

N° 11F0019M au catalogue — N° 440
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-660-33585-8

Direction des études analytiques : documents de recherche

Incidence du déclin du secteur de la fabrication sur les marchés du travail locaux au Canada

par René Morissette

Date de diffusion : le 15 janvier 2020



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

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

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

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

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

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

Programme des services de dépôt

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

Normes de service à la clientèle

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

Note de reconnaissance

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

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

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

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

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

This publication is also available in English.

Incidence du déclin du secteur de la fabrication sur les marchés du travail locaux au Canada

par

René Morissette

Division de l'analyse sociale et de la modélisation
Statistique Canada

11F0019M N° 440

2020003

ISSN 1205-9161

ISBN 978-0-660-33585-8

Janvier 2020

Direction des études analytiques Documents de recherche

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

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

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

Table des matières

Résumé	5
Sommaire.....	6
1 Introduction.....	7
2 Données et méthodes	9
3 Données descriptives.....	12
4 Résultats de la régression	14
5 Vérifications de la robustesse et pertinence	15
6 Conclusion	18
7 Tableaux	19
Annexe	30
Bibliographie	32

Résumé

La présente étude permet de quantifier l'incidence du déclin du secteur de la fabrication sur les salaires et les taux d'emploi des travailleurs canadiens sur leurs marchés du travail locaux. Les estimations, tirées des données du recensement de 2000 à 2015, indiquent que ce déclin de l'emploi dans le secteur de la fabrication a eu une incidence négative assez importante sur les salaires et les taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes, en particulier des hommes moins scolarisés. En revanche, relativement peu de groupes de femmes semblent avoir été touchés de façon négative par le déclin des emplois dans le secteur de la fabrication. Ces résultats donnent également à penser qu'au moins deux tiers du recul des taux d'emploi à temps plein toute l'année chez les hommes, observé de 2000 à 2015 dans des régions métropolitaines de recensement comme Montréal, Ottawa–Gatineau, Windsor, Oshawa, Toronto, Hamilton, St. Catharines–Niagara, Kitchener–Cambridge–Waterloo et Guelph, peuvent être attribués au déclin du secteur de la fabrication.

Mots-clés : automatisation, emploi, fabrication, marchés du travail locaux, salaires

Sommaire

Du début des années 2000 à la moitié des années 2010, le nombre de personnes occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a diminué d'environ un demi-million au Canada. Au cours de cette période, le pourcentage des hommes canadiens de 21 à 55 ans occupant principalement un emploi à temps plein pendant au moins 48 semaines dans une année donnée a diminué de 5 points de pourcentage, passant de 63,6 % en 2000 à 58,6 % en 2015. La présente étude permet d'explorer le lien entre ces deux tendances, c'est-à-dire savoir si le déclin de l'emploi dans le secteur de la fabrication a entraîné un recul des taux d'emploi et des salaires des hommes.

Il s'agit d'une question importante pour diverses raisons. Premièrement, le secteur de la fabrication était une source importante d'emplois pour les hommes moins scolarisés. La disparition d'emplois dans le secteur de la fabrication peut, de ce fait, contribuer à réduire les possibilités d'emploi pour ces travailleurs. Deuxièmement, de nombreux emplois du secteur de la fabrication offraient des salaires supérieurs à la moyenne. Comme ces emplois disparaissent, les options pour les personnes moins scolarisées de trouver un emploi dans un autre secteur d'activité diminuent à la fois pour les personnes qui occupaient auparavant ces emplois dans le secteur de la fabrication et pour les autres, ce qui réduit le pouvoir de négociation individuel de ces travailleurs au moment de négocier leur salaire. Troisièmement, du fait des liens entre intrants et extrants, le déclin du secteur de la fabrication peut contribuer à réduire la demande en main-d'œuvre dans d'autres industries, exerçant une pression à la baisse supplémentaire sur les salaires de certains travailleurs dans les marchés du travail locaux. Pour ces raisons, le recul du secteur de la fabrication pourrait contribuer à réduire les salaires et les taux d'emploi des personnes moins scolarisées.

