime d'assurance-emploi au Canada à des prestation plus importante, une durée plus longue et admet plus de situations couvertes que la plupart des états des États-Unis et ce, depuis longtemps (voir Nyahoho, 1991). On peut aussi penser au fait que le régime d'éducation publique au Canada admet les élèves dès 5 ans, ce qui n'est nécessairement le cas aux États-Unis. En raison de ce fait, on peut constater que le pourcentage d'enfants de 5 ans étant inscrit à un programme préscolaire était de 99.2% en 2006 au Canada comparativement à 78.4% aux États-Unis durant la même période (voir Croisetière, 2011, p.37)¹⁸. Finalement, il faut aussi noter le fait que les prestations d'assurance familiale aux États-Unis prennent la forme de crédits d'impôts dans la majorité des États, contrairement à l'allocation familiale qu'on retrouve au Canada¹⁹ (voir

18. Aucun changement n'a été fait avant la pandémie dans cette sphère aux États-Unis.

19. Ce fait a aussi changé durant la pandémie, mais pour la période étudiée précède ce changement de politique publique.

Croisetièrre, 2011). Le fait qu’une plus haute participation au marché du travail est observable chez les Canadiennes est en accord avec une des conclusions du travail d’Erdal (2004). Finalement, l’âge du plus jeune enfant ne semble pas avoir d’effet significatif sur les heures travaillées pour la majorité des groupes étudiés par nos échantillons, ce qui va à l’encontre des résultats de Koebel et Schirle (2016).

5.4 Décomposition Oaxaca-Blinder

5.4.1 Différences de salaire : mères monoparentals - minorité visible

Pour ce qui est du tableau 5.5, on peut voir que la proximité de l’écart estimé (la dernière rangée, l’écart calculé par les effets de la décomposition) et l’écart réel (la première rangée, l’écart mesuré dans l’échantillon) varie beaucoup selon l’année estimée. En règle générale, on observe une sous-estimation de la part de l’écart par la collection des effets aux États-Unis, tandis qu’on trouve une estimation plus juste au Canada. L’explication la plus plausible ici semble être la composition du sous-échantillon ou de la sous-population, car le tableau C.4 en annexe sous la section C indique une estimation bien plus juste de l’écart réel, ce qui suggère que ce modèle est adéquat. Il faut noter que la différence entre l’écart calculé à la rangée total du tableau est plus importante pour la comparaison des effets. Ceci dit, l’écart expliqué par des écarts de moyennes est le plus important pour la plupart des années aux États-Unis. Au Canada, on remarque plutôt que l’écart non expliqué est le plus important pour toutes les années, à l’exception de 2018. Les résultats américains correspondent approximativement aux résultats de Qiu et Schellenberg (2022), qui rapportent entre 60 et 175% d’écart expliqué par tous les effets explicables chez les femmes de différents groupes ethniques. La conclusion immédiate est que l’écart américain est mieux expliqué par des écarts de caractéristiques que l’écart canadien. On peut toutefois immédiatement voir que

l'écart américain est beaucoup plus grand que l'écart canadien. Il est nécessaire d'interpréter ces résultats, car ils ne nous mènent pas à une conclusion intuitive. Pour commencer, il faudra discuter de tous les effets de la décomposition à trois volets.

Le premier terme (Endowments) est la première composante de la partie expliquée d'un écart lors d'une décomposition d'Oaxaca. Pour interpréter ces résultats, il faut se souvenir qu'il s'agit ici d'écarts de moyenne entre les groupes. Ce qui signifie qu'on parle ici de la variation attendue du fait d'avoir autant d'éducation que le groupe de référence, par exemple. On remarque immédiatement que la partie expliquée par ce volet de la décomposition est la plus importante pour toutes les années observées aux États-Unis, mais pas au Canada. Dans le cas américain, on peut affirmer qu'en raison du fait que les statistiques descriptives témoignent d'un écart pour plusieurs variables, il est intuitif qu'une partie de l'écart s'intéressant à ce genre de différence entre les moyennes soit importante. Il fallait donc s'attendre à ce que le premier terme soit important. De façon similaire, les résultats canadiens ne sont pas entièrement inattendus puisque les variables de contrôle ont souvent été relativement similaires dans les deux groupes. Il est donc normal que cette partie soit moins importante que les autres puisque certaines moyennes sont presque identiques. De plus, étant donné qu'il semble y avoir une surestimation de l'écart réel par l'ensemble des effets, on peut croire que l'importance du premier effet est atténuée.

Lorsqu'on observe la deuxième ligne dans la partie américaine du tableau, il est difficile d'en tirer une conclusion immédiatement en raison de la grande variabilité dans cette ligne du tableau. Ceci semble indiquer que l'écart au niveau des coefficients change grandement en séparant les mères selon leur groupe ethnique. Ce qui suggère donc que les écarts de rendements américains (l'effet Coefficients) varient grandement dans les deux groupes étudiés. On peut conclure que les écarts

de rendements sont mieux expliqués par d'autres facteurs que l'origine ethnique. Cette conclusion correspond aux résultats de plusieurs travaux cités (voir Qiu et Schellenberg, 2022, Bick *et al.*, 2022 et Härkönen, 2018). Au Canada, on voit plutôt que la partie attribuable aux différences de rendements est la partie dominante. Ceci suggère des rendements différents pour les variables de contrôle, indiquant la possibilité de discrimination, tout comme aux États-Unis. L'effet des coefficients est notre meilleur indicateur de l'écart non expliqué. Puisqu'il s'agit d'un écart de rendement pour une variable (par exemple, l'effet d'une année d'éducation pour une personne blanche par rapport à une personne noire). La décomposition de Blinder-Oaxaca affirme que les écarts de rendements ne sont pas expliqués par les modèles utilisés, puisqu'on peut attribuer ces écarts à une multitude de facteurs qui ne sont pas inclus dans le modèle. L'écart canadien est donc moins bien expliqué que l'écart américain. Il est donc possible que la discrimination ait un plus grand effet sur le salaire des Canadiens par rapport aux Américains. Cependant, cette interprétation semble improbable vu la disparité de revenus entre les deux groupes de mères aux États-Unis. Il semble plus probable à la lumière des régressions qu'il s'agisse du fruit du faible coefficient de corrélation de la régression canadienne. Il est également important de noter qu'un écart de rendements n'est pas nécessairement synonyme de discrimination (voir Chen et Hou, 2019), même s'il s'agit du meilleur indicateur de celle-ci.

