



L'impact du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada

Mémoire

Christian Landry

Maîtrise en économie - avec mémoire
Maître ès arts (M.A.)

Québec, Canada

L'impact du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada

Mémoire

Christian Landry

Sous la direction de :

Marion Goussé, directrice de recherche
Bernard Fortin, codirecteur de recherche

Résumé

Ce mémoire réunit deux grands champs de recherche économique du marché du travail, soit la recherche sur le salaire minimum et celle sur l'automatisation de l'emploi. Ainsi, l'objectif de ce mémoire est d'évaluer l'impact du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada entre 1998 et 2018. L'hypothèse principale est que les augmentations du salaire minimum stimulent l'automatisation des emplois nécessitant peu de qualifications, en substituant les nouvelles technologies aux travailleurs peu qualifiés. Ce mémoire reprend la méthodologie de Lordan et Neumark (2018) afin d'explorer cette hypothèse de substitution capital-travail et de mieux comprendre comment les politiques de salaire minimum façonnent le type d'emploi détenu au Canada. Les résultats montrent qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait de 0,3 point de pourcentage la part de l'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés. La seconde partie de ce mémoire montre également une probabilité plus élevée de perte d'emploi pour les travailleurs peu qualifiés occupant un emploi automatisable à la suite d'une augmentation du salaire minimum. Ensemble, ces résultats sont des éléments de preuve que le salaire minimum a un effet positif sur l'automatisation de l'emploi au Canada.

Abstract

This thesis brings together two major field of economic research in the labor market, that is, research on minimum wage and research on job automation. The objective of this thesis is therefore to assess the impact of the minimum wage on the automation of employment in Canada between 1998 and 2018. The main hypothesis is that increases in the minimum wage stimulate the automation of jobs requiring few skills, by substituting new technologies for low-skilled workers. The analysis uses the methodology of Lordan and Neumark (2018) in order to explore this hypothesis of capital-labor substitution and to better understand how minimum wage policies shape the type of employment held in Canada. The results show that a 10% increase in the minimum wage would reduce the share of automated jobs held by low-skilled workers by 0,3 percentage points. The second part of this thesis also shows a higher probability of losing their job for low-skilled workers in automatable jobs following an increase in the minimum wage. Together, these results are evidence that the minimum wage has a positive effect on the automation of employment in Canada.

Table des matières

Résumé	ii
Abstract	iii
Table des matières	iv
Liste des figures	vi
Liste des tableaux.....	vii
Liste des abréviations.....	viii
Remerciements	ix
Avant-propos	x
Introduction	1
Chapitre 1 — Revue de littérature	5
1.1 Les politiques du salaire minimum au Canada.....	5
1.2 L’effet du salaire minimum sur l’emploi	6
1.3 L’effet du salaire minimum sur l’automatisation de l’emploi	8
Chapitre 2 — Caractéristiques des travailleurs rémunérés au salaire minimum.....	11
Chapitre 3 — Méthodologie.....	13
3.1 Analyse de la part de l’emploi automatisable	13
3.1.1 Caractérisation du potentiel d’automatisation d’une profession	13
3.1.2 Détermination de la part de l’emploi automatisable.....	18
3.1.3 Régressions	20
3.2 Analyse de la probabilité de rester employé	21
3.2.1 Analyse de la probabilité de rester employé, selon l’intensité de tâches routinières d’une profession	22
Chapitre 4 — Données	23
4.1 Données sur l’emploi.....	23
4.2 Données sur le salaire minimum	23

Chapitre 5 — Résultats et discussion.....	27
5.1 Effets sur la part de l’emploi automatisable.....	27
5.2 Effets sur la probabilité de rester employé.....	29
5.2.1 Probabilité de rester employé, selon l’intensité de tâches routinières d’une profession.....	33
Conclusion.....	36
Bibliographie	38
Annexe	40
Annexe 1. Liste des professions de la CNP non retenues dans l’analyse.....	40

Liste des figures

Figure 1 — Moyenne annuelle canadienne des salaires minimums provinciaux (réels) et la part de l’emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés au Canada, 1998 à 2018.....	3
Figure 2 — Salaire minimum en vigueur au 1 ^{er} janvier 1998 et au 1 ^{er} décembre 2018, selon la province.....	25
Figure 3 — Nombre de modifications du salaire minimum entre 1998 et 2018, selon la province.....	26
Figure 4 — Moyenne des modifications du salaire minimum entre 1998 et 2018, selon la province.....	26

Liste des tableaux

Tableau 1 — Caractéristiques des travailleurs rémunérés au salaire minimum au Canada en 1998, en 2008 et en 2018.....	12
Tableau 2 — Exemples de professions canadiennes selon leur potentiel d'automatisation	17
Tableau 3 — Part de l'emploi automatisable selon l'industrie	19
Tableau 4 — Part de l'emploi automatisable selon le groupe démographique.....	20
Tableau 5 — Effets sur la part de l'emploi automatisable, population complète	27
Tableau 6 — Estimations désagrégées sur la part de l'emploi automatisable	29
Tableau 7 — Probabilité de rester employé à la prochaine période selon l'industrie	30
Tableau 8 — Probabilité de rester employé à la prochaine période selon le groupe démographique.....	31
Tableau 9 — Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, 1998 à 2018.....	32
Tableau 10 — Analyse contemporaine. Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, 2008 à 2018.....	34
Tableau 11 — Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, selon l'intensité de tâches routinières des professions. Estimations par industries, 2008 à 2018.....	35
Tableau 12 — Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, selon l'intensité de tâches routinières des professions. Estimations par groupes démographiques, 2008 à 2018.....	35

Liste des abréviations

SM : Salaire minimum

ITR : Intensité de tâches routinières

PEA : Part de l'emploi automatisable

CNP : Classification nationale des professions

DOT : Dictionary of occupations titles

CIQSS : Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales

Remerciements

Je souhaite d'abord remercier ma directrice de recherche, M^{me} Marion Goussé, pour son soutien tout au long de la production de ce mémoire. Je remercie également mon codirecteur de recherche, M. Bernard Fortin, pour ses nombreux conseils qui ont permis de mener à terme ce mémoire. Leur implication dans ce projet et dans l'ensemble de mon parcours académique universitaire a été essentielle à ma réussite.

Je désire également remercier Ibra Ngom, un collègue de travail remarquable qui a eu une influence positive dans mon parcours professionnel. Par ailleurs, je remercie énormément tous mes proches et mes amis qui ont été présents tout au long de la production de ce mémoire. Merci à Marie-Pier pour sa présence et sa patience pendant cette période de rédaction.

Avant-propos

Le présent mémoire est présenté comme exigence partielle de la maîtrise en économique. Les analyses contenues dans ce texte ont été réalisées au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), membre du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Les activités du CIQSS sont rendues possibles grâce à l'appui financier du Conseil de recherche en sciences humaines (CRSH), des Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), de la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), de Statistique Canada, du Fonds de recherche du Québec — Société et culture (FRQSC), du Fonds de recherche du Québec – Santé (FRQS) ainsi que de l'ensemble des universités québécoises qui participent à leur financement. Les idées exprimées dans ce texte sont celles des auteurs et non celles des partenaires financiers.

Introduction

En facilitant l'automatisation des processus industriels, le progrès technologique façonne le marché du travail depuis plusieurs années et change rapidement les emplois et le quotidien des travailleurs (OCDE, 2018). De nombreux emplois qui existaient auparavant n'existent plus aujourd'hui ou seront automatisés prochainement (Frey & Osborne, 2013 ; Arntz, Gregory & Zierahn, 2016). Par exemple, on observe des caisses libre-service dans les commerces de détail, des bornes de service dans l'industrie de la restauration rapide et les chaînes de montage dans les usines de fabrication sont équipées de bras robotiques (Lordan & Neumark, 2018). Ces exemples illustrent bien le phénomène de substitution capital-travail entamé par les employeurs (Lordan & Neumark, 2018 ; Lordan, 2019 ; Aaronson & Phelan, 2019). En effet, le coût décroissant des nouvelles technologies représente un incitatif pour les employeurs à substituer les travailleurs peu qualifiés par des machines, car le coût de renonciation de la substitution capital-travail diminue (Lordan & Neumark, 2018 ; Lordan, 2019 ; Aaronson & Phelan, 2019). La littérature montre que les emplois occupés par les travailleurs peu qualifiés sont souvent des emplois routiniers, soit des emplois facilement automatisables (Autor & coll., 2003 ; Lordan & Neumark, 2018).

Par ailleurs, une hausse d'un dollar du salaire minimum représente une augmentation du coût marginal d'une heure de travail des employés rémunérés à ce taux et ces derniers sont souvent des travailleurs peu qualifiés (Dionne-Simard, D. & Miller, J., 2019). Il s'agit également d'un incitatif pour les entreprises à substituer ces travailleurs pour du capital physique.

Toutefois, bien qu'elle soit l'une des plus développées de la science économique, la littérature sur le salaire minimum s'intéresse peu à cette problématique. De manière générale, elle étudie majoritairement les effets du salaire minimum sur l'emploi des jeunes de 15 à 24 ans, un groupe jugé vulnérable aux hausses du salaire minimum en raison de la prédominance de ce groupe parmi les travailleurs rémunérés à ce taux (Neumark & Washer, 2008). D'autres études s'intéressent à des secteurs d'activité précis où l'on observe une forte proportion de travailleurs rémunérés au salaire minimum, tels que le commerce de détail ou la restauration rapide. Malgré cette importante documentation sur le sujet, les économistes ne s'entendent

toujours pas quant aux effets d'une hausse du salaire minimum sur l'emploi (Card & Krueger, 1994 ; Neumark & Washer, 2008 ; Green, 2018).

Avec l'objectif de pallier ce manque de documentation, ce mémoire s'écarte de la littérature classique sur le salaire minimum et s'intéresse à cette nouvelle réalité du marché du travail, soit l'automatisation de l'emploi. En reprenant la méthodologie de Lordan et Neumark (2018), l'impact du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada est évalué. Cette analyse se divise en deux volets complémentaires :

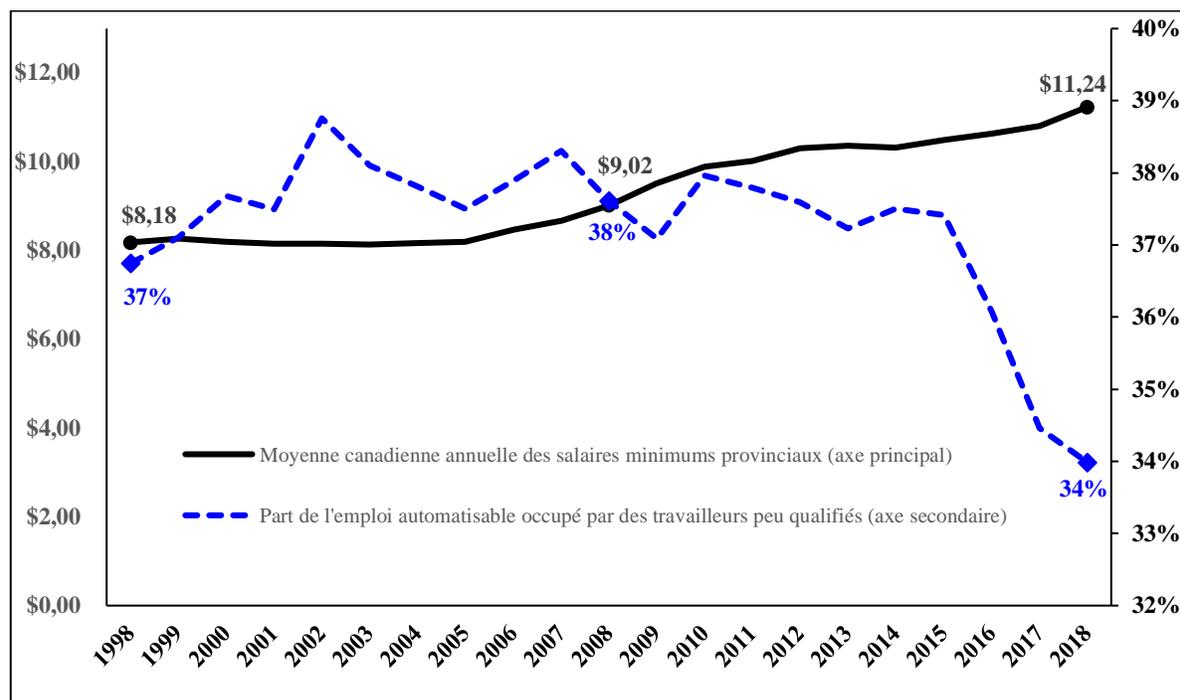
1. La variation de la part de l'emploi automatisable en réponse aux augmentations du salaire minimum au Canada, entre 1998 et 2018.
2. L'effet d'une augmentation du salaire minimum sur la probabilité qu'un travailleur peu qualifié occupant un emploi automatisable perde son emploi au Canada, entre 1998 et 2018.