Au moyen de données du recensement de 2000 à 2015, cette étude permet de conclure qu'en moyenne, un déclin de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans une région métropolitaine de recensement (RMR) ou agglomération de recensement donnée a entraîné un recul de 4,5 points de pourcentage des taux d'emploi à temps plein toute l'année chez les hommes et une diminution d'au moins 6,9 % de leur salaire hebdomadaire réel. Les effets salariaux estimés sont plus importants pour les hommes moins scolarisés que pour les hommes titulaires d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur. En revanche, ces résultats indiquent que relativement peu de groupes de femmes semblent avoir été touchés de façon négative par le déclin des emplois dans le secteur de la fabrication.

Ces résultats donnent également à penser qu'au moins deux tiers du recul des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes, observé de 2000 à 2015 dans des RMR comme Montréal, Ottawa–Gatineau, Windsor, Oshawa, Toronto, Hamilton, St. Catharines–Niagara, Kitchener–Cambridge–Waterloo et Guelph, peuvent être attribués au déclin du secteur de la fabrication.

1 Introduction

Du début des années 2000 à la moitié des années 2010, le nombre de personnes occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a diminué d'environ un demi-million au Canada. Au cours de cette période, le pourcentage des hommes canadiens de 21 à 55 ans occupant principalement un emploi à temps plein pendant au moins 48 semaines dans une année donnée a diminué de 5 points de pourcentage, passant de 63,6 % en 2000 à 58,6 % en 2015. La présente étude permet d'explorer le lien entre ces deux tendances, c'est-à-dire savoir si le déclin de l'emploi dans le secteur de la fabrication a entraîné un recul des taux d'emploi et des salaires des hommes.

Il s'agit d'une question importante pour diverses raisons. Le secteur de la fabrication était une source importante d'emplois pour les hommes moins scolarisés. La disparition d'emplois dans le secteur de la fabrication peut, de ce fait, contribuer à réduire les possibilités d'emploi pour ces travailleurs. De plus, de nombreux emplois du secteur de la fabrication offraient des salaires supérieurs à la moyenne. Comme ces emplois disparaissent, les options pour les personnes moins scolarisées de trouver un emploi dans un autre secteur d'activité diminuent à la fois pour les personnes qui occupaient auparavant ces emplois dans le secteur de la fabrication et pour les autres. Par conséquent, cela réduit le pouvoir de négociation individuel de ces travailleurs au moment de négocier leur salaire. Enfin, du fait des liens entre intrants et extrants, le déclin du secteur de la fabrication peut contribuer à réduire la demande en main-d'œuvre dans d'autres secteurs, exerçant ainsi une pression à la baisse supplémentaire sur les salaires de certains travailleurs dans les marchés du travail locaux. Pour ces raisons, le recul du secteur de la fabrication pourrait contribuer à réduire les salaires et les taux d'emploi des personnes moins scolarisées.

Une autre façon de voir est que les marchés du travail sont relativement flexibles et que les premiers reculs observés sur le plan de l'emploi et des salaires des travailleurs touchés les inciteront à migrer vers des marchés du travail locaux plus dynamiques. Ce point de vue soutient que même si la disparition d'emplois du secteur de la fabrication devait au départ contribuer à réduire les salaires et les taux d'emploi, les ajustements du marché du travail par la migration devraient à long terme compenser entièrement les premiers reculs observés sur le plan des salaires et des taux d'emploi.

Ce point de vue peut être contesté. Si la mobilité de la main-d'œuvre n'est pas parfaite pour diverses raisons, les variations de l'offre de main-d'œuvre peuvent ne pas entièrement compenser les premiers déclinés de salaires observés. De plus, même si les taux d'emploi regagnent finalement leur niveau observé avant le déclin d'un secteur, des variations s'écartant des emplois bien rémunérés au sein de la composition industrielle de l'emploi peuvent limiter les options des travailleurs de trouver un emploi dans un autre secteur d'activité, réduisant ainsi leur pouvoir de négociation individuel et diminuant par conséquent les salaires dans les régions touchées (Beaudry, Green et Sand, 2012; Green et coll., 2019).