Le dernier terme à analyser est le terme interaction. En observant les résultats américains, on voit que la plupart des années, les effets sur l'écart sont légèrement négatifs et très proches de zéro. Le niveau de cet effet suggère donc que l'effet simultané d'être une minorité visible et d'avoir des écarts de moyenne est hautement variable (signe et nombre changeant), relativement faible (toujours l'effet le moins important) et atténué très souvent l'écart (est souvent négatif). Il est peu probable qu'il s'agisse d'un effet discriminatoire. La force relative des

deux effets précédents annonçait ce résultat. En ce qui concerne le Canada, on voit que l'effet d'interaction a une tendance difficile à définir, sans doute à cause de la force de l'effet des coefficients et de sa variabilité importante d'une année à l'autre. L'effet d'interaction semble aussi gagner en importance lorsque la partie des coefficients diminue, ce qui est attendu par l'interprétation de cet effet dans une décomposition à deux volets. En d'autres termes, il est normal que la partie expliquée augmente si la partie non expliquée diminue, ce qui semble être le cas ici. L'effet d'interaction canadien serait donc principalement composé d'effets qui sont expliqués, vu l'importance de l'effet des coefficients et l'augmentation synchronisée du premier et troisième effet. Malgré tout, l'interprétation reste identique : l'écart est principalement non expliqué au Canada, car il est principalement dû à des différences de rendements entre les variables.

Tableau 5.5: Décomposition de l'écart du log du salaire entre les femmes monoparentales blanches et non-blanches

États-Unis					
Année	2011	2013	2015	2017	2019
Écart Calculé	0.203	0.307	0.328	0.242	0.197
Écart Réel	0.435	0.461	0.443	0.322	0.264
Endowments	0.118	0.165	0.239	0.176	0.159
Coefficients	0.120	0.075	0.078	0.101	0.060
Interaction	-0.064	0.031	-0.040	-0.024	-0.042
RE	0.016	0.018	0.050	-0.006	0.017
Total	0.191	0.289	0.327	0.247	0.194
Canada					
Année	2012	2014	2016	2018	–
Écart Calculé	0.212	0.113	0.051	0.268	–
Écart Réel	0.190	0.122	0.057	0.272	–
Endowments	0.064	-0.068	0.024	0.095	–
Coefficients	0.309	0.234	0.117	0.054	–
Interaction	-0.092	-0.043	0.032	0.139	–
RE	0.007	0.038	-0.005	0.090	–
Total	0.288	0.162	0.168	0.378	–

La tendance des résultats indique que la partie expliquée par les écarts de moyennes (Endowment effect) est la partie qui explique la majorité de la variation et ce, peu importe l'année aux États-Unis. De plus, l'écart américain diminue à travers le temps, ce qui veut dire qu'il y a de moins et moins de différence entre les populations étudiées et donc moins de place pour faire de la discrimination. Au Canada, les tendances en ce qui concerne l'importance de l'écart sont similaires, bien qu'il semble y avoir un pic en 2018. Vu la présence du deuxième effet, on peut faire l'hypothèse qu'il y a de la discrimination dans les deux pays. En raison d'une partie non expliquée à la hauteur de 40 à 55% de l'écart (sauf en 2015), il est raisonnable d'avancer qu'une partie de l'écart non expliqué est attribuable à de la discrimination aux États-Unis. Naturellement, l'importance du deuxième effet peut aussi suggérer la présence de discrimination au Canada. Cependant, la différence de niveau des écarts semble indiquer qu'il s'agit d'une problématique plus importante aux États-Unis, malgré le fait que l'écart américain soit mieux expliqué par notre modèle que ne l'est l'écart canadien. Pour illustrer ce fait, on peut penser qu'un pourcentage moindre d'un plus grand nombre peut souvent être supérieur à un haut pourcentage d'un nombre plus petit, ce qui est le cas des écarts réels des pays étudiés.

En comparant les résultats de ce mémoire à ceux des ouvrages cités plus tôt, on remarque plusieurs similarités. Par exemple, la variation due aux coefficients varie grandement d'une année à l'autre dans les deux pays, ce qui implique que les rendements différents pour les variables de contrôle sont très hétérogènes. Il existe donc plus de variances entre les individus que de variance expliquée autrement. Cette conclusion est connexe à celle de plusieurs travaux (voir Qiu et Schellenberg, 2022 et Bick *et al.*, 2022). De plus, les résultats du Canada correspondent à ceux trouvés par Qiu et Schellenberg (2022) et partiellement à ceux de Attewell *et al.* (2010). La plupart des années, on observe entre 5 et 10% d'écart de revenus

moyen et médian, ce qui correspond à leurs résultats chez les femmes en général lorsqu'on ne prend pas en compte l'occupation des répondants. L'échantillon a cependant une composition ethnique²⁰ différente de celle du premier travail vu la particularité de cette population d'intérêt.

5.4.2 Différences d'heures de travail : mères monoparentals - minorité visible

La situation observée dans le tableau 5.6 est plus intuitivement interprétable que celle des niveaux de salaire. Premièrement, on remarque que les écarts calculés sont très souvent proches des écarts réels et toujours proches de l'écart total. Ceci suggère que le modèle prédit adéquatement les valeurs et écarts d'heures travaillées. Les effets de moyennes ont tendance à être l'effet expliqué le plus important dans cette décomposition dans les deux pays. Pour des raisons semblables à celles des résultats précédents, ce résultat est attendu. L'importance du premier effet signifie donc que l'écart est principalement expliqué par des différences de caractéristiques chez les mères de l'échantillon. Ce fait est intuitif puisque le choix d'heures de travail se fait principalement par le choix d'un poste, ce qui permet de sélectionner au moins la fourchette d'heures travaillées par semaine et au mieux le nombre d'heures précises. De plus, la plupart des emplois ont un nombre d'heures standard. Sachant cela, il serait difficile de discriminer de cette façon, d'où le fait que l'écart est principalement composé de facteurs expliqués. À cela s'ajoute le fait que le marché du travail est un marché où il existe un grand nombre de lois et règles qui encadrent son fonctionnement, ce qui décourage les pratiques discriminatoires dans les deux pays.