L'hypothèse centrale à cette recherche est que les augmentations du salaire minimum stimulent l'automatisation des emplois nécessitant peu de qualifications, car la technologie est un substitut aux travailleurs peu qualifiés qui occupent ce type d'emploi (Lordan & Neumark, 2018).

La figure 1 présente, d'une part, la moyenne annuelle des salaires minimums provinciaux (réels) et, d'autre part, la part de l'emploi automatisable occupée par des travailleurs peu qualifiés entre 1998 et 2018. Évidemment, la tendance des salaires minimums provinciaux est à la hausse, puisque chaque province canadienne procède habituellement à une révision annuelle positive de son salaire minimum. Par ailleurs, la part de l'emploi automatisable occupée par des travailleurs peu qualifiés présente une légère tendance à la hausse entre 1998 et 2002, suivie d'une tendance à la baisse jusqu'en 2018. De plus, la forte baisse de la part de l'emploi automatisable occupé par les travailleurs peu qualifiés entre 2015 et 2018 coïncide avec les augmentations les plus marquées du salaire minimum dans les provinces canadiennes (Ontario, Alberta et Colombie-Britannique). C'est également à partir de 2015 que la pénurie de la main-d'œuvre au Canada a forcé

l'introduction de capital informatique dans les entreprises du Canada, notamment dans les industries du commerce de détail et du service d'hébergement et de restauration.

Figure 1 — Moyenne annuelle canadienne des salaires minimums provinciaux (réels) et la part de l'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés au Canada, 1998 à 2018.



Source : Historique des taux du salaire minimum (Gouvernement du Canada), Enquête sur la population active (Statistique Canada) et Autor, Dorn & Hanson (2015).

Ce sujet est d'actualité en raison de l'abondance de nouvelles technologies abordables et disponibles pour les entreprises (Desjardins, 2017 ; OCDE, 2018). De plus, les provinces canadiennes sont très actives en ce qui a trait aux politiques du salaire minimum. À titre indicatif, l'Ontario a augmenté son salaire minimum de 2,40 dollars en 2017, soit la plus grande augmentation du salaire minimum au Canada. Pour sa part, depuis l'adoption de son plan quadriennal (2016-2020) ayant pour objectif d'amener le salaire minimum à 50 % du salaire hebdomadaire moyen, le Québec a procédé à des augmentations de 0,50 dollar, de 0,75 dollar, de 0,50 dollar et de 0,60 dollar au 1^{er} mai des 4 dernières années. De plus, afin de respecter des promesses électorales, le gouvernement de l'Alberta a augmenté son salaire minimum à 15 dollars l'heure en 2018 alors que celui de la Colombie-Britannique a annoncé l'atteinte de ce taux horaire en 2021 (Ngom, Allard-Goyer & Landry, 2018).

Contrairement aux États-Unis, le Canada ne dispose pas de données de panel de long terme. Les données de panel utilisées dans le cadre de ce mémoire sont celles de l'Enquête sur la population active (EPA) de Statistique Canada. Il s'agit de données de panel de court terme puisque les individus sont sondés sur une période de 6 mois. Ainsi, seuls les effets de courts termes peuvent être identifiés à l'aide de ces données¹.

Les résultats de ce mémoire suggèrent qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait de 0,3 point de pourcentage la part de l'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés. Ces résultats découlent de groupes et d'industries spécifiques qui influencent grandement l'effet moyen. Ces variations de la part de l'emploi automatisable peuvent se traduire par une réallocation de l'emploi vers des professions non automatisables où la qualification requise est plus élevée. Toutefois, le second volet, complémentaire au premier, montre effectivement une probabilité plus élevée de perte d'emploi pour les travailleurs peu qualifiés occupant un emploi automatisable.

Ainsi, cette recherche contribue à la littérature économique en fournissant une image plus complète des ajustements du marché du travail dans l'ensemble des industries et des divers groupes démographiques. À notre connaissance, il s'agit de la première évaluation de l'effet du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada. De plus, cette recherche est d'intérêt pour les décideurs publics en raison du caractère social associé au salaire minimum et de l'intérêt accordé à des groupes de travailleurs souvent négligés dans la littérature sur le sujet, notamment les travailleurs peu qualifiés âgés de 40 ans et plus.

Ce mémoire est divisé en cinq grandes parties. La première survole la littérature existante, la seconde présente les caractéristiques des travailleurs rémunérés au salaire minimum, la troisième détaille la méthodologie, la quatrième est consacrée aux données, alors que la dernière présente les résultats pertinents.

¹ Idéalement, un modèle dynamique jumelé à des données de panel de long terme permettrait de différencier l'effet de court terme de l'effet de long terme.

Chapitre 1 — Revue de littérature

1.1 Les politiques du salaire minimum au Canada

À quelques exceptions, le salaire minimum est le plus faible taux de rémunération qu'un employeur peut légalement verser à ses employés² (Emploi et Développement social Canada, 2019). Au Canada, le pouvoir législatif des gouvernements provinciaux leur confère le pouvoir de déterminer et de réviser le salaire minimum provincial. Par exemple, au Québec, le salaire minimum est l'une des normes fondamentales présente dans la *Loi sur les normes du travail*. Par ailleurs, un salaire minimum fédéral a déjà été en vigueur pour les travailleurs de la fonction publique canadienne. Toutefois, depuis plus de 20 ans, le salaire minimum fédéral établi dans le Code canadien du travail est fixé au taux du salaire minimum de la province ou du territoire où l'employé exerce habituellement ses fonctions (Emploi et Développement social Canada, 2019).

Au Canada, les lois sur le salaire minimum ont d'abord été élaborées au début du XX^e siècle et visaient principalement les femmes et les enfants. Depuis, les politiques du salaire minimum ont pour objectif de protéger les travailleurs non syndiqués, de réduire le nombre d'emplois peu rémunérés et d'alléger la pauvreté (Emploi et Développement social Canada, 2019). Le Manitoba et la Colombie-Britannique sont les premières provinces canadiennes à avoir adopté des lois sur le salaire minimum, ce qu'elles ont fait en 1918. Les autres provinces ont rapidement suivi la tendance dans les années suivantes.

Puisqu'elles visent particulièrement les travailleurs faiblement rémunérés et peu qualifiés, les révisions du salaire minimum revêtent un enjeu social souvent médiatisé. D'une part, les groupes sociaux demandent fréquemment des augmentations marquées du salaire minimum dans le but d'améliorer la qualité de vie des employés rémunérés à ce taux. D'autre part, les employeurs demandent des augmentations modérées du salaire minimum, afin de respecter la capacité de payer des entreprises.

² Certains travailleurs, notamment les travailleurs au pourboire et les cueilleurs de petits fruits, ont un taux horaire minimal particulier à leur situation.

1.2 L'effet du salaire minimum sur l'emploi

Bien qu'évaluer l'effet du salaire minimum sur l'emploi n'est pas l'objectif de ce mémoire, la littérature à ce sujet est pertinente et permet de développer certaines intuitions des réalités du marché du travail et de la réaction de celui-ci aux différents chocs économiques qui le façonnent.

Malgré l'importante documentation dédiée à la recherche économique sur le salaire minimum, il n'existe pas encore de consensus parmi les économistes quant à son effet sur l'emploi (Card & Krueger, 1994; Neumark & Washer, 2008 ; Green, 2018). Cette littérature est fortement axée sur les travailleurs peu qualifiés, les travailleurs âgés entre 15 et 24 ans et les femmes, soit des groupes jugés vulnérables aux augmentations du salaire minimum en raison de leur prédominance parmi les travailleurs rémunérés à ce taux horaire. (Neumark & Washer, 2008 ; Green, 2018).

D'une part, les recherches basées sur la théorie néoclassique trouvent généralement une relation négative entre le salaire minimum et l'emploi. Par exemple, David Neumark et William L. Washer présentent en 1992 une méthode économétrique avec des données de panel et estiment que les augmentations du salaire minimum réduisent le taux d'emploi des jeunes âgés entre 15 et 24 ans aux États-Unis (Neumark & Washer, 1992). Plusieurs études similaires suivent cette publication, menant à une fourchette d'élasticité emploi-salaire classique dans la littérature (Neumark & Washer, 2008). Celle-ci estime qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum réduit le taux d'emploi des jeunes âgés entre 15 et 24 ans de 1 % à 3 % aux États-Unis (Neumark & Washer, 2008). Au Canada, ces élasticités emploi-salaire sont plus élevées que celles aux États-Unis. En effet, une augmentation de 10 % du salaire minimum au Canada réduirait le taux d'emploi des jeunes âgés entre 15 et 24 ans de 3 % à 6 % (Gunderson, 2007 ; Fortin, 2010, Brouillette & coll., 2017 ; Rybcynski & Sen, 2017). Ces résultats sont fondés sur la théorie néoclassique qui est construite selon des hypothèses restrictives du marché du travail. Selon elle, l'offre de travail est un bien homogène et les caractéristiques individuelles (expériences, productivité, etc.) et le contexte du marché du travail (secteurs d'activités, contexte économique, etc.) ne sont pas pris en compte. Sous ces hypothèses, l'imposition d'un salaire minimum au-dessus du salaire

d'équilibre augmente le coût marginal de production et diminue la demande de travail (Neumark & Washer, 2008 ; Meer & West, 2015).

Ces différences d'élasticités entre les États-Unis et le Canada s'expliquent notamment par les effets possiblement non-linéaires du salaire minimum sur l'emploi. En effet, aux États-Unis, le salaire minimum fédéral est historiquement plus faible qu'au Canada³. Ainsi, peu d'individus sont rémunérés à ce taux et une augmentation de celui-ci affecte une faible part de la main-d'œuvre, d'où les faibles élasticités⁴. Au Canada, dans toutes les provinces, le salaire minimum se situe à près de 50 % du salaire horaire moyen de la province. Ainsi, une augmentation du salaire minimum au Canada représente un plus grand choc sur l'économie.

D'autre part, une étude de cas réalisée dans l'industrie de la restauration rapide au New Jersey mène David Card et Alan B. Krueger à publier un article en 1994 présentant des résultats contradictoires à ceux de Neumark et Washer. Dans leur ouvrage, à l'aide de la méthode de la différence en différence, les auteurs affirment que la hausse du salaire minimum au New Jersey en 1993 n'a mené à aucune perte d'emploi, voire à un gain d'emploi pour les jeunes âgés entre 15 et 24 ans (Card & Krueger, 1994). En d'autres mots, les élasticités emploi-salaire sont soit nulles, soit positives.

À l'époque, chacune de ces méthodes avait ses propres lacunes. Par exemple, les équations de Neumark et Washer sont peu précises et les effets d'autres facteurs sont faussement attribués au salaire minimum (Belman & Wolfson, 2014). Par ailleurs, l'analyse de Card et Krueger est trop locale pour être généralisée de manière robuste (Belman & Wolfson, 2014).

Ces résultats contradictoires, alimentés par des échanges d'articles entre les deux couples d'auteurs et des dizaines d'autres articles sur le sujet, ont mené à la publication d'un livre de Neumark et Washer en 2008, *Minimum Wage*. Ce livre documente de manière qualitative les recherches effectuées depuis le début des années 1990 sur les effets du salaire

³ Les États-Unis sont dotés d'un salaire minimum Fédéral qui s'applique à tous les États, à l'exception de ceux ayant un salaire minimum étatique plus élevé.

⁴ Depuis quelques années, plusieurs États ont procédé à une hausse marquée de leur salaire minimum, notamment en réponse aux demandes soutenues des groupes sociaux.

minimum sur l'emploi aux États-Unis et ailleurs dans le monde. De plus, Belman et Wolfson (2014) procèdent à une méta-analyse quantitative recensant plus de 70 études américaines et trouvent que s'il y a des effets négatifs du salaire minimum sur l'emploi, ils sont trop faibles pour être statistiquement significatifs et donc trop faibles pour avoir un effet considérable sur l'emploi.