Ainsi, on ne sait pas vraiment si le déclin de l'emploi dans le secteur de la fabrication aura une incidence négative sur la situation sur le marché du travail des travailleurs. L'objectif de la présente étude est d'éclairer cette question¹.

La présente étude ne vise pas à déterminer les facteurs ayant causé le recul de l'emploi dans le secteur de la fabrication. Des changements technologiques aux fins d'économies de main-d'œuvre et la concurrence sur le plan des importations, entre autres facteurs, ont été mentionnés comme de possibles explications (Mowat Centre, 2014). Pourtant, déterminer si des reculs de la demande en main-d'œuvre locale découlent de changements technologiques ou de

1. Aux États-Unis, des données indiquent que le déclin de l'emploi dans le secteur de la fabrication depuis le début des années 2000 a contribué à réduire les salaires et les taux d'emploi des hommes et des femmes. Voir Charles, Hurst et Notowidigdo (2016, 2019) et Charles, Hurst et Schwartz (2018).

la croissance du commerce international est une tâche difficile, puisque ces deux phénomènes sont interreliés et qu'il est alors nécessaire de déterminer l'incidence de nombreuses technologies et des variations des obstacles tarifaires et non tarifaires (Fort, Pierce et Schott, 2018). Puisque le déclin du secteur de la fabrication dépend sans doute au moins de ces deux facteurs, il fournit un domaine naturel d'expérimentation utile du degré auquel ces deux forces externes, prises ensemble, ont eu une incidence sur les marchés du travail locaux canadiens, au cours des récentes années, en contribuant à réduire la demande en main-d'œuvre dans un secteur particulier : la fabrication.

2 Données et méthodes

La présente étude repose principalement sur les données des recensements de la population de 2001 et de 2016. L'échantillon comprend des personnes qui étaient âgées de 21 à 55 ans et qui vivaient dans des régions métropolitaines de recensement (RMR) et des agglomérations de recensement (AR) au cours de la semaine de référence du recensement.

Cinq résultats sur le marché du travail sont analysés aux fins de l'étude :

- 1) les variations des taux d'emploi de mai ou juin 2001 à mai ou juin 2016, pour lesquelles les taux d'emploi mesurent le pourcentage de la population occupant en emploi au cours de la semaine de référence du recensement;
- 2) les variations du nombre moyen de semaines travaillées (y compris aucune) par les personnes de 2000 à 2015;
- 3) les variations des taux d'emploi à temps plein toute l'année des personnes, de 2000 à 2015, pour lesquelles les taux d'emploi à temps plein toute l'année mesurent le pourcentage de la population qui occupait principalement un emploi à temps plein et qui travaillait au moins 48 semaines en 2000 ou en 2015;
- 4) les variations de logarithme des salaires hebdomadaires réels moyens reçus par les travailleurs rémunérés, de 2000 à 2015² (ces salaires hebdomadaires moyens sont ajustés pour tenir compte des variations de la composition de la population des travailleurs rémunérés, selon l'âge, le niveau de scolarité, le sexe et le statut de travailleur à temps plein, de 2000 à 2015³);
- 5) les variations du logarithme de la population de divers groupes de personnes, de mai ou juin 2001 à mai ou juin 2016.

La présente étude permet de quantifier le degré auquel le déclin du secteur de la fabrication, observé de 2000 à 2015 dans diverses RMR et AR, a contribué à la diminution des taux d'emploi, des semaines travaillées, des taux de travail à temps plein toute l'année, des salaires et de la population des personnes résidant dans ces RMR et AR. Pour ce faire, l'équation suivante est estimée :

$$\Delta Y_{rt}^g = \alpha + \beta_1 * \Delta MSHARE_{rt} + \beta_2 * \Delta MSHARE_{rt-1} + \Delta Z_{rt} \lambda_1 + X_{2001} \lambda_2 + u_{rt} \quad (1)$$

où ΔY_{rt}^g désigne la variation d'un résultat donné, observée pour un groupe donné g dans la région r de 2000 à 2015 (ou de 2001 à 2016, lorsque les variations des taux d'emploi et le logarithme de la population sont analysés). La principale variable explicative est $\Delta MSHARE_{rt}$, qui désigne la variation de la part de la population de 21 à 55 ans qui occupait un emploi dans le secteur de la fabrication, de 2000 à 2015, dans la région r .