L'effet des coefficients est la portion la plus faible des trois effets pour la

20. Il y a par exemple très peu de femmes asiatiques. Il n'est toutefois pas permis de divulguer leur nombre par souci de confidentialité.

majorité des années. On notera également le signe changeant de ce terme et sa proximité à zéro, ce qui peut suggérer que l'effet des coefficients est incertain ou qu'il y a peu de différence de rendements entre les groupes dans les deux pays. Ce fait est supporté par l'absence de significativité du coefficient de la variable de minorité visible. Considérant les mesures antidiscriminatoires présentes sur le marché du travail, une faible différence de rendements entre les groupes de mères est attendue. Cette interprétation rend la présence de discrimination en ce qui concerne les heures travaillées improbables à moins d'observer un effet d'interaction très important, ce qu'on peut voir pour certaines années. Plusieurs années semblent avoir une composante non négligeable attribuable à cet effet. Ceci suggère qu'il y a une partie importante de la variation qui est non expliquée chaque année (environ 20 à 40% pour la plupart des années). Il en découle qu'il existe toujours une possibilité de discrimination même si le potentiel est bien moindre que pour le salaire. Cette affirmation est particulièrement vraie au Canada où l'écart réel est très proche de zéro.

Le terme d'interaction ne semble pas avoir une tendance fixe, comme l'effet de coefficients. On remarque plusieurs années où le niveau de cet effet est non négligeable. La variabilité importante de cet effet pourrait être expliquée par l'instabilité de l'effet de coefficients, puisque l'effet d'interaction est un effet composite. Ceci dit, lorsqu'on additionne les effets expliqués, on trouve que l'écart est représenté principalement par la partie expliquée de l'écart pour toutes les années. Il va donc de soi que la conclusion précédente qui veut que les heures travaillées soient un mauvais vecteur de discrimination est supportée par cet effet.

Les trois lignes semblent donc indiquer que les heures travaillées sont peu susceptibles d'être un vecteur de discrimination. Ce résultat est cohérent avec l'absence de significativité de la variable notant l'appartenance à une minorité visible dans la régression de l'équation 4.7. Nos résultats suggèrent donc que les

disparités en ce qui concerne les heures travaillées sont dues à un facteur fortement lié à l'appartenance au groupe des minorités visibles qui se trouve dans nos régressions ainsi qu'à des écarts de caractéristiques entre les groupes de mères de l'échantillon. Sachant que le salaire est le meilleur prédicteur des heures travaillées et que ce dernier est fortement non expliqué, il est possible que la discrimination présente dans les écarts de salaires trouve un vecteur pour se manifester dans les écarts d'heures travaillées.

Il est intéressant de noter en fin de section que le pays ayant plus de filets sociaux a une meilleure participation au marché du travail dans l'échantillon pour les heures travaillées. Ceci est observable dans les statistiques descriptives de l'échantillon canadien par rapport à l'échantillon américain. En effet, on peut observer un écart plus important aux États-Unis qu'au Canada entre les femmes des deux groupes. Ce résultat supporte la conclusion tirée du travail de Fang et Keane (2004).

Tableau 5.6: Décomposition de l'écart du log des heures travaillées entre les femmes monoparentales blanches et non-blanches

États-Unis					
Année	2011	2013	2015	2017	2019
Écart Calculé	0.085	0.028	0.115	0.092	0.035
Écart Réel	0.142	0.126	0.131	0.099	0.063
Endowments	0.043	0.079	0.036	0.026	0.069
Coefficients	-0.024	-0.109	0.013	0.024	0.057
Interaction	0.042	0.034	0.019	0.046	-0.069
RE	0.012	0.019	0.045	-0.001	-0.012
Total	0.073	0.024	0.113	0.095	0.046
Canada					
Année	2012	2014	2016	2018	
Écart Calculé	0.047	-0.001	-0.005	0.019	
Écart Réel	0.021	-0.012	0.038	0.015	
Endowments	-0.119	-0.072	-0.069	0.079	
Coefficients	0.082	0.061	0.011	-0.034	
Interraction	0.071	-0.026	0.041	0.072	
RE	-0.011	-0.004	-0.007	0.012	
Total	0.023	0.010	-0.024	0.039	

5.5 Discussion

Les résultats pour les écarts du log du salaire impliquent deux choses. La première implication est qu'il existe une grande partie de l'écart de salaire qui est expliquée par des écarts de caractéristiques entre les groupes. Les résultats indiquent que la majorité de l'écart de salaire s'explique par des différences de moyennes, surtout aux États-Unis. Il faut toutefois noter la possibilité de discrimination vu l'importance de l'effet des coefficients, surtout au Canada. Par conséquent, il est raisonnable d'avancer que des mesures antidiscriminatoires seraient utiles pour aider les mères monoparentales des deux pays. Il est cependant mieux avisé d'aider ces mères en réduisant les écarts de moyennes puisque la plus grande partie de l'écart est expliquée par des facteurs qui ne sont pas directement discriminatoires aux États-Unis et au Canada, vu le faible coefficient de corrélation des régressions sur les salaires. Rappelons que l'importance de l'effet des coefficients au Canada peut être expliquée par des rendements différents sur certaines variables, donc par des faits certes discriminatoires (différence de rendements en elle-même) mais qui peuvent aussi être expliqués par d'autres facteurs (voir Chen et Hou, 2019). Il serait donc préférable d'aider toutes les mères que de viser celles qui font partie d'un groupe particulier. Un exemple pourrait être des normes du travail plus strictes au niveau des mises à pied, ce qui pourrait aider les toutes les mères monoparentales ayant moins d'éducation à acquérir plus d'expérience et ainsi augmenter leur salaire à travers leurs anciennetés. Cette solution est en harmonie avec les observations du papier de Kahne (2004).