L'abondante littérature sur le sujet montre un intérêt particulier pour les politiques du salaire minimum en Amérique du Nord, incitant ainsi d'autres études à varier les sujets entourant le salaire minimum. Par exemple, Schmitt (2015) liste 11 canaux d'ajustements des entreprises qui pourraient expliquer pourquoi les effets du salaire minimum sont si faibles dans la littérature. Parmi les canaux d'ajustements figurent principalement la réduction des heures travaillées, l'augmentation des prix, la réduction des avantages non monétaires, un changement dans la composition de l'emploi ou une compression des salaires.

Par ailleurs, en raison des problèmes de reconnaissance des acquis et des barrières culturelles et linguistiques, Rybcynski et Sen (2018) identifient les immigrants comme un groupe vulnérable aux augmentations du salaire minimum. Plus récemment, Lordan et Neumark (2018) se sont intéressés à une nouvelle problématique du salaire minimum, soit l'automatisation de l'emploi. Ces derniers trouvent notamment des résultats suggérant que les augmentations du salaire minimum pourraient inciter les entreprises à substituer le travail par du capital.

1.3 L'effet du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi

D'abord, il est nécessaire de définir le rôle du capital informatique sur le marché du travail afin de comprendre les processus d'automatisation d'une profession. D'une part, le capital informatique remplace les travailleurs dans l'exécution de tâches routinières et manuelles pouvant être accomplies en suivant des règles explicites. D'autre part, le capital informatique complète les travailleurs dans l'exécution de tâches complexes non routinières (Autor, Levy & Murmane, 2003). Ainsi, l'automatisation réduit la demande de tâches routinières et manuelles tout en augmentant la demande de tâches hautement qualifiées (OCDE, 2018). Donc, l'automatisation entraîne des déplacements d'emplois vers des

professions et des industries particulières, sans nécessairement entraîner de pertes d'emploi (Economic Policy Institute, 2017).

Peu d'auteurs se sont questionnés à savoir si le salaire minimum a un effet sur l'automatisation de l'emploi. À l'aide d'une procédure permettant de définir le potentiel d'automatisation d'une profession⁵, Lordan et Neumark (2018) montrent que l'augmentation du salaire minimum réduit la part de l'emploi automatisable occupée par des travailleurs peu qualifiés. Autrement dit, les augmentations du salaire minimum entraîneraient une relocalisation de l'emploi automatisable vers des emplois moins routiniers et automatisables. Ils montrent qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum entraîne une diminution de 0,31 point de pourcentage de la part de l'emploi automatisable détenu par des travailleurs peu qualifiés aux États-Unis. Lordan (2019) montre que cet effet est trois fois moins élevé au Royaume-Uni. En effet, en utilisant la même méthodologie, Lordan (2019) montre qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum entraîne une diminution de 0,11 point de pourcentage de la part de l'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés.

Une analyse par secteur d'activités économiques montre que ce sont des industries particulières qui déterminent majoritairement l'effet global dans l'économie. C'est notamment dans l'industrie de la fabrication où les effets sont les plus élevés. Aux États-Unis, une augmentation de 10 % du salaire minimum impliquerait une diminution de 0,073 point de pourcentage de la part de l'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés, soit plus de deux fois l'effet observé pour l'ensemble de l'économie américaine (Lordan & Neumark, 2018). Cette proportion est également observable dans l'industrie de la fabrication au Royaume-Uni. De plus, aux États-Unis, les effets sont plus importants pour les secteurs des transports et des services de restauration et d'hébergement. Par ailleurs, les effets estimés dans les secteurs de la construction, du commerce de gros, du commerce de détail, des finances et de l'administration publique sont faibles, centrés autour de zéro et non statistiquement significatifs. Au Royaume-Uni, outre le secteur de la fabrication, c'est dans l'industrie de la finance que les effets observés sont les plus élevés (Lordan, 2019).

⁵ Cette procédure est celle utilisée dans ce mémoire et est détaillée au chapitre 3 de ce document.

De plus, une analyse basée sur des caractéristiques sociodémographiques montre que ce sont des groupes démographiques particuliers qui déterminent majoritairement l'effet global dans l'économie. Aux États-Unis, bien qu'un salaire minimum plus élevé réduit considérablement la part des travailleurs peu qualifiés dans les emplois automatisables pour les trois groupes d'âge (25 ans et moins, 26 à 39 ans et 40 ans et plus), les effets sont plus importants pour les travailleurs âgés de 40 ans et plus. En considérant à la fois l'âge et l'industrie, pour les travailleurs âgés de 40 ans et plus, l'effet négatif se produit principalement dans les industries de la fabrication, de la vente au détail et de l'administration publique. Pour les travailleurs âgés de 25 ans et moins, les effets sont importants dans de nombreux secteurs, mais les estimations sont proches de zéro pour le secteur manufacturier et seulement statistiquement significatives dans le secteur des services. En moyenne, les femmes sont plus affectées que les hommes. Les effets négatifs pour les femmes se concentrent dans la fabrication, les services et l'administration publique. Pour les hommes, aucune des estimations spécifiques à une industrie n'est statistiquement significative (Lordan & Neumark, 2018).

Lordan et Neumark (2018) montrent également des preuves que la diminution de la part de l'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés est accompagnée par des pertes d'emploi de ces travailleurs. En effet, une analyse avec des données individuelles identifie les travailleurs occupant un emploi automatisable comme étant plus à risque de perdre leur emploi à la suite d'une augmentation du salaire minimum. Pour ces travailleurs, la probabilité de perte d'emploi est plus grande dans l'industrie de la fabrication et dans celle des services. En regardant à la fois par âge et par industrie, les effets sont plus grands pour les travailleurs âgés de 40 ans et plus dans le secteur de la fabrication. Les femmes sont également plus affectées que les hommes dans ce secteur.

Chapitre 2 — Caractéristiques des travailleurs rémunérés au salaire minimum

Afin de bien cerner les effets du salaire minimum sur le marché du travail, il importe d'identifier les travailleurs rémunérés à ce taux horaire. À cet effet, le tableau 1 présente les caractéristiques des travailleurs rémunérés au salaire minimum au Canada en 1998, en 2008 et en 2018.

Au Canada, la proportion de travailleurs rémunérés au salaire minimum est passée de 5,2 % à 10,4 % entre 1998 et 2018. Cette augmentation marquée du bassin de main-d'œuvre rémunérée au salaire minimum s'est produite majoritairement entre 2017 et 2018 et s'explique par les augmentations marquées du salaire minimum en Ontario, en Alberta et en Colombie-Britannique (Dionne-Simard & Miller, 2019).

En 2008, 60,4 % des travailleurs rémunérés au salaire minimum étaient des femmes, alors que cette proportion s'établissait à 58,8 % en 1998 et en 2018. Par ailleurs, entre 1998 et 2018, la proportion d'hommes (+ 4,4 points de pourcentage) et de femmes (+ 5,9 points de pourcentage) rémunérés au salaire minimum en pourcentage de l'ensemble des travailleurs a plus que doublée, représentant ainsi un plus grand bassin de la main-d'œuvre rémunérée au salaire minimum.

Ensuite, les travailleurs âgés entre 15 et 24 ans représentent la majeure partie des travailleurs rémunérés au salaire minimum, avec une proportion de 52,3 % en 2018. Par ailleurs, cette proportion a augmenté pour les travailleurs âgés de 25 à 54 ans entre 1998 et 2018, passant de 34,2 % à 34,3 %, et pour les travailleurs âgés de 55 ans et plus, passant de 5,1 % à 13,4 % pour cette même période.

Enfin, le niveau de scolarité des travailleurs rémunérés au salaire minimum a également varié entre 1998 et 2018. D'une part, la proportion de travailleurs rémunérés au salaire minimum ayant un diplôme d'études secondaires ou moins a diminué entre 1998 et 2018, en passant de 76,8 % à 65,1 %. D'autre part, la proportion des travailleurs ayant un diplôme d'études postsecondaires ou grade supérieur a augmenté, en passant de 23,2 % à 34,9 %.

De manière générale, ce sont les travailleurs identifiés dans cette section qui devraient être les plus affectés par les hausses du salaire minimum, puisque le coût marginal de leur travail augmente directement avec les politiques du salaire minimum en vigueur. Toutefois, la littérature montre également un effet indirect du salaire minimum sur les travailleurs rémunérés à des tranches salariales supérieures. En effet, l'effet d'émulation est observable lorsqu'une augmentation du salaire minimum augmente non seulement le salaire horaire des travailleurs rémunérés à ce taux, mais également celui des travailleurs rémunérés à des tranches salariales supérieures (Boivin, 2012).

Tableau 1 — Caractéristiques des travailleurs rémunérés au salaire minimum au Canada en 1998, en 2008 et en 2018

Caractéristiques	Pourcentage de l'ensemble des travailleurs			Travailleurs rémunérés au salaire minimum en pourcentage de l'ensemble des travailleurs.		
	1998	2008	2018	1998	2008	2018
Sexe						
Masculin	41,2	39,6	41,2	4,1	4,2	8,5
Féminin	58,8	60,4	58,8	6,4	6,4	12,3
Âge						
15 à 24 ans	60,7	63,6	52,3	18,9	19,0	35,9
25 à 54 ans	34,2	28,7	34,3	2,4	2,2	5,4
55 ans et plus	5,1	7,7	13,4	3,3	3,0	7,4
Niveau de scolarité						
Diplôme d'études secondaires ou moins	76,8	75,6	65,1	8,3	9,6	20,0
Diplôme d'études postsecondaires ou grade supérieur	23,2	24,3	34,9	2,3	2,2	5,5

Source : Dionne-Simard & Miller (2019).

Chapitre 3 — Méthodologie

3.1 Analyse de la part de l'emploi automatisable

3.1.1 Caractérisation du potentiel d'automatisation d'une profession

La première étape afin de répondre à la question de recherche consiste à attribuer une valeur mesurant le degré d'automatisation de chaque profession canadienne à l'étude.

À partir des titres de professions de la Classification Nationale des Professions (CNP) de 2016, qui est la source d'information autorisée sur les professions au Canada, il est possible de procéder à l'attribution d'une mesure quantitative du degré d'automatisation à l'ensemble des professions canadiennes. Plus précisément, la CNP est la taxonomie et le cadre organisationnel à l'échelle nationale pour la classification des professions du marché du travail canadien (Statistique Canada, 2018). Il s'agit essentiellement d'une liste exhaustive et détaillée comptant plus de 30 000 titres de professions regroupées en 500 groupes de base ayant chacun un code unique à 4 chiffres. Cette liste est fréquemment mise à jour, avec l'ajout et le retrait de certaines professions, afin de refléter au mieux la réalité du marché du travail. La version de la CNP utilisée dans le cadre de ce mémoire est la version 1.0 de l'édition 2016.

Reprenant la méthodologie de Lordan et Neumark (2018), les données publiques de Autor, Dorn et Hanson (2015) sont utilisées afin de mesurer l'intensité de tâches routinières (ITR) d'une profession⁶. Puisque le degré d'automatisation d'une profession n'est pas empiriquement observable, ces auteurs s'appuient sur des données empiriques pour construire la variable ITR et l'utilisent comme proxy⁷ afin de déterminer le degré d'automatisation d'une profession.

Introduite par Autor, Levy et Murmane (2003), cette procédure permettant de déterminer le degré d'automatisation d'une profession s'appuie sur les données disponibles dans le *Dictionary of occupations titles* (DOT). Ce dictionnaire en ligne fournit de l'information précise et détaillée sur plus de 13 000 professions américaines. Par exemple, le

⁶ Les données nécessaires sont disponibles sur le site Web de David Autor dans l'onglet dédié aux données de ses articles publiés. <https://economics.mit.edu/faculty/dautor/data/adh-14>

⁷ Une variable proxy est utilisée à la place d'une variable d'intérêt lorsque celle-ci ne peut pas être mesurée directement. Par exemple, le produit intérieur brut (PIB) par habitant peut être utilisé comme indicateur indirect du niveau de vie.