De 2000 à 2015, le marché du travail canadien a connu deux principaux bouleversements : l'essor du secteur du logement des années 2000 et l'essor pétrolier ayant eu principalement lieu de 2001 à 2008. Le vecteur ΔZ_{rt} tient compte de ces deux bouleversements. Il comprend les variations de 2000 à 2015 de la part de la population de la région r occupant un emploi dans :

-
2. L'Indice des prix à la consommation national (ensemble) est utilisé pour calculer les salaires hebdomadaires réels.
 3. Pour effectuer cet ajustement, les données de 2015 sont repondérées, afin de reproduire la répartition de 2000 des travailleurs rémunérés selon l'âge (sept tranches de cinq ans : 21 à 25 ans, 26 à 30 ans, ..., 51 à 55 ans), le niveau de scolarité (trois catégories : études secondaires ou moins, études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat, baccalauréat ou grade supérieur), le sexe et le statut de travailleur à temps plein, dans une région donnée.

1) le secteur de la construction; 2) le secteur de l'extraction de pétrole et de gaz, ainsi que les activités de soutien à l'exploitation minière et à l'extraction de pétrole et de gaz. Ces deux variables (que l'on appellera ici la variation de la part des emplois du secteur de la construction et la variation de la part des emplois du secteur pétrolier) tiennent compte des variations de la demande en travailleurs dans les secteurs de la construction et des ressources naturelles découlant des augmentations de la demande en logements et en produits énergétiques.

Le vecteur $X_{r,2001}$ comprend plusieurs facteurs potentiels de changement de l'offre de main-d'œuvre locale : 1) la part des immigrants dans la région r en 2001; 2) la part des titulaires d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur dans la région r en 2001; 3) le taux d'activité des femmes dans la région r en 2001⁴. Ces variables tiennent compte de la possibilité que : 1) les RMR et les AR comptant une forte part d'immigrants en 2001 ont pu attirer un nombre relativement élevé de nouveaux immigrants, de 2001 à 2016; 2) les RMR et les AR comptant une part élevée de travailleurs très scolarisés ont pu attirer un nombre proportionnellement plus élevé de nouveaux travailleurs au cours de cette période; 3) les RMR et les AR ayant des taux d'activité relativement faibles chez les femmes en 2001 ont pu enregistrer des hausses supérieures de l'offre de main-d'œuvre féminine au cours de cette période.

Si l'ajustement à ces bouleversements du marché du travail local est graduel, les variations contemporaines de la situation sur le marché du travail peuvent partiellement refléter l'effet de variations de la demande en main-d'œuvre locale par le passé (Jaeger, Ruist et Stuhler, 2018). Par exemple, des reculs contemporains des salaires peuvent partiellement refléter des déclin antérieurs de l'importance relative du secteur de la fabrication. Pour tenir compte de cette possibilité, l'équation (1) comprend $\Delta MSHARE_{r,t-1}$, soit la variation de la part de la population de 21 à 55 ans qui occupait un emploi dans le secteur de la fabrication de 1985 à 2000 dans la région r ^{5, 6, 7}.