L'écart lié aux heures travaillées est aussi principalement expliqué par des différences de moyennes. De plus, l'écart en heure travaillée peut être interprété comme étant inexistant puisque le coefficient notant la race des répondants est non significatif. A posteriori, ces résultats sont attendus puisque la décision du

nombre d'heures travaillées est rarement prise par un travailleur au-delà du fait de postuler pour un poste donné. Il est possible que mesurer les heures en elles-mêmes soit moins pertinent que d'observer la participation d'une mère monoparentale au marché du travail puisque les heures travaillées sont mieux représentées par des catégories. Ceci voudrait donc dire que le taux de chômage ou la durée de celui-ci sont de meilleurs indicateurs, comme avancé par le travail de Kahne (2004). Il pourrait aussi être utile de choisir une autre méthode d'estimation, par exemple un modèle probit dans un travail ultérieur. L'interprétation proposée par les résultats est qu'il ne semble pas y avoir d'écarts d'heures travaillées entre les femmes monoparentales blanches et celles n'étant pas blanches dans les deux pays. Il ne semble pas y avoir de raison de croire que le nombre d'heures travaillées soit affecté par la discrimination non plus. Pour expliquer les différences d'heures travaillées lorsqu'elles sont présentes, des différences de moyennes telles que le salaire offert et le revenu non salarial sont de meilleurs explications pour justifier le nombre d'heures travaillées.

Lorsqu'on compare la situation américaine et canadienne, on observe que le Canada est plus égalitaire pour les mères monoparentales dès l'analyse des statistiques descriptives. L'écart de salaire est plus petit au Canada qu'aux États-Unis. Il en va de même pour l'écart d'heures travaillées, malgré le fait que cet écart ne semble pas être dû à de la discrimination. La partie expliquée de l'écart est toutefois moins importante au Canada qu'aux États-Unis, ce qu'on peut attribuer à la moins bonne capacité de notre modèle à prédire les variations de salaire. Si l'hypothèse avancée par ce travail sur le faible coefficient de corrélation et son impact sur la partie non expliquée de la décomposition est acceptée, alors le Canada est plus égalitaire que les États-Unis. La conclusion précédente est supportée par les statistiques descriptives qui suggèrent que les écarts sont moins sentis au Canada qu'aux États-Unis. On trouve aussi que le travail à temps plein

ou temps partiel est l'effet le plus important lorsqu'on tente de prédire le salaire annuel, ce qui semble être un angle d'intervention potentiel pour augmenter la participation et le revenu des mères monoparentales. L'écart entre les coefficients suggère plus de variabilité dans l'échantillon et donc des salaires moins égaux entre les femmes de l'échantillon.

En conclusion, les écarts d'heures et de salaires selon les décompositions sont nettement supérieurs aux États-Unis qu'au Canada. Ce résultat indique que le Canada est un pays où les différences de résultats sur le marché du travail entre les personnes de différentes ethnicités sont moindres qu'aux États-Unis. En matière d'écarts de revenus, ceci veut donc dire qu'il y a moins d'espace pour discriminer entre les groupes ethniques puisque l'écart est moins important, et ce, même dans une interprétation où le Canada est plus discriminatoire que les États-Unis en raison de l'importance de la partie non expliquée. Un raisonnement similaire explique la situation pour les heures travaillées : il ne semble pas avoir d'écart au Canada, mais il semble en avoir un aux États-Unis. Rappelons que l'écart n'est pas expliqué par l'origine ethnique des répondantes et que les heures travaillées ne sont pas un vecteur de discrimination probable dans les deux pays. La présence de l'écart d'heures travaillées vient tout de même supporter le fait que l'aide sociale a un effet positif sur la participation des mères monoparentales tel que le présente Erdal (2004). Un pays où les travailleurs ont accès à de meilleurs filets sociaux voit leur participation plus stable. Ceci dit, l'interprétation des résultats indique que l'importance de la discrimination au niveau du salaire dans les deux pays demeure présente. L'importance du second effet au Canada laisse croire qu'il y a une dimension additionnelle qui n'est pas captée par ce travail, comme dans le travail de Chen et Hou (2019). L'explication favorisée par le travail cité est que certaines femmes convertissent mieux leurs succès académiques que d'autres, ce qui explique une partie de la variation hors discrimination.

CONCLUSION

Nos résultats indiquent la présence de discrimination salariale au Canada ainsi qu'aux États-Unis. L'importance de cette discrimination est incertaine, mais l'écart de salaire est plus important aux États-Unis qu'au Canada. L'écart d'heures travaillées n'est pas observable au Canada, mais l'est aux États-Unis. Toutefois, il est principalement expliqué par des différences de moyennes et est également mieux expliqué par une autre regroupement que l'origine ethnique des répondantes dans les deux pays. Cela dit, les statistiques descriptives indiquent une amélioration de la situation pour les mères monoparentales, ce qui laisse entendre que la voie actuelle aide cette population et que tant que l'on continue avec une approche similaire, un avenir plus équitable est possible dans les deux pays. Les résultats indiquent que pour le Canada comme pour les États-Unis, l'écart entre les mères d'origines ethniques différentes est principalement expliqué par des facteurs autres que la discrimination sauf au Canada pour le salaire annuel. Il est toutefois préférable d'aider un groupe cible en allant chercher une population plus large. En d'autres termes, il est plus efficace d'aider des gens selon leurs circonstances que de les supporter parce qu'ils appartiennent à un groupe ethnique. Une telle approche est également plus équitable puisqu'il est préférable d'aider toutes personnes dans le besoin. Il faut faire preuve de finesse lorsqu'on traite de telles questions et c'est le propre des décideurs de savoir faire preuve d'une telle dextérité.