DOT recense de l'information sur les capacités physiques requises pour exercer une profession, ainsi que sur la répétitivité de ces actions physiques. Parmi l'ensemble des données disponibles sur le DOT, Autor, Levy et Murmane (2003) ne conservent que quelques-unes d'entre elles pour construire la variable ITR. D'abord, ils procèdent à une moyenne des variables DCP (direction, contrôle et planification) et GED-MATH (exigences de raisonnement quantitatif) pour mesurer le niveau de tâches cognitives d'un emploi. Ensuite, la moyenne de la variable STS (adaptabilité aux travaux nécessitant des limites définies, des tolérances et des normes) et FINGDEX (dextérité digitale) mesure le niveau de tâches routinières d'une profession. Enfin, la variable EYEHAND (coordination yeux, mains et pieds) mesure le niveau de tâches manuelles d'une profession. Ainsi, l'intensité de tâches routinières (ITR) de chaque profession k est définie comme suit :

$$ITR_k = \ln(T_k^R) - \ln(T_k^M) - \ln(T_k^A) \quad (1)$$

où T_k^R , T_k^M et T_k^A sont respectivement le niveau de tâches routinières, manuelles et cognitives d'une profession (k). Ainsi, la variable ITR augmente avec la quantité absolue et relative de tâches automatisables d'une profession. Les tâches routinières impliquent une séquence répétée d'actions, sont facilement codifiables et sont donc substituables avec la technologie. Cette procédure est cohérente avec la littérature sur le sujet montrant que les professions dont l'activité principale est routinière sont celles dont le potentiel d'automatisation est le plus élevé (Gouvernement du Canada, 2017 ; Lordan & Neumark, 2018). Cela s'explique notamment par le fait que la technologie d'aujourd'hui facilite la codification d'algorithmes permettant de reproduire une séquence répétée d'actions. Cette même littérature montre également que les tâches manuelles et cognitives sont encore difficilement codifiables en raison de leur nature aléatoire (Autor, Levy & Murmane, 2003).

La liste de données publiques de Autor, Dorn et Hanson (2015) (ci-après ; liste source) répertorie 330 professions américaines auxquelles a été attribuée une valeur ITR. La procédure consiste alors à trouver les professions canadiennes équivalentes à ces professions américaines pour leur attribuer la valeur de la variable ITR appropriée, sous l'hypothèse que l'endroit où est exercée une profession n'affecte pas les tâches qui la compose. C'est selon la CNP que nous procédons à l'appariement des données de la liste source. L'appariement des professions présente quatre cas distincts.

Équivalence un pour un

Pour plusieurs professions de la liste source, la profession canadienne équivalente est unique. Par exemple, l'équivalent de la profession « Psychologists » de la liste source est la profession « Psychologues » de la CNP. Pour toutes ces professions dont l'équivalence est unique, la valeur de la variable ITR correspondante est attribuée.

Équivalence un pour plusieurs

Certains titres de professions de la liste source sont des agrégats de professions. Par exemple, l'équivalent de la profession « Athletes, sports instructors and officials » sont les professions « Athlètes », « Entraîneurs/entraîneuses » et « Officiels/officielles de sports » de la CNP. Dans ce cas précis, la même valeur de la variable ITR est attribuée aux différentes professions canadiennes constituant l'agrégat. Autrement dit, dans ce mémoire, les athlètes, les entraîneurs et les officiels de sports ont le même potentiel d'automatisation.

Équivalence plusieurs pour un

Certaines professions de la CNP regroupent deux ou plusieurs professions de la liste source. Par exemple, « Mathématiciens, statisticiens et actuaires » de la CNP est divisé en deux groupes dans la liste source, soit « Actuaries » et « Mathematicians and statisticians ». Dans ce cas précis, une moyenne des valeurs ITR respectives est attribuée à la profession canadienne⁸.

Absence d'équivalence

Certaines professions de la liste source n'ont pas d'équivalent dans la CNP. Par exemple, la profession « Machine feeders and offbearers » ne semble pas avoir d'équivalent dans la CNP⁹. Par ailleurs, certaines professions de la CNP n'ont pas été appariées à une valeur ITR en raison de l'absence d'équivalence dans la liste source. Par exemple, la profession « Météorologues et climatologues » de la CNP est restée orpheline en raison de l'absence d'équivalence.

⁸ Ce cas de figure est peu présent dans l'appariement, conservant ainsi l'intégrité des valeurs de la liste source.

⁹ Parfois, certaines de ces professions se trouvent dans une catégorie trop large ne représentant pas bien la profession en question. Celles-ci sont laissées orphelines afin d'éviter d'introduire un biais dans notre analyse.

Sommairement, parmi les 500 professions de la CNP, une valeur ITR a été appariée à 471 d'entre elles. De plus, parmi les 330 professions de la liste source, seulement 24 d'entre elles ont été laissées orphelines en raison d'un manque d'équivalence dans la CNP. La liste des professions de la CNP qui n'ont pas été retenues est présentée à l'Annexe 1 de ce mémoire.

Pour donner quelques exemples, parmi les emplois dont l'intensité de tâches routinières est élevée figurent notamment les opérateurs de machines à coudre industrielles (CNP 9446) et les assembleurs, finisseurs et contrôleurs de produits en plastique (CNP 9535). Les chauffeurs de taxi et de limousine (CNP 7513) et les manœuvres à l'entretien des travaux publics (CNP 7621) sont, à l'inverse, des exemples de professions très peu routinières.

Parmi les professions intensives en tâches manuelles se trouvent les chauffeurs d'autobus (CNP 7512), les couvreurs (CNP 7291) et les opérateurs de machines d'excavation et de chargement (CNP 7521). En contrepartie, les outilleurs-ajusteurs (CNP 7232) et les préposés aux stations-service (CNP 6621) sont classés comme ayant une faible intensité de tâches manuelles.

Contrairement aux tâches manuelles et aux tâches routinières, la littérature tend à montrer que la technologie est complémentaire aux tâches cognitives qui nécessitent une réflexion de haut niveau (Autor & coll., 2003 ; Lordan & Neumark, 2018). Parmi les professions demandant peu de qualifications, mais dans lesquels l'intensité de tâches cognitives est élevée figurent principalement les superviseurs de ventes au détail (CNP 6211) et les chefs de chemin de fer et serre-freins (CNP 7362). Enfin, les préposés au stationnement (CNP 6742) et les grutiers (CNP 7371) sont considérés comme des professions dont l'intensité de tâches cognitives est faible. Le tableau 2 présente des exemples de profession tirés de la CNP qui, selon la valeur de la variable ITR attribuée, ont une combinaison de tâches manuelles, cognitives et routinières représentant un potentiel d'automatisation très élevé ou très faible.

Tableau 2 — Exemples de professions canadiennes selon leur potentiel d’automatisation

Professions dont le potentiel d’automatisation est élevé	Professions dont le potentiel d’automatisation est faible
<ul style="list-style-type: none"> • Représentant du service à la clientèle — Institutions financières (CNP 6551) • Administrateurs de la paie (CNP 1432) • Sténographes judiciaires, transcripteurs médicaux et personnel assimilé (CNP 1251) • Correspondant, commis aux publications et aux règlements, relecteur (CNP 1452) • Bouchers industriels et coupeurs de viande, préparateurs de volaille et ouvriers assimilés (CNP 9462) • Personnel de soutien du cinéma, de la radiodiffusion, de la photographie et des arts de la scène (CNP 5227) • Métiers de la gestion de l’information sur la santé (CNP 1252) • Caissiers (CNP 6611) • Commis à la saisie de données (CNP 1422) 	<ul style="list-style-type: none"> • Gestionnaires en agriculture (CNP 0821) • Pompiers (CNP 4312) • Policiers (CNP 4311) • Officiers/officières de pont du transport par voies navigables (CNP 2273) • animateurs et instructeurs en loisirs, sports et conditionnement physique (CNP 5254) • Professeurs d’université et conférenciers (CNP 4011) • Éducateurs et assistants de la petite enfance (CNP 4214) • Professions paramédicales (CNP 3234) • Arpenteurs-géomètres/arpenteuses-géomètres (CNP 2154)

Source : Enquête sur la population active (Statistique Canada) et Autor, Dorn & Hanson (2015).

3.1.2 Détermination de la part de l'emploi automatisable

La seconde étape afin de répondre à la question de recherche consiste à déterminer la part de l'emploi automatisable (PEA) pour l'ensemble des industries.

Pour ce faire, il est d'abord nécessaire de définir la population à l'étude. Dans le cadre de cette première partie, celle-ci est l'ensemble des travailleurs de la population active au Canada détenant moins qu'un certificat universitaire inférieur au baccalauréat. À titre de simplification, cette population est considérée comme étant l'ensemble des travailleurs peu qualifiés au Canada. Ensuite, pour chaque industrie (i), dans chaque province (p), au cours de l'année (t), la part de l'emploi automatisable (PEA) est calculée comme suit :

$$PEA_{ipt} = \frac{\sum_{k=1}^K (E_{iptk}) \cdot 1 [ITR_k > ITR^{p66}]}{\sum_{k=1}^K (E_{iptk})} \quad (2)$$

Dans cette équation, E_{iptk} équivaut à l'emploi dans l'industrie (i), à la période (t), d'une province (p) et $1 [ITR_k > ITR^{p66}]$ est une fonction indicatrice égale à 1 si une profession (k) se situe dans le tiers supérieur de la liste des professions canadiennes triées selon leur valeur ITR (ITR^{p66} représente le 66^e centile de la liste). Les emplois situés dans le tiers supérieur des professions triés selon la valeur ITR et occupés par des travailleurs peu qualifiés sont des emplois dont le potentiel d'automatisation est grand. En d'autres mots, la variable PEA est un ratio représentant la part de l'emploi automatisable d'une industrie.

Les tableaux 3 et 4 présentent la part de l'emploi automatisable pour les industries et les groupes démographiques à l'étude. D'une part, les industries canadiennes à l'étude sont les suivantes : l'industrie de la construction (SCIAN 23), l'industrie de la fabrication (SCIAN 32-33), l'industrie du transport et de l'entreposage (SCIAN 48-49), l'industrie du commerce de gros (SCIAN 41), l'industrie du commerce de détail (SCIAN 44), l'industrie de la finance (SCIAN 52), l'industrie du service d'hébergement et de restauration (SCIAN 72) et l'industrie de l'administration publique. D'autre part, les groupes démographiques étudiés sont les travailleurs non qualifiés âgés entre 18 et 24 ans, les travailleurs non qualifiés âgés entre 26 et 39 ans et ceux âgés de 40 ans et plus. L'effet du sexe du travailleur est également à l'étude.

Tableau 3 — Part de l'emploi automatisable selon l'industrie

	Part de l'emploi automatisable (%)
Total	37
Construction (SCIAN 23)	10
Fabrication (SCIAN 32-33)	48
Transport et entreposage (SCIAN 48-49)	24
Commerce de gros (SCIAN 41)	45
Commerce de détail (SCIAN 45)	39
Finances (SCIAN 52)	89
Services de restauration et d'hébergement (SCIAN 72)	35
Administration publique (SCIAN 91)	43

Source : Enquête sur la population active (Statistique Canada) et Autor, Dorn & Hanson (2015).

En moyenne, 37 % des emplois occupés par des travailleurs peu qualifiés sont considérés automatisables. Les secteurs de la fabrication (48 %), du commerce de gros (45 %) et de détail (39 %), de la finance (89 %) et de l'administration publique (46 %) ont une part importante de travailleurs non qualifiés occupant un emploi automatisable. À l'inverse, les secteurs de la construction (10 %) et du transport et entreposage (24 %) ont une part relativement plus faible de travailleurs non qualifiés occupant un emploi automatisable. Pour sa part, le secteur du service d'hébergement et de restauration a une part modérée de travailleurs occupant un emploi automatisable (35 %).

Quelques différences sont également observables selon le groupe démographique à l'étude. D'une part, 52 % des travailleuses peu qualifiées occupent un emploi automatisable, alors que cette proportion s'élève à 29 % pour les hommes. La part de l'emploi automatisable est relativement semblable entre les différents groupes d'âge, soit environ de 37 % pour tous les groupes d'âge.

Tableau 4 — Part de l'emploi automatisable selon le groupe démographique

	Part de l'emploi automatisable (%)
Total	37
Hommes	29
Femmes	52
40 ans et plus	37
26 à 39 ans	37
25 ans et moins	38

Source : Enquête sur la population active (Statistique Canada) et Autor Dorn & Hanson (2015).