Comme le soulignent Charles, Hurst et Schwartz (2018), au moins deux obstacles se dressent quant à la détermination de β_1 . Tout d'abord, une hausse de la demande en main-d'œuvre locale dans des secteurs autres que celui de la fabrication pourrait motiver certaines personnes à quitter ce secteur, tout en contribuant à augmenter les taux d'emploi locaux. Ensuite, des reculs locaux de l'offre de main-d'œuvre peuvent simultanément contribuer à réduire les taux d'emploi locaux tout en motivant certaines personnes à quitter le secteur de la fabrication. Pour surmonter ces problèmes d'endogénéité, la part de la population de la région r qui occupait un emploi dans le secteur de la fabrication en 2000 ($MSHARE_{r,2000}$) sert de variable instrumentale pour la principale variable explicative ($\Delta MSHARE_{r,t}$). La justification de cette variable instrumentale est que les régions qui comptaient fortement sur le secteur de la fabrication en 2000 étaient plus

4. Ces trois variables sont définies relativement aux personnes de 21 à 55 ans.

5. La part de la population âgée de 21 à 55 ans qui occupait un emploi dans le secteur de la fabrication en 1985 est calculée à l'aide des données du Recensement de la population de 1986.

6. Le modèle de recherche de la présente étude est similaire à celui utilisé par Charles, Hurst et Schwartz (2018); c'est-à-dire que des différences de résultats sur les marchés du travail locaux sont estimées en premier sur une période approximative de 15 ans. De plus, l'équation (1) et le schéma de repondération utilisé pour les salaires sont similaires à ceux utilisés par Charles, Hurst et Schwartz (2018). Le modèle de la présente recherche permet de comparer l'incidence du déclin du secteur de la fabrication du Canada et des États-Unis.

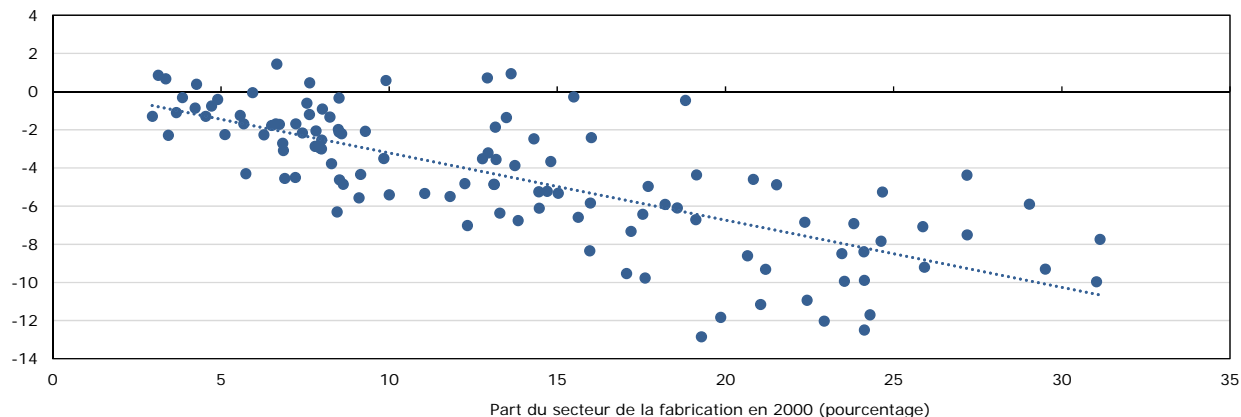
7. Une autre stratégie empirique serait d'estimer d'abord les différences sur des intervalles de cinq ans, de 2000 à 2015. En principe, cela serait possible en utilisant les données des recensements de la population de 2001, de 2006 et de 2016, ainsi que les données de l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de 2011. Cette stratégie n'est pas adoptée pour deux raisons. Tout d'abord, l'objectif de la présente étude est d'évaluer la manière dont les marchés du travail locaux se sont ajustés au déclin du secteur de la fabrication au cours d'une période relativement longue. Un intervalle de 15 ans répond à ce critère. De plus, estimer d'abord des différences sur des intervalles de cinq ans, de 2000 à 2015, nécessite d'utiliser les données de l'ENM, qui n'a enregistré qu'un taux de réponse de 69 %, par rapport au taux de réponse de 94 % au Recensement de 2006. Du fait du taux de réponse relativement faible de l'ENM, il n'est pas certain que les données produites au moyen de cette enquête puissent fournir des résultats fiables pour les marchés du travail locaux.