APPENDICE A

ANNEXE

A.1 Données & Statistiques Descriptives

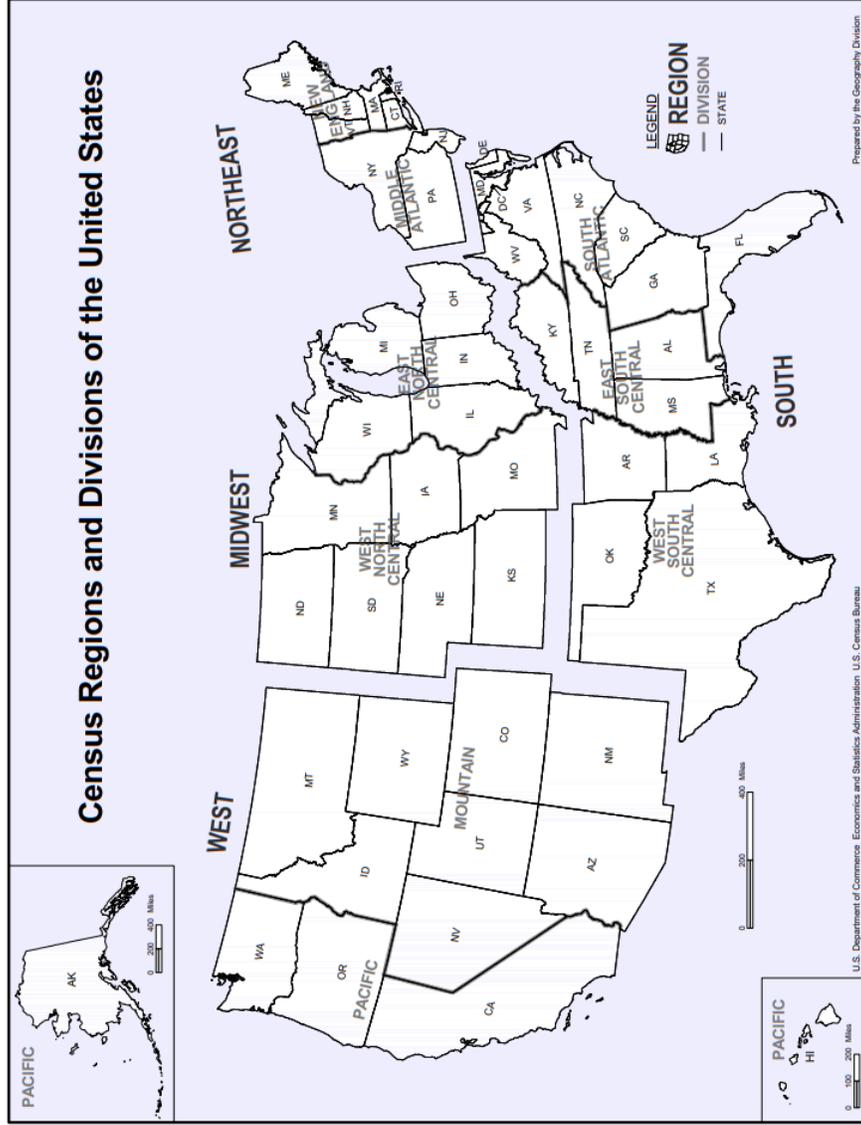


Figure A.1: Carte des États-Unis divisé en région de recensement

a. Source : U.S. Department of Commerce Economics and Statistics Administration U.S. Census Bureau

APPENDICE B

ANNEXE : STATISTIQUE DESCRIPTIVES ET MÉTHODOLOGIE

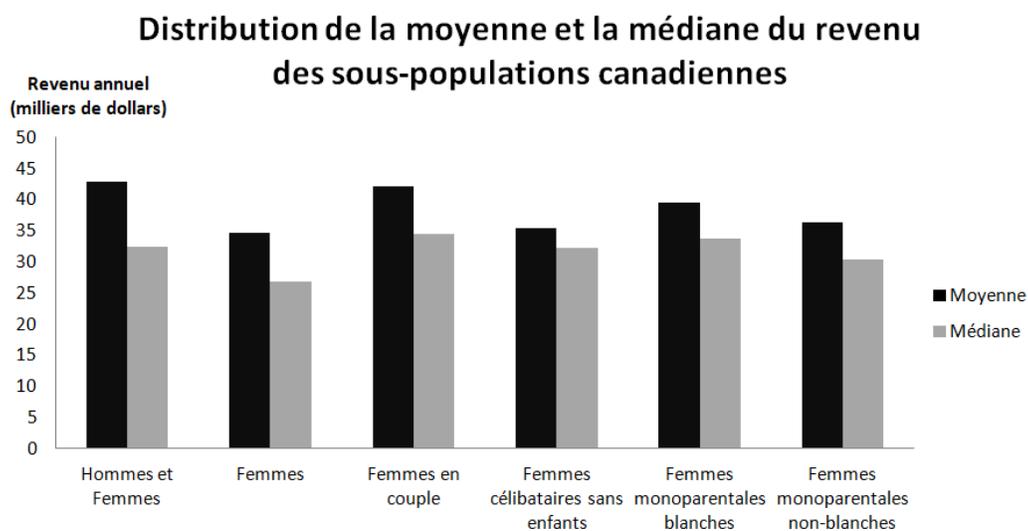
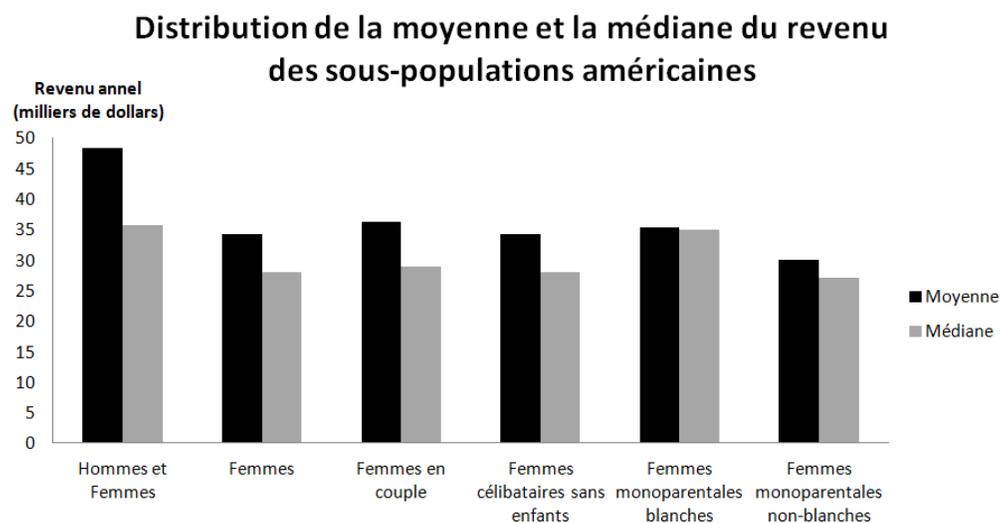
B.1 Équations du travail de Mumford *et al.* (2019)