3.1.3 Régressions

L'analyse s'oriente d'abord sur la spécification suivante :

$$PEA_{ipt} = \beta_1 \cdot \log(SM_{pt}) + \beta_2 \cdot Annee_t + \gamma \cdot P_p + \lambda \cdot (P_p \cdot Annee_t) + \varepsilon_{ipt} \quad (3)$$

Où SM_{pt} correspond au salaire minimum d'une province (p) à la période (t). Dans l'objectif de considérer une certaine période d'ajustement des entreprises en réaction aux augmentations du salaire minimum, le taux mensuel du salaire minimum est considéré comme étant la moyenne du mois en cours et des 11 derniers. Ensuite, le salaire minimum annuel est calculé en prenant la moyenne annuelle de ces taux. Dans l'équation (3), PEA_{ipt} est la part de l'emploi automatisable définie à l'équation (2). L'équation (3) inclut également la variable « Annee » et les effets fixes temporels ($Annee_t$) et provinciaux (P_p), en plus d'une tendance temporelle par province ($P_p \cdot Annee_t$). Cette approche permet de contrôler pour l'inflation et les effets externes dus à l'environnement. Sous l'hypothèse que les révisions du salaire minimum sont décidées de manière exogène par les gouvernements, des estimations négatives et significatives du coefficient β_1 impliqueraient que la part de l'emploi automatisable diminue en réponse à l'augmentation du salaire minimum. Ainsi, si la part de l'emploi automatisable diminue, cela signifie que moins de travailleurs peu qualifiés occupent un emploi pour lequel le potentiel d'automatisation est élevé.

Sachant que la littérature sur le salaire minimum identifie des secteurs d'activités et des groupes démographiques plus vulnérables aux augmentations du salaire minimum (Neumark & Washer, 2008), il est pertinent de ventiler les effets entre ces industries et les groupes démographiques afin d'identifier les secteurs et les groupes de travailleurs les plus

à risque. Pour ce faire, la variable PEA pour chaque sous-groupe¹⁰ (indexé par c) est calculée comme suit :

$$PEA_{c\text{ipt}} = \frac{\sum_{k=1}^K (E_{c\text{ipt}k}) \cdot 1 [ITR_k > ITR^{p66}]}{\sum_{k=1}^K (E_{c\text{ipt}k})} \quad (4)$$

Dans ce cas particulier, le numérateur correspond à la part de l'emploi automatisable occupé par un sous-groupe dans une industrie et une année spécifique et le dénominateur est l'emploi total de ce sous-groupe. L'équation (4) est ensuite estimée pour chaque sous-groupe de la population (indexé par c). Selon la littérature sur le sujet, le salaire minimum devrait modifier la part de l'emploi automatisable à différents degrés pour les sous-groupes à l'étude (Lordan & Neumark, 2018 ; Lordan, 2019).

3.2 Analyse de la probabilité de rester employé

Même si la part de l'emploi automatisable occupée par des travailleurs peu qualifiés diminue, ces derniers pourraient être réaffectés vers des emplois non automatisables. Pour explorer cette hypothèse, l'équation (5) est estimée en utilisant des données individuelles sur les travailleurs peu qualifiés. Ainsi, il est possible de déterminer si les perspectives d'emploi se détériorent pour les travailleurs peu qualifiés qui occupent des emplois routiniers lorsque le salaire minimum augmente. Plus précisément, le modèle suivant est estimé :

$$EMP_{j\text{ipt}+1} = \beta_1 \cdot PEA_{j\text{ipt}} \cdot \log (SM_{pt}) + \beta_2 \cdot PEA_{j\text{ipt}} + \beta_3 \cdot \text{Age} + \beta_4 \text{Age}^2 + \beta_5 \cdot \text{Sexe} + \delta \cdot \text{SCIAN}_i + \gamma \cdot \text{Prov}_p + \lambda \cdot \text{Annee}_t + \varepsilon_{j\text{ipt}} \quad (5)$$

Dans l'équation (5), EMP est la probabilité qu'un individu (j) de la province (p) soit employé dans l'industrie (i) à la période $t+1$ et est égal à zéro si une personne est sans emploi à la période $t+1$. Les données disponibles permettent une analyse bisannuelle. Le coefficient β_1 de l'interaction $PEA_{j\text{ipt}} \cdot \log (SM_{pt})$ permet de savoir si une personne occupant une profession automatisable, selon la part de l'emploi automatisable de l'industrie, est plus vulnérable à une perte d'emploi à la suite d'une augmentation du salaire minimum, comparativement aux travailleurs occupant un emploi non automatisable. La part de l'emploi automatisable (PEA) et les variables de contrôle sont mesurées à la période t . Il n'est possible

¹⁰ Les sous-groupes à l'étude sont ceux présentés dans les tableaux 3 et 4.

d'examiner que les personnes initialement employées, car il est nécessaire de classer les emplois selon la valeur ITR.

Si des travailleurs peu qualifiés qui occupent des emplois automatisables au moment d'une augmentation du salaire minimum risquent davantage de perdre leur emploi, par rapport aux travailleurs occupant des emplois non automatisables, le coefficient β_1 sera négatif.

3.2.1 Analyse de la probabilité de rester employé, selon l'intensité de tâches routinières d'une profession

En complément à l'équation (5), il est intéressant d'évaluer si l'intensité de tâches routinières (ITR) d'une profession affecte directement la probabilité de rester employé d'un individu peu qualifié. En effet, la probabilité de rester employé des travailleurs peu qualifiés occupant une profession avec une valeur ITR élevée, c'est-à-dire un potentiel d'automatisation élevé, devrait être plus faible à la suite d'une augmentation du salaire minimum. Afin d'explorer cette hypothèse, le modèle suivant est évalué :

$$EMP_{jipt+1} = \beta_1 \cdot ITR_{jipt} \cdot \log(SM_{pt}) + \beta_2 \cdot PEA_{jipt} + \beta_3 \cdot Age + \beta_4 \cdot Age^2 + \beta_5 \cdot Sexe + \delta \cdot SCIAN_i + \gamma \cdot Prov_p + \lambda \cdot Annee_t + \varepsilon_{jipt} \quad (6)$$

Comme dans l'équation (5), EMP est la probabilité qu'un individu (i) de la province (p) soit employé dans l'industrie (i) à la période t+1 et est égal à zéro si une personne est sans emploi à la période t+1. Le coefficient de l'interaction $ITR_{jipt} \cdot \log(SM_{pt})$ permet de savoir si l'intensité de tâches routinières (ITR) de la profession d'un individu affecte directement la probabilité de perte d'emploi, par rapport aux augmentations du salaire minimum.

Chapitre 4 — Données

4.1 Données sur l'emploi

Les données sur l'emploi proviennent de l'enquête sur la population active (EPA) de Statistique Canada. Cette enquête est réalisée auprès d'environ 56 000 ménages canadiens et recueille des renseignements mensuels sur l'activité de la population en âge de travailler depuis 1945 (Statistique Canada, 2018). De manière générale, l'EPA répartit la population en âge de travailler en trois grandes catégories relatives au marché du travail, soit les personnes occupées, les chômeurs et les inactifs. Cette répartition mutuellement exclusive de la population permet à Statistique Canada de publier des indicateurs précis sur le marché du travail, notamment le taux d'emploi, le taux de chômage et le taux d'inactivité, pour ne donner que quelques exemples (Statistique Canada, 2020). De plus, l'EPA fournit de l'information quant aux traits caractéristiques particuliers de la population en âge de travailler, y compris l'âge, le sexe, l'état matrimonial, le niveau de scolarité et les caractéristiques familiales (Statistique Canada, 2018).

Afin de répondre à la question de recherche, l'accès aux fichiers maîtres de l'EPA via le centre Interuniversitaire Québécois de Statistiques Sociales (CIQSS) de l'Université Laval était nécessaire. Il s'agit de données de panel, où le travailleur de la population active est sondé mensuellement sur une période de 6 mois. Bien que les données de l'EPA soient disponibles dans les fichiers de microdonnées à grande diffusion (FMGD), ces fichiers publics ne contiennent pas l'ensemble des variables nécessaires à l'analyse. Particulièrement, la variable de l'EPA définissant le titre de la profession d'un individu, défini selon un code à 4 chiffres de la Classification Nationale des professions (CNP), n'est disponible que dans les fichiers maîtres de l'EPA. Cette variable est essentielle à l'étude puisque c'est à elle qu'est apparié le degré d'automatisation approprié obtenu à partir de la liste de Autor et coll. (2015).

4.2 Données sur le salaire minimum

Les données sur le salaire minimum sont tirées d'un jeu de données disponible sur le site du gouvernement du Canada. On y retrouve tous les salaires minimums des provinces et des territoires canadiens depuis 1965. Ces données sont confirmées et complémentées par les analyses d'impact réglementaire publiées par la Direction de la recherche et de l'innovation

en milieu de travail du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale (Ngom, Allard-Goyer & Landry, 2017, 2018 et 2019). Cette direction publie annuellement un document sur la révision annuelle du salaire minimum au Québec. Une section de ce document est consacrée aux salaires minimums dans les autres provinces canadiennes et permet d'obtenir les dernières données disponibles et également des estimations des salaires minimums futurs. Ainsi, pour chacune des 10 provinces canadiennes, le salaire minimum mensuel entre 1998 et 2018 y est disponible.

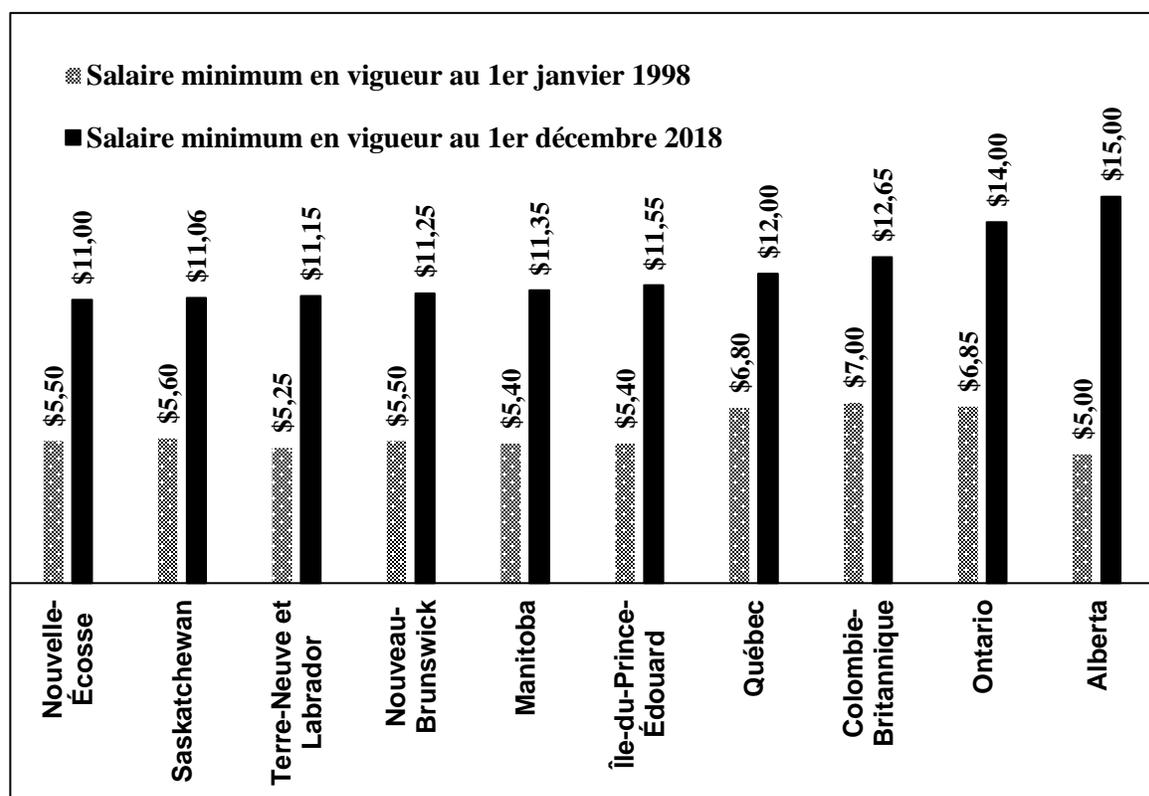
Au Canada, les politiques du salaire minimum sont de compétence provinciale, c'est-à-dire que chaque province dispose de son propre salaire minimum et en décide la révision. De manière générale, les différents gouvernements augmentent leur salaire minimum chaque année, dans l'objectif de suivre le coût de la vie afin de conserver le pouvoir d'achat des salariés rémunérés à ce taux. Cependant, guidés par des principes économiques, certains gouvernements ont procédé à des gels de leur salaire minimum provincial. C'est notamment le cas de la Colombie-Britannique qui a gelé son salaire minimum à 8 dollars l'heure du 1^{er} janvier 2001 au 1^{er} avril 2011. Ainsi, les méthodes de révision ainsi que les augmentations diffèrent grandement à travers le pays.