susceptibles que d'autres régions d'être touchées par ces bouleversements, aux fins d'économies de main-d'œuvre, que représentent l'automatisation et la concurrence des importations, de 2000 à 2015. Par conséquent, la part du secteur de la fabrication devrait diminuer davantage dans ces régions que dans d'autres régions. Le graphique 1 permet de confirmer cette hypothèse : des régions qui enregistraient des parts relativement élevées de population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication en 2000 ont généralement connu des diminutions plus importantes de leurs parts de population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, de 2000 à 2015.

Graphique 1

Variation de la part de la population de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la fabrication (Y), de 2000 à 2015, et part du secteur de la fabrication en 2000, selon la région métropolitaine de recensement ou l'agglomération de recensement

Y (points de pourcentage)



Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

L'équation (1) est estimée pour divers groupes g : hommes et femmes de divers âges (21 à 35 ans et 36 à 55 ans) et niveaux de scolarité (études secondaires ou moins; études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat; baccalauréat ou grade supérieur). Lorsque l'équation (1) est estimée, la variable dépendante est propre au groupe, mais toutes les variables explicatives demeurent inchangées parmi ces groupes⁸.

La présente étude fournit une interprétation causale de β_1 , mais non de λ_1 , car les deux obstacles ressortis sur le plan de la détermination susmentionnée s'appliquent également à λ_1 . Sans variables instrumentales pour les variations des parts de la population occupant un emploi dans le secteur de la construction et le secteur pétrolier, il est impossible de fournir une interprétation causale de λ_1 . Néanmoins, il est possible de fournir une interprétation causale de β_1 , pourvu que la variable instrumentale, $MSHARE_{r,2000}$, ne soit pas corrélée au terme d'erreurs u_{rt} , après application de conditions aux résultats en fonction de l'ensemble de variables de contrôle incluses dans l'équation (1) (Stock et Watson, 2011). Il s'agit de l'hypothèse de détermination de la présente étude.

L'équation (1) permet de saisir l'effet direct des variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur la situation sur le marché du travail; c'est-à-dire, qu'elle mesure cet effet, tout en maintenant constantes les variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la construction et de celle occupant un emploi dans le secteur pétrolier. Puisque les variations de l'emploi dans le secteur de la fabrication ont une

8. Par exemple, les variations du nombre de semaines travaillées moyennes par des hommes et des femmes feront l'objet d'une régression selon le même ensemble de variables explicatives.

incidence sur l'activité économique, elles auront probablement aussi une incidence sur le marché du logement (par un effet sur le revenu touchant la demande en logements) et sur la part de la population occupant un emploi dans le secteur pétrolier (par des variations de la demande en énergie provenant des entreprises manufacturières). Ces effets indirects, qui comprennent des variations de la demande en travailleurs dans les secteurs de la construction et du pétrole et du gaz, ne sont pas saisis au moyen de l'équation (1), mais reflètent une partie de l'incidence totale des variations de l'emploi dans le secteur de la fabrication. Puisque l'on s'attend à ce que ces effets indirects soient positifs, β_1 fournira une estimation conservatrice de l'incidence globale du déclin du secteur de la fabrication sur les marchés du travail locaux⁹.

Une préoccupation relative à l'estimation de l'équation (1) pour les 145 RMR et AR des 10 provinces canadiennes est que celles se trouvant dans les provinces productrices de pétrole de Terre-Neuve-et-Labrador, de l'Alberta et de la Saskatchewan aient connu un environnement économique plus dynamique que les autres, de 2000 à 2015. Par conséquent, les effets moyens à l'échelle nationale peuvent masquer d'importants écarts interrégionaux. Pour se pencher sur cette question, l'équation (1) est également estimée pour le sous-ensemble des 115 RMR et AR se trouvant dans les sept provinces non productrices de pétrole (Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Québec, Ontario, Manitoba et Colombie-Britannique).