Ci dessous ce trouve les équations originale du travail de Mumford *et al.* (2019). Elles ont été incluses à titre indicatif dans une section différente pour ne pas confondre le lecteur dans la section méthodologique. L'utilisation de l'anglais est faite pour ne pas altérer les propos des auteurs.

$$\begin{aligned} \ln(\text{hourly wage}) = & \beta_0 \text{constant} + \beta_1 \text{Years of education} + \beta_2 \text{Experience} \\ & + \beta_3 \text{Squared experience} + \beta_4 \text{Unemployment rate} + \beta_5 \text{New South Wales} + \beta_6 \text{Victoria} \\ & + \beta_7 \text{Queensland} + \beta_8 \text{South Australia} + \beta_9 \text{Western Australia} + \beta_{10} \text{Tasmania} \\ & + \beta_{11} \text{Northern Territory} + \beta_{12} \text{Aboriginal} + \beta_{13} \text{Born in a main English speaking country} \\ & + \beta_{14} \text{Born in other country} + \beta_{15} \text{Major urban or other urban} \quad (\text{B.1}) \end{aligned}$$

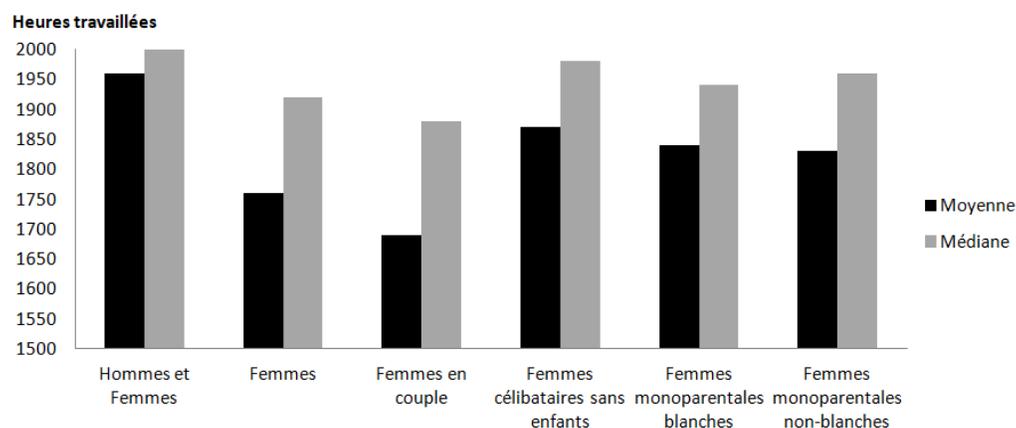
$$\begin{aligned}
\text{Selection equation (employed)} = & \beta_0 \text{ constant} + \beta_1 \text{ Years of education} + \beta_2 \text{ Experience} \\
& + \beta_3 \text{ Squared experience} + \beta_4 \text{ Unemployment rate} + \beta_5 \text{ New South Wales} + \beta_6 \text{ Victoria} \\
& + \beta_7 \text{ Queensland} + \beta_8 \text{ South Australia} + \beta_9 \text{ Western Australia} + \beta_{10} \text{ Tasmania} \\
& + \beta_{11} \text{ Northern Territory} + \beta_{12} \text{ Aboriginal} + \beta_{13} \text{ Born in a main English speaking country} \\
& \quad + \beta_{14} \text{ Born in other country} + \beta_{15} \text{ Major urban or other urban} \\
& \quad + \beta_{16} \text{ Presence of children under 3} + \beta_{17} \text{ Number of children under 5} \\
& + \beta_{18} \text{ Number of children 5–11} + \beta_{19} \ln(\text{non-labour income}) + \beta_{20} \text{ Mills ratio}
\end{aligned}
\tag{B.2}$$

B.2 Histogrammes illustrant les écarts d'heures travaillées et de revenu annuel au Canada et aux États-Unis

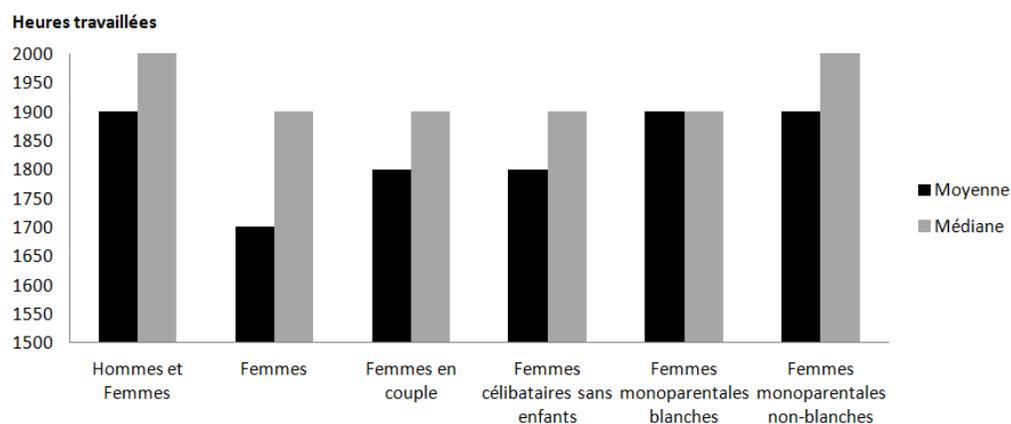


Source : Université du Michigan par voie du PSID pour les années de 2011 à 2019 et Statistique Canada par l'entremise de l'ÉLIA pour les années 2012 à 2018. Données canadiennes pondérées. Moyenne et médiane calculés par l'auteur