Le graphique 1 présente les différents salaires minimums en vigueur au 1^{er} janvier 1998 et au 1^{er} décembre 2018, soit la période d'analyse de ce mémoire. En décembre 2018, c'est l'Alberta qui disposait du salaire minimum le plus élevé au Canada avec un salaire minimum de 15 dollars l'heure, suivi de l'Ontario et de la Colombie-Britannique qui disposaient respectivement d'un salaire minimum de 14 dollars l'heure et de 12,65 dollars l'heure. Ces trois provinces se distinguent par leur volonté d'augmenter le salaire minimum à 15 dollars l'heure¹¹. Les récentes augmentations observées dans ces provinces sont en réponse aux demandes grandissantes des groupes sociaux ou des promesses électorales des différents partis élus et sont ainsi déliées des indicateurs économiques respectifs de ces provinces (Ngom, Allard-Goyer & Landry, 2018).

¹¹ L'Alberta a augmenté son salaire minimum à 15 dollars l'heure le 1^{er} octobre 2018 et l'Ontario a gelé son salaire minimum à 14 dollars l'heure sous le gouvernement de Doug Ford. Le gouvernement précédent avait montré de l'intérêt pour l'atteinte d'un taux horaire de 15 dollars l'heure.

Le Québec était en quatrième position avec un salaire minimum de 12 dollars l’heure suivi de l’Île-du-Prince-Édouard qui dispose d’un salaire minimum de 11,55 dollars l’heure. Dans ces provinces, la révision du salaire minimum est liée directement aux indicateurs économiques respectifs. Ainsi, les augmentations du salaire minimum peuvent être plus élevées que celles de l’inflation ou de la progression salariale de l’ensemble de la société. Il est donc possible d’observer une bonification du pouvoir d’achat de ces salariés, tout en respectant la capacité à payer des entreprises et le contexte économique de ces provinces (Ngom, Allard-Goyer & Landry, 2018). Le Manitoba (11,35 \$ l’heure), le Nouveau-Brunswick (11,25 \$ l’heure), Terre-Neuve-et-Labrador (11,15 \$ l’heure), la Saskatchewan (11,06 \$ l’heure) et la Nouvelle-Écosse (11,00 \$ l’heure) disposent des salaires minimums les plus faibles au pays. À l’exception du Manitoba, ces provinces augmentent le salaire minimum selon le coût de la vie. Les travailleurs rémunérés à ce taux conservent ainsi leur pouvoir d’achat, sans nécessairement le voir augmenter.

Figure 2 — Salaire minimum en vigueur au 1^{er} janvier 1998 et au 1^{er} décembre 2018, selon la province



Source : Historique des taux du salaire minimum (Gouvernement du Canada).

Les provinces sont très actives en ce qui a trait à la révision du salaire minimum, autant en ce qui concerne le nombre d'augmentations que de leur montant. Les figures 2 et 3 présentent respectivement le nombre de modifications du salaire minimum et la moyenne des augmentations pour les 10 provinces canadiennes. Par exemple, de janvier 1998 à décembre 2018, l'Île-du-Prince-Édouard a révisé son salaire minimum 24 fois, avec une moyenne de modifications de 0,26 dollar. Par ailleurs, pendant cette période, la Colombie-Britannique n'a modifié son salaire minimum que dix fois, mais la moyenne de ces augmentations a été de 0,57 dollar. Pour sa part, le Québec a modifié 19 fois son salaire minimum pendant cette période et la moyenne de ces augmentations a été de 0,27 dollar.

Figure 3 — Nombre de modifications du salaire minimum entre 1998 et 2018, selon la province

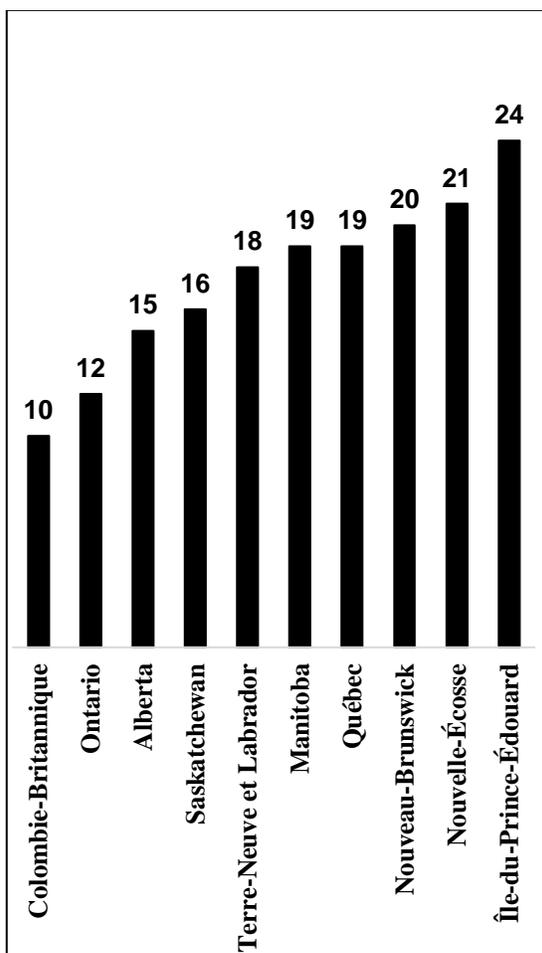
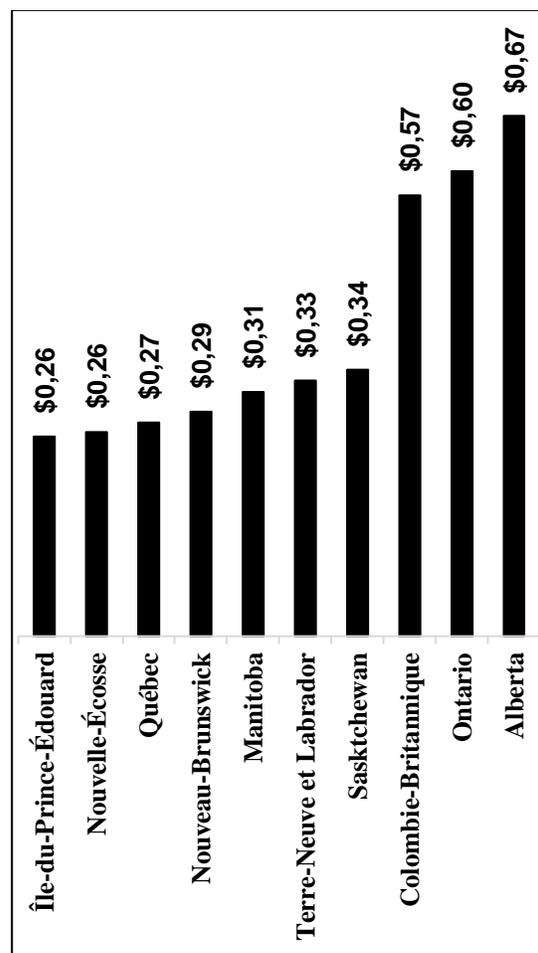


Figure 4 — Moyenne des modifications du salaire minimum entre 1998 et 2018, selon la province



Chapitre 5 — Résultats et discussion

5.1 Effets sur la part de l'emploi automatisable

Les résultats de l'analyse sur la part de l'emploi automatisable se trouvent dans le tableau 5. Dans l'ensemble, comme indiqué dans la colonne (1), les augmentations du salaire minimum entraînent une réallocation statistiquement significative de l'emploi vers des professions non automatisables. Les estimations montrent qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait de 0,35 point de pourcentage la part de l'emploi automatisable occupée par des travailleurs peu qualifiés. En regardant séparément par industrie, les effets estimés dans le secteur de la construction, de la fabrication, du transport et entreposage, du commerce de gros, du commerce de détail et du service d'hébergement et de restauration ne sont pas statistiquement significatifs. À l'inverse, les effets sont plus élevés dans les secteurs des finances et de l'administration publique, où une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait respectivement la part de l'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés de 1,42 et de 1,79 point de pourcentage. L'effet plus grand dans le secteur des finances peut s'expliquer par le fait que ce secteur est celui avec la plus grande part d'emploi automatisable occupé par des travailleurs peu qualifiés, comme présenté dans le tableau 3.

Tableau 5 — Effets sur la part de l'emploi automatisable, population complète

	Toutes les industries	Construction	Fabrication	Transport & entreposage	Commerce de gros	Commerce de détail	Finances	Services	Administration publique
Log SM	-0,035 (0,018)	-0,002 (0,020)	-0,027 (0,057)	-0,065 (0,045)	-0,036 (0,057)	-0,020 (0,034)	-0,142 (0,050)	-0,027 (0,035)	-0,179 (0,068)
N	4 139	210	210	210	210	210	210	210	210

Note : Estimations des coefficients MCO de l'équation (3) avec les écarts types entre parenthèse. Les écarts types sont clustérisés par province. Les travailleurs peu qualifiés sont définis comme étant ceux détenant moins qu'un certificat universitaire inférieur au baccalauréat. La part de l'emploi automatisable est basée sur l'équation (2), avec des données dérivées d'Autor, Dorn & Hanson (2015). Une profession est classée comme automatisable à partir du code à 4 chiffres de la CNP. La part de l'emploi automatisable est calculée par industrie, province et année. Toutes les régressions incluent des effets fixes provinciaux et temporels. Le salaire minimum est mesuré en dollars de 2015.

Le tableau 6 présente l'analyse de l'effet du salaire minimum sur la part de l'emploi automatisable, ventilé par groupes démographiques et par industries. Les estimations indiquent une hétérogénéité significative de ces effets, en plus de ceux observés dans le tableau 5. Par exemple, bien que le coefficient ne soit pas statistiquement significatif pour les travailleurs peu qualifiés âgés de 40 ans et plus, il semble que les augmentations du salaire minimum réduisent considérablement la part de l'emploi automatisable occupée par des travailleurs peu qualifiés âgés entre 26 et 39 ans et ceux âgés de 25 ans et moins. En moyenne, une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait respectivement la part de l'emploi automatisable des travailleurs peu qualifiés âgés entre 26 et 39 ans et de 25 ans et moins de 0,70 point de pourcentage et de 0,56 point de pourcentage, soit des proportions plus élevées que l'effet agrégé observé dans le tableau 3. Par ailleurs, en moyenne, une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait la part de l'emploi automatisable occupée par des femmes de 0,8 point de pourcentage, soit une proportion plus élevée que l'effet moyen observé dans l'économie, alors que cette proportion est de 0,1 point de pourcentage pour les hommes.

En regardant à la fois par âge et par industrie, pour les travailleurs peu qualifiés âgés de 40 ans et plus, les effets sont seulement significatifs dans le secteur des services, où une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait la part de l'emploi automatisable occupé par ces travailleurs de 0,18 point de pourcentage. Ce résultat est particulièrement intéressant puisque la littérature sur le salaire minimum est généralement axée sur les travailleurs plus jeunes. Dans le secteur des finances, une augmentation de 10 % du salaire minimum réduirait également la part de l'emploi automatisable des travailleurs peu qualifiés de 1,93 point de pourcentage pour les travailleurs âgés entre 26 et 39 ans et de 1,39 point de pourcentage pour les femmes.