Distribution de la moyenne et la médiane des heures travaillées des sous-populations américaines



Distribution de la moyenne et la médiane des heures travaillées des sous-populations canadiennes



Source : Université du Michigan par voie du PSID pour les années de 2011 à 2019 et Statistique Canada par l'entremise de l'ÉLIA pour les années 2012 à 2018. Données canadiennes pondérées. Moyenne et médiane calculés par l'auteur

APPENDICE C

ANNEXE : RÉSULTATS

Tableau C.1: Statistiques descriptives complémentaires pour les mères monoparentales américaines

Variable	Moyenne	Écart-type	Médiane	Minimum	Maximum	N
% Blanches	0.2545	0.4356	0	0	1	13837
% Travaille	0.7899	0.4074	1	0	1	13863
% Temps plein	0.5614	0.4962	1	0	1	11012
Log revenu	9.7734	1.0748	9.9960	2.6752	13.4073	11142
Log heures	7.2669	0.7947	7.5496	1.09861	8.6697	11236
Log rev. total	9.9159	1.2423	10.1679	0	14.1241	13113
No. d'adultes	1.6333	0.8232	1	1	7	13863
Enfant sous 4 ans	0.4106	0.4920	0	0	1	13863

Source : Université du Michigan par l'entremise du PSID (2011 à 2019)

Tableau C.2: Statistiques descriptives complémentaires pour les mères monoparentales canadiennes

Variable	Moyenne	Écart-type	Médiane	N*
% Blanches	0.8531	—	1	5070100
% Travaille	0.9620	0.00008	1	5070100
% Temps plein	0.6120	0.4870	1	5070100
Log. revenu	10.5687	10.5267	10.4072	5070100
Log. heures	7.5496	6.3696	7.5496	5070100
Log. rev. total	11.4783	11.0252	11.3656	5070100
No. d'adultes	1.6333	0.8232	1	5070100
Enfant sous 5 ans	0.2840	0.4510	0	5070100

Source : ÉLIA vagues 1 à 4 (2012 à 2018)

N = Observation pondérée par un poids fréquentiel.*

Tableau C.3: Régression de toutes la variables d'intérêt pour étudier le coefficient sur la variable de minorité visible

	États-Unis		Canada	
	Salaire Annuel	Heures par années	Salaire Annuel	Heures par années
Ln du salaire horaire	–	0.0297*	–	-0.0836*
	–	(0.0176)	–	(0.0325)
Ln du salaire minimum	0.3348***	-0.1647*	-0.354	0.0237
	(0.1067)	(0.0902)	(0.573)	(0.304)
Ln du revenu non salarial	0.0245***	0.0073	0.836***	0.340***
	(0.0088)	(0.0074)	(0.0728)	(0.0417)
Travail à temps partiel	-0.9929***	–	-0.400***	–
	(0.0263)	–	(0.0601)	–
Âge de la mère	0.0499***	0.0332***	0.1240***	0.0691
	(0.0076)	(0.0064)	(0.0104)	(0.0238)
Âge de la mère ²	-0.00045***	0.0004***	-0.00129***	-0.000812***
	(0.0001)	(0.0001)	(0.000197)	(0.0000924)
Années d'éducation	0.0099	-0.0347	-0.0183	0.00167
	(0.0445)	(0.0376)	(0.0228)	(0.0113)
Années d'éducation ²	0.0057***	0.0028*	0.00151	-0.000124
	(0.00169)	(0.00143)	(0.000985)	(0.000483)
Enfant sous 4/5 ans	-0.0704**	-0.0808***	-0.0791	-0.0365
	(0.0295)	(0.0161)	(0.128)	(0.0592)
Nombre d'adultes	-0.0463**	-0.0060	-0.113**	0.0390
	(0.0191)	(0.0161)	(0.0395)	(0.0203)
Minorité visible	0.0617**	-0.0098	-0.214**	-0.0652
	(0.0300)	(0.0254)	(0.0727)	(0.0413)
Constante	7.700***	6.684***	-0.0459	2.450***
	(0.4029)	(0.3399)	(1.436)	(0.847)
Region	Oui	Oui	Oui	Oui
Année	Oui	Oui	Oui	Oui
N	6100	6100	1300	1300

Tableau C.4: Décomposition de l'écart du log du salaire toutes les personnes blanches et non-blanche

États-Unis					
Année	2011	2013	2015	2017	2019
Écart Réel	0.353	0.385	0.390	0.289	0.282
Endowments	0.140	0.209	0.186	0.132	0.133
Coefficients	0.143	0.093	0.154	0.122	0.114
Interaction	-0.000	-0.012	-0.022	-0.022	-0.021
RE	0.016	0.024	0.024	0.012	0.012
Total	0.298	0.314	0.341	0.244	0.238
Canada					
Année	2012	2014	2016	2018	–
Écart Réel	0.190	0.122	0.057	0.272	
Endowments	-0.070	-0.041	-0.069	-0.072	
Coefficients	0.294	0.231	0.174	0.125	
Interaction	-0.009	-0.021	0.001	0.004	
RE	-0.013	-0.018	-0.008	0.015	
Total	0.203	0.150	0.098	0.073	

BIBLIOGRAPHIE

- Attewell, P., Philip, K. et Dunn, K. (2010). Black canadians and black americans : racial income inequality in comparative perspective. *Ethnic and Racial Studies*, 33(3), 473–495.
- Baltagi, B. H. et Li, Q. (1990). A lagrange multiplier test for the error components model with incomplete panels. *Econometric Reviews*, 9, 103–107.
- Barroso, A. et Brown, A. (2021). Gender pay gap in u.s. held steady in 2020. *Pew research center*.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital : A theoretical analysis. *Journal of political economy*, 70(5, Part 2), 9–49.
- Bertrand, M. et Mullainathan, S. (2004). Are emily and greg more employable than lakisha and jamal? a field experiment on labor market discrimination. *American Economic Review*, 94(4), 991–1013.
- Bick, A., Blandin, A. et Rogerson, R. (2022). Hours and wages. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(3), 1901–1962.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination : Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4 (Autumn)), 436–455.
- Block, S., Galabuzi, G.-E. et Tranjan, R. (2020). Canada’s colour-coded income inequality. *CRRF Directions*, 9(July), pp. 63–80.