Il est important de préciser que ces résultats ne représentent pas nécessairement des pertes d'emploi pour ces travailleurs. En effet, puisque la variable dépendante (PEA) représente le ratio des travailleurs peu qualifiés occupant un emploi automatisable sur l'ensemble des travailleurs peu qualifiés, une diminution de ce ratio peut se traduire par une réallocation des travailleurs peu qualifiés occupant un emploi automatisable vers des professions non automatisables. Pour compléter cette analyse, le second volet de ce

mémoire utilise des données individuelles afin d'évaluer les perspectives d'emploi de ces travailleurs.

Tableau 6 — Estimations désagrégées sur la part de l'emploi automatisable

	Toutes les industries	Construction	Fabrication	Transport & entreposage	Commerce de gros	Commerce de détail	Finances	Services	Admin. Publique
40 ans et plus									
Log SM	-0,021 (0,023)	0,022 (0,028)	-0,004 (0,071)	-0,079 (0,054)	-0,037 (0,075)	-0,028 (0,041)	-0,118 (0,048)	-0,018 (0,053)	-0,170 (0,102)
N	4 139	210	210	210	210	210	210	210	210
26 à 39 ans									
Log SM	-0,070 (0,034)	-0,049 (0,026)	-0,062 (0,071)	-0,016 (0,074)	-0,053 (0,054)	-0,012 (0,055)	-0,193 (0,072)	0,081 (0,080)	-0,145 (0,094)
N	4 139	210	210	210	210	210	210	210	210
25 ans ou moins									
Log SM	-0,056 (0,028)	0,032 (0,046)	-0,119 (0,070)	-0,177 (0,095)	-0,002 (0,135)	-0,010 (0,051)	-0,072 (0,121)	-0,076 (0,046)	-0,359 (0,143)
N	4 139	210	210	210	210	210	210	210	210
Hommes									
Log SM	-0,018 (0,016)	0,014 (0,013)	0,011 (0,053)	0,006 (0,076)	-0,039 (0,061)	-0,024 (0,018)	-0,128 (0,081)	-0,011 (0,054)	-0,168 0,346
N	4 139	210	210	210	210	210	210	210	210
Femmes									
Log SM	-0,087 (0,031)	-0,125 (0,104)	-0,055 (0,132)	-0,277 (0,051)	-0,075 (0,133)	-0,005 (0,063)	-0,139 (0,038)	-0,035 (0,049)	-0,163 (0,136)
N	4 139	210	210	210	210	210	210	210	210

Note : Voir la note du tableau 5.

5.2 Effets sur la probabilité de rester employé

La baisse de la part de l'emploi automatisable peut s'accompagner d'une réaffectation de ces travailleurs à des professions moins routinières et peu automatisables. Toutefois, il semble peu probable que les perspectives d'emploi ne se soient pas détériorées pour les travailleurs peu qualifiés, sachant que les professions non automatisables demandent habituellement plus de qualifications.

Les tableaux 7 et 8 présentent la probabilité des travailleurs peu qualifiés de rester employé à la prochaine période (6 mois) selon les industries et les groupes démographiques. Ces tableaux sont nécessaires à l'interprétation des coefficients des tableaux 9 et 10.

Tableau 7 — Probabilité de rester employé à la prochaine période selon l'industrie

	P (employé dans la prochaine période initialement en travail automatisable)
Total	0,93
Construction (SCIAN 23)	0,91
Fabrication (SCIAN 32-33)	0,94
Transport et entreposage (SCIAN 48-49)	0,96
Commerce de gros (SCIAN 41)	0,94
Commerce de détail (SCIAN 45)	0,95
Finances (SCIAN 52)	0,97
Services de restauration et d'hébergement (SCIAN 72)	0,89
Administration publique (SCIAN 91)	0,95

Source : Enquête sur la population active (Statistique Canada) et Autor, Dorn & Hanson (2015).

De manière générale, un travailleur a 93 % de chance de rester employé à la prochaine période de 6 mois. Cette proportion varie légèrement en fonction du groupe d'âge et de l'industrie. Pour les travailleurs du secteur de la construction (91 %) et des services de restauration et d'hébergement (89 %), la probabilité de rester employé à la prochaine période est plus petite que dans l'ensemble de l'économie. À l'inverse, pour les travailleurs du secteur de la fabrication (94 %), du transport et de l'entreposage (96 %), du commerce de gros (94 %), du commerce de détail (95 %), des finances (97 %) et de l'administration publique (95 %), la probabilité de rester employé à la prochaine période est plus grande que dans l'ensemble de l'économie. Une légère différence de la probabilité de rester employé à la prochaine période est observable entre les hommes (93 %) et les femmes (94 %). De plus, ce sont les jeunes âgés de 25 ans et moins qui présentent la plus faible probabilité de rester employé à la prochaine période avec une proportion de 85 %, alors que cette proportion s'élève à 95 % pour les travailleurs âgés entre 26 ans à 39 ans et ceux âgés de 40 ans et plus.

Tableau 8 — Probabilité de rester employé à la prochaine période selon le groupe démographique

	P (employé dans la prochaine période initialement en travail automatisable)
Total	0,93
Hommes	0,93
Femmes	0,94
40 ans et plus	0,95
26 à 39 ans	0,95
25 ans et moins	0,85

Source : Enquête sur la population active (Statistique Canada) et Autor, Dorn & Hanson (2015).

Pour étudier si une augmentation du salaire minimum conduit les travailleurs peu qualifiés occupant un emploi automatisable vers le chômage, le tableau 9 présente les estimations de l'équation 5, qui modélisent les effets des augmentations du salaire minimum sur la probabilité qu'un individu spécifique qui occupe un emploi automatisable soit toujours employé dans la période suivante (6 mois).

De manière générale, les effets négatifs du salaire minimum sur la part de l'emploi automatisable indiqués dans les tableaux 2 et 3 sont associés à une perte d'emploi chez les travailleurs peu qualifiés qui occupaient initialement des emplois automatisables. En examinant les estimations groupées de la colonne (1), le coefficient moyen de -0,016 se traduit par une faible élasticité de la probabilité de transition vers le non-emploi, par rapport au salaire minimum, de -0,06. Les effets sont également significatifs pour les travailleurs âgés de 25 ans et moins et pour les hommes, groupe parmi lesquels les effets sont plus élevés que dans l'ensemble de l'économie. En regardant séparément par industries, les effets ne sont pas significatifs. Ainsi, le salaire minimum semble réduire la part de l'emploi automatisable occupée par les travailleurs peu qualifiés (Tableau 5) et les perspectives d'emploi de ces travailleurs sont plus à risque que celles des travailleurs qualifiés à la suite d'une augmentation du salaire minimum (Tableau 9). Ensemble, ces résultats montrent que les augmentations du salaire minimum favorisent l'automatisation de l'emploi, au détriment des travailleurs peu qualifiés qui occupaient initialement les professions automatisables.

Tableau 9 — Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, 1998 à 2018.

	Toutes les industries	Construction	Fabrication	Transport & entreposage	Commerce de gros	Commerce de détail	Finances	Services	Admin. P.
Total									
Log SM x PEA	-0,016 (0,008)	-0,375 (0,149)	-0,009 (0,030)	0,018 (0,062)	0,006 (0,044)	0,022 (0,032)	-0,018 (0,020)	0,046 (0,061)	0,003 (0,044)
N	1 531 577	130 413	191 444	91 099	55 638	216 355	216 355	106 649	71 803
40 ans et plus									
Log SM x PEA	-0,008 (0,009)	-0,422 (0,167)	-0,041 (0,037)	-0,033 (0,074)	0,108 (0,050)	0,034 (0,045)	-0,041 (0,023)	0,080 (0,102)	0,019 (0,047)
N	874 411	73 324	115 311	61 756	33 906	100 443	30 844	35 814	48 736
26 – 39 ans									
Log SM x PEA	-0,020 (0,013)	0,238 (0,258)	0,036 (0,049)	-0,117 (0,105)	-0,115 (0,074)	-0,005 (0,060)	-0,009 (0,033)	-0,025 (0,105)	-0,006 (0,065)
N	402 677	39 702	55 759	23 154	16 904	49 116	14 391	23 003	17 829
25 ans ou moins									
Log SM x PEA	-0,086 (0,027)	-0,999 (0,537)	-0,001 (0,114)	0,676 (0,279)	-0,219 (0,196)	0,017 (0,060)	0,243 (0,017)	0,083 (0,110)	0,079 (0,098)
N	254 489	17 387	20 374	6 189	5 638	66 796	572 182	4 213	47 832
Hommes									
Log SM x PEA	-0,056 (0,013)	-0,431 (0,297)	-0,031 (0,037)	0,013 (0,110)	-0,008 (0,062)	0,035 (0,057)	-0,039 (0,044)	-0,083 (0,089)	-0,037 (0,116)
N	820 300	117 067	14 235	70 733	40 586	95 333	11 782	3 713	35 152
Femmes									
Log SM x PEA	0,017 (0,009)	-0,136 (0,084)	0,010 (0,052)	0,022 (0,060)	0,003 (0,056)	0,026 (0,038)	-0,016 (0,022)	0,143 (0,082)	-0,002 (0,040)
N	711 277	13 346	49 094	20 366	15 052	121 022	37 666	69 519	36 651

Note : Voir la note du tableau 5. Estimations des coefficients MCO de l'équation (5) avec les écarts types entre parenthèses. Les écarts types sont clustérisés par province. La variable dépendante est égale à 1 si une personne est employée en t+1, 0 sinon. L'échantillon est les travailleurs employés en t. Toutes les régressions incluent des effets fixes temporels et provinciaux.

Il est également intéressant de procéder à une analyse contemporaine de ce second volet, puisque l'automatisation de l'emploi semble s'être accélérée dans les dernières années, comme indiqué dans le graphique 1. Autrement dit, les perspectives d'emploi des travailleurs peu qualifiés devraient être encore plus à risque dans les dernières années. À cet effet, le tableau 10 présente les estimations de l'équation (5), mais pour la période d'analyse 2008-2018.

L'effet moyen est effectivement plus grand pour la période 2008-2018, où le coefficient moyen de -0,051 se traduit par une faible élasticité de la probabilité de transition vers le non-emploi, par rapport au salaire minimum, de -0,19. Pour cette période d'analyse, les effets sont également significatifs pour les trois groupes d'âge et pour les hommes. En effet, pour les travailleurs âgés de 40 ans et plus, le coefficient de -0,009 se traduit par une probabilité de transition vers le non-emploi, par rapport au salaire minimum, de -0,033. Alors que l'effet est sensiblement le même pour les travailleurs âgés de 25 ans et moins (pour les deux périodes d'analyse), il est significatif pour les travailleurs âgés entre 26 et 39 ans. Il est toutefois plus petit que celui observé dans l'économie. Les estimations ventilées par industries ne sont pas significatives.

5.2.1 Probabilité de rester employé, selon l'intensité de tâches routinières d'une profession

En complément aux tableaux 9 et 10, les tableaux 11 et 12 présentent les estimations de l'équation (6). L'effet moyen (colonne 1) de -0,002 se traduit par une faible élasticité de la probabilité de transition vers le non-emploi de -0,08. Les estimations désagrégées par industries et par groupes démographiques ne sont toutefois pas statistiquement significatives. L'effet moyen montre toutefois que, plus la profession d'un individu est facilement automatisable (valeur ITR élevée), plus celui-ci est vulnérable aux augmentations du salaire minimum. Ainsi, ce résultat et ceux des tableaux 9 et 10 montrent effectivement que la réallocation statistiquement significative de l'emploi vers des emplois non-automatisable (Tableau 5 et 6) est accompagnée d'une possible perte d'emploi des travailleurs peu qualifiés qui occupaient initialement ces emplois.

Tableau 10 — Analyse contemporaine. Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, 2008 à 2018.

	Toutes les industries	Construction	Fabrication	Transport & entreposage	Commerce de gros	Commerce de détail	Finances	Services	Admin. P.
Total									
Log SM x PEA	-0,051 (0,015)	-0,591 (0,243)	0,029 (0,058)	0,068 (0,127)	0,012 (0,077)	-0,019 (0,061)	0,019 (0,037)	0,029 (0,120)	0,052 (0,088)
N	810 722	78 768	86 919	48 962	29 535	115 606	25 198	57 207	37 475
40 ans et plus									
Log SM x PEA	-0,050 (0,017)	-0,627 (0,269)	-0,005 (0,069)	0,086 (0,149)	0,176 (0,085)	-0,060 (0,079)	-0,050 (0,042)	0,196 (0,210)	0,112 (0,091)
N	480 500	44 189	56 706	34 723	19 184	56 480	16 354	19 688	25 823
26 – 39 ans									
Log SM x PEA	-0,034 (0,026)	-0,261 (0,448)	0,079 (0,101)	0,050 (0,231)	-0,244 (0,141)	-0,053 (0,120)	0,077 (0,060)	-0,210 (0,206)	-0,102 (0,134)
N	197 010	23 784	22 077	11 089	7 605	23 287	6 757	11 525	8 935
25 ans ou moins									
Log SM x PEA	-0,085 (0,053)	-2,995 (0,912)	-0,025 (0,265)	-0,076 (0,546)	-0,405 (0,361)	-0,030 (0,122)	0,311 (0,218)	0,084 (0,192)	-0,404 (0,690)
N	133 212	10 795	8 136	3 150	2 746	35 839	2 087	25 994	2 717
Hommes									
Log SM x PEA	-0,102 (0,025)	0,802 (0,443)	0,065 (0,063)	0,177 (0,219)	0,162 (0,099)	0,020 (0,098)	0,055 (0,078)	-0,039 (0,164)	0,051 (0,235)
N	433 952		70 652	37 938	65 044	50 905	6 147	20 201	18 126
Femmes									
Log SM x PEA	0,014 (0,018)	0,163 (0,137)	0,095 (0,098)	0,102 (0,115)	-0,082 (0,095)	-0,018 (0,074)	0,002 (0,042)	0,100 (0,168)	0,060 (0,082)
N	376 770	8 116	21 875	11 024	7 910	64 701	19 051	37 006	19 349

Note : Voir la note du tableau 5. Estimations des coefficients MCO de l'équation (5) avec les écarts types entre parenthèses. Les écarts types sont clustérisés par province. La variable dépendante est égale à 1 si une personne est employée en t+1, 0 sinon. L'échantillon est les travailleurs employés en t. Toutes les régressions incluent des effets fixes temporels et provinciaux.

Tableau 11 — Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, selon l'intensité de tâches routinières des professions. Estimations par industries, 2008 à 2018.

	Toutes les industries	Construction	Fabrication	Transport & entreposage	Commerce de gros	Commerce de détail	Finances	Services	Admin. P.
Total									
Log SM x ITR	-0,002 (0,001)	-0,024 (0,007)	0,000 (0,005)	0,008 (0,006)	0,000 (0,007)	-0,001 (0,004)	0,006 (0,004)	-0,006 (0,007)	0,001 (0,005)
N	810 722	78 768	86 919	48 962	29 535	115 606	25 198	57 207	37 475

Tableau 12 — Probabilité de rester employé à la prochaine période, pour les travailleurs occupant initialement un emploi automatisable, selon l'intensité de tâches routinières des professions. Estimations par groupes démographiques, 2008 à 2018.

	Total	40 ans et plus	26 à 39 ans	25 ans et moins	Hommes	Femmes
Total						
Log SM x ITR	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,005)	0,001 (0,002)	-0,003 (0,002)
N	810 722	480 500	197 010	48 962	433 952	376 770

Conclusion

L'objectif de ce mémoire était d'évaluer l'effet du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada. Pour y parvenir, la méthodologie de Lordan et Neumark (2018) a été utilisée. Celle-ci se divise en deux volets complémentaires. Le premier évalue les variations de la part de l'emploi automatisable alors que le second analyse les perspectives d'emploi des travailleurs peu qualifiés. Pour ce faire, chaque profession canadienne s'est vu attribuer une valeur de potentiel d'automatisation. Ensuite, la part de l'emploi automatisable a été calculée par industries, provinces et caractéristiques démographiques. Les microdonnées de l'enquête sur la population active ont été utilisées afin de mener à bien l'étude. Les analyses ont été produites dans le bureau du CIQSS de l'Université Laval, en raison de la nature confidentielle des données.

L'analyse montre effectivement que le salaire minimum a un effet positif sur l'automatisation de l'emploi. D'une part, une hausse du salaire minimum de 10 % entraîne une diminution statistiquement significative de 0,35 point de pourcentage de la part de l'emploi automatisable occupée par des travailleurs peu qualifiés. D'autre part, les perspectives d'emploi de ces travailleurs peu qualifiés sont plus à risque à la suite d'une augmentation du salaire minimum, comparativement aux travailleurs qualifiés. Une analyse contemporaine montre également que les effets sont plus grands dans les dernières années, période pendant laquelle les technologies ont été de plus en plus exploitées sur le marché du travail. Ensemble, ces résultats sont des éléments de preuves de l'effet positif du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada.

Cette étude comporte évidemment quelques limites. D'abord, comme mentionné précédemment, l'utilisation de données de panel de court terme ne permet que l'identification de l'effet de court terme. De plus, il n'est pas possible d'évaluer la permanence de ces effets. Toutefois, l'introduction des nouvelles technologies sur le marché du travail semble être permanente. Ensuite, les données utilisées dans le cadre de ce mémoire proviennent d'un sondage (EPA). Ainsi, les individus sondés sont amenés à identifier leur profession et l'industrie dans laquelle ils travaillent. L'identification de l'industrie est parfois erronée dans les sondages et il s'agit d'une limite à considérer. Enfin, la méthode d'appariement utilisée

ne permet pas de considérer l'évolution des tâches qui compose une profession dans la période d'analyse étudiée. Il s'agit d'une limite de ce mémoire mais également d'une bonification intéressante qui pourrait être apporté afin de préciser l'effet causal du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi.

Ce mémoire présente une première estimation de l'effet du salaire minimum sur l'automatisation de l'emploi au Canada. Elle est pertinente pour les décideurs publics en raison du caractère social associé aux salaires minimums et de l'intérêt porté sur les travailleurs âgés de 40 ans et plus, un groupe souvent négligé dans la littérature sur le salaire minimum.

Enfin, cette analyse ouvre la porte à d'autres analyses d'intérêt sur le sujet. Notamment, dans le contexte actuel, il serait intéressant d'évaluer l'effet de la rareté de la main-d'œuvre sur l'automatisation de l'emploi. Pour ce faire, le nombre de postes vacants, disponibles dans les données de l'EPA, pourrait être utilisés comme proxy afin d'évaluer si le manque de main-d'œuvre stimule l'automatisation de l'emploi au Canada.

Bibliographie

- Aaronson, D. & Phelan, B. J. (2019). Wage Shocks and the Technological Substitution of Low-Wage Jobs. *The Economic Journal* 129. 1-34.
- Arntz, M., Gregory T. & Zierahn, U. (2016). The Risk of Automation for Jobs in OCDE Countries. *OCDE Social, Employment, and Migration Working Papers, no. 189*.
- Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2015). Untangling Trade and Technology: Evidence from Local Labour Markets. *The Economic Journal* 125.
- Autor, D. H., Levy, F. & Murmane, R. J. (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*.
- Belman, D., Wolfson, P.J. (2014). The New Minimum Wage Research. *Employment Research*. 21 (2):4-5.
- Boivin, J. F. (2012). L'impact global d'une hausse du salaire minimum sur l'ensemble des salariés : une estimation pour le Québec. *Regards sur le travail*, Vol. 8(1), pp.1-19.
- Brouillette, D., Cheung, C., Gao, D. et Gervais O. (2017). The Impacts of Minimum Wage Increases on the Canadian Economy. *Staff Analytical Note/Note Analytique du personnel 2017-26*.
- Card, D. et Krueger, A. B. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New-Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review* 84-4, 772-793.
- Desjardins (2017). Les Nouvelles technologies, une révolution qui n'a rien de tranquille. *Perspective, Études économiques*.
- Dionne-Simard, D. & Miller, J. (2019). Un maximum d'informations sur les travailleurs au salaire minimum : 20 ans de données. *Statistiques sur le travail : Document de recherche. Statistique Canada*.
- Emploi et Développement social Canada (2019). Le salaire minimum fédéral. Document de discussion.
- Fortin, P. (2010). Salaire minimum, pauvreté et emploi : à la recherche du « compromis idéal ». *Regards sur le travail, volume 7, n° 1*.
- Frey, C. B., & Osborne, M. A. (2013). The Future of Employment: How Susceptible are Jobs to Computerisation? Oxford Martin School. Working Papers.
- Green, D. A. (2018). Assessing What we Know about Employment Effects of Minimum Wage increase. Vancouver School of Economics, University of British Columbia.

- Gunderson, M. (2007). Minimum Wages : Issues and Options for Ontario. *Ontario Ministry of Finance*.
- Lordan, G. (2019). People Versus Machines in the UK: Minimum Wages, Labor Reallocation and Automatable Jobs. *IZA Institute of Labor Economics. Discussion Paper Series*.
- Lordan, G. & Neumark, D. (2018). People Versus Machine : The Impact of Minimum Wages on Automatable Jobs. *Labour Economics* 52, 40-53.
- Meer, J. & West. J. (2015). Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics. *The journal of Human Resources, Vol. 51 (2), 500-522*.
- Mischel, L. & Bivens, J. (2017). The Zombie Robot Argument Lureches On. *Economic Policy Institute*.
- Neumark, D., Washer, W. L. (1992). Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws. *Industrial and Labor Relations review, vol. 46 (1), 55-81*.
- Neumark, D., Washer, W. L. (2008). Minimum Wages. *The MIT Press*.
- Ngom, I., Allard-Goyer, V. & Landry, C. (2017, 2018, 2019). Révision du Taux Général du Salaire Minimum. *Analyse d'impact réglementaire*. Secrétariat du Travail. Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale.
- OCDE (2018). Putting faces to the jobs at risk of automation. Policy Brief on The Futur or Work. *OCDE Publishing*. Paris
- Rybczynski, K. et Sen, A. (2017). Employment Effectcts of the Minimum Wage: Panel Data Evidence from Canadian Provinces. *Contemporary Economic Policy* 36-1, 116-135.
- Schmitt, J. (2015). Explaining the Small Employment Effects of the Minimum Wage in the United States. *Industrial Relations, vol. 54 (4)*.
- Statistique Canada (2018). Classification Nationale des professions (CNP) 2016, version 1.1.
- Statistique Canada (2020). Guide de l'enquête sur la Population active.

Annexe

Annexe 1. Liste des professions de la CNP non retenues dans l'analyse

1. Officiers/officières de direction des services de police
2. Officiers/officières de direction des Forces armées canadiennes
3. Planificateurs/planificatrices de congrès et d'évènements
4. Courtiers/courtrières en douanes, courtiers maritimes/courtrières maritimes et autres courtiers/courtrières
5. Commis des services judiciaires
6. Opérateurs/opératrices d'équipement d'édition et personnel assimilé
7. Météorologues et climatologues
8. Analyste des bases de données et administrateurs/administratrices de données
9. Programmeurs/programmeuses et développeurs/développeuses en médias interactifs
10. Concepteurs/conceptrices et développeurs/développeuses Web
11. Vérificateurs/vérificatrices et essayeurs/essayeuses des essais non destructifs
12. Chercheurs, experts-conseils/expertes-conseils et agents/agentes de programmes en sciences naturelles et appliquées
13. Sous-officiers/sous-officières des Forces armées canadiennes
14. Agents/agentes d'application de règlements municipaux et autres agents/agentes de réglementation, n.c.a.
15. Traducteurs/traductrices, terminologues et interprètes
16. Personnel technique des musées et des galeries d'art
17. Cadres/cadres de films et cadres/cadres vidéo
18. Techniciens/techniciennes en graphisme
19. Designers graphiques et illustrateurs/illustratrices
20. Chefs
21. Bijoutiers/bijoutières, réparateurs/réparatrices de bijoux, horlogers-rhailleurs/horlogères-rhailleuses et personnel assimilé
22. Conseillers/conseillères en voyage
23. Personnel préposé au jeu dans les casinos
24. Surveillants/surveillantes de l'imprimerie et du personnel assimilé
25. Réparateurs/réparatrices de wagons
26. Capitaines et officiers/officières de bateaux de pêche
27. Assembleurs/assembleuses, contrôleurs/contrôleuses et vérificateurs/vérificatrices de véhicules automobiles
28. Monteurs/monteuses de bateaux et contrôleurs/contrôleuses de montage de bateaux
29. Agents/agentes d'assurance-emploi, d'immigration, de services frontaliers et du revenu