- Breusch, T. S. et Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239–253.
- Carneiro, A., Portugal, P., Raposo, P. et Rodrigues, P. M. M. (2023). The persistence of wages. *Journal of Econometrics*, 233(2), 596–611.
- Chen, W.-H. et Hou, F. (2019). Intergenerational education mobility and labour market outcomes : Variation among the second generation of immigrants in canada. *Analytical Studies Branch Research Paper Series*, 11F0019M.
- Coles, R. (2015). Single-father families : A review of the literature : Single-father families. *Journal of Family Theory and Review*, 7.
- Creamer, J., Kollar, M., Semega, J. et Shrider, E. A. (2020). Income and poverty in the united states : 2019. *census.gov publication, Report Number P60-270*.
- Croisetière, P. (2011). Données comparatives sur les politiques familiales du québec et celles des pays membres de l'organisation de coopération et de développement économiques. *Bibliothèque et Archives nationales du Québec*.
- Donovan, S. A. et Bradley, D. H. (2020). Real wage trends, 1979 to 2019. *Congressional Research Service, R45090*, 30.
- Erdal, T. (2004). Single mothers working at night : Standard work, child care subsidies, and implications for welfare reform. *NBER Working Papers*, 10274.
- Evans, P. (1984). Work and welfare : A profile of low-income single mother. *Canadian Social Work Review / Revue Canadienne De Service Social*, 2, 81–96.
- Fang, H. et Keane, M. P. (2004). Male-female wage differentials in urban labor markets. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2004(1), pp. 1–116.

- García-Suaza, A. F., Guataquí, J. C., Alberto, G. J. et Maldonado, D. (2014). Beyond the mincer equation : the internal rate of return to higher education in colombia. *Education Economics*, 22(3), 328–344.
- Goldin, C. et Katz, L. F. (2007). The race between education and technology : The evolution of u.s. educational wage differentials, 1890 to 2005. *NBER Working Papers*, 12984.
- Hou, F. et Coulombe, S. (2010). Earnings gaps for canadian-born visible minority groups in the public and private sectors. *Canadian Public Policy*, 36(1), 29–43.
- Härkönen, J. (2018). Single-mother poverty : how much do educational differences in single motherhood matter? *The triple bind of single-parent families : Resources, employment and policies to improve wellbeing, 1st ed.*, 31–49.
- Kahne, H. (2004). Low-wage single-mother families in this jobless recovery : Can improved social policies help? *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 4, 47–68.
- Koebel, K. et Schirle, T. (2016). The differential impact of universal child benefits on the labour supply of married and single mothers. *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, 42(1), 49–64.
- Kröger, H. et Hartmann, J. (2020). xtoaxaca - extending the kitagawa-oaxaca-blinder decomposition approach to panel data. *The Stata Journal*, 21(2), 360–410.
- Milan, A. et Tran, K. (2004). Black population in canada : A portrait. *Canadian Social Trends, Catalogue No. 11-008*, 7.
- Mumford, K. A., Parera-Nicolau, A. et Pena-Boquete, Y. (2019). Labour supply and childcare : Allowing both parents to choose. *IZA Discussion Papers*, 12500.

- Myles, J., Hou, F., Picot, G. et Myers, K. (2009). The demographic foundations of rising employment and earnings among single mothers in Canada and the United States, 1980-2000. *Population Research and Policy Review*, 28(5), 693–720.
- Nieuwenhuis, R. et Maldonado, L. C. (2018). The triple bind of single-parent families : Resources, employment and policies to improve wellbeing. *Bristol University Press, 1st ed.*, 504.
- Nyahoho, E. (juin 1991). Éléments de comparaison des régimes d'assurance-chômage canadien et américain. *L'Actualité économique*, 67(2), 241–251.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3 (October)), 693–709.
- Ortiz, S. et Roscigno, V. (2009). Discrimination, women, and work : Processes and variations by race and class. *Analyses of Social Issues and Public Policy*, 4, 336–359.
- Qiu, T. et Schellenberg, G. (2022). The weekly earnings of Canadian-born individuals in designated visible minority and white categories in the mid-2010s. *Economic and Social Reports*, 36-28-0001.
- Rahimi, E. et Hashemi Nazari, S. S. (2021). A detailed explanation and graphical representation of the Blinder-Oaxaca decomposition method with its application in health inequalities. *Emerging Themes in Epidemiology*, 18(12).
- Statistique Canada (2022). Qualité de l'emploi au Canada - Écart salarial, 1998 à 2021. *No 14-28-0001-X*.
- Torczyner, J. L. et Springer, S. (2001). The evolution of the Black community of Montreal : Change and challenge. *McGill Consortium for Ethnicity and Strategic Social Planning*, p. 113.

US Census (2023A). National single parent day : March 21, 2023. *census.gov publication stats for stories, Press Release Number CB23-SFS.37*.

US Census (2023B). Fm-2. all parent/child situations, by type, race, and hispanic origin of the householder or reference person : 1970 to present. *census.gov current population survey (CPS)*.

Van Giezen, R. W. (2013). Paid leave in private industry over the past 20 years. *Beyond the numbers, 2*(18).

Wooldridge, J. (2012). Introductory econometrics : A modern approach. *5e ed.*, 881.