Tout au long de cette étude, des erreurs-types robustes à l'hétéroscédasticité sont utilisées.

3 Données descriptives

De 2001 à 2016, le nombre d'employés canadiens travaillant dans le secteur de la fabrication a diminué d'environ un demi-million, passant de 1,98 million en 2001 à 1,48 million en 2016 (tableau 1). Six sous-secteurs représentaient environ 60 % de ce recul de l'emploi : la fabrication de vêtements (12,8 %), la fabrication de matériel de transport (10,3 %), la fabrication de produits informatiques et électroniques (10,2 %), la fabrication du papier (10,2 %), la fabrication de produits en bois (8,8 %) et la première transformation des métaux (7,5 %).

L'ampleur de ce déclin par rapport à l'importance relative du secteur de la fabrication a été différente entre les régions métropolitaines de recensement (RMR) et les agglomérations de recensement (AR). En Ontario, la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a diminué de 6,8 points de pourcentage ou plus à Toronto, Hamilton, St. Catharines–Niagara, Kitchener–Cambridge–Waterloo, Brantford, Guelph, Stratford et Windsor (tableau 2). En revanche, la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication n'a pas reculé de plus de 3,8 points de pourcentage dans plusieurs RMR et AR des provinces de l'Atlantique, de la Saskatchewan, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique¹⁰.

9. Pour mesurer l'incidence globale du déclin du secteur de la fabrication sur les marchés du travail locaux, le degré auquel 1) le déclin du secteur de la fabrication contribue à réduire la demande en main-d'œuvre des secteurs de la construction et du pétrole et du gaz et 2) la diminution de la demande en main-d'œuvre dans les secteurs de la construction et du pétrole et du gaz ont une incidence sur la situation sur le marché du travail doit être évalué. La deuxième condition requiert de fournir une interprétation causale de λ_1 . Sans variables instrumentales pour les variations des parts de la population occupant un emploi dans les secteurs de la construction et du pétrole, il est impossible de satisfaire cette deuxième condition. Pour cette raison, la présente étude porte sur l'estimation de l'effet direct du déclin du secteur de la fabrication sur les marchés du travail locaux, c'est-à-dire, l'estimation de β_1 .

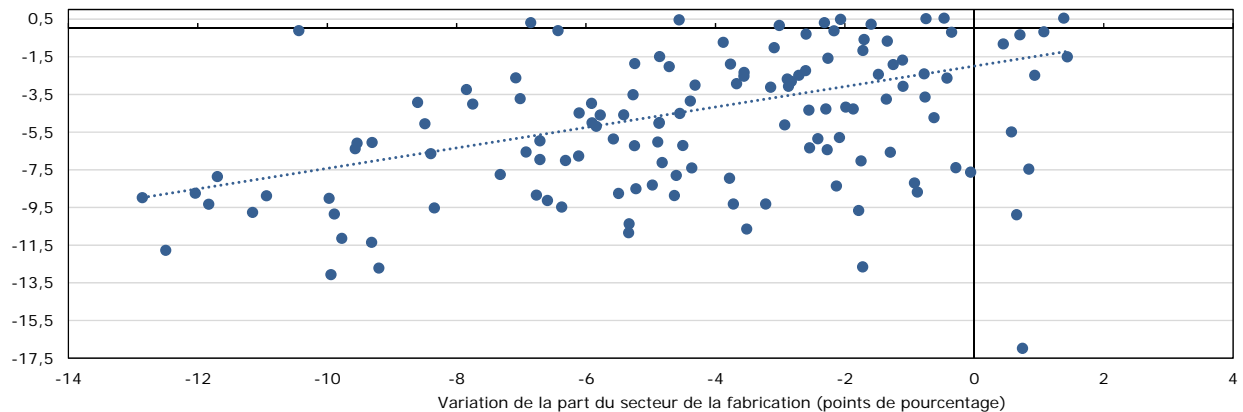
10. Pour les 145 RMR et AR comprises dans la présente étude, le déclin moyen non pondéré et le déclin médian de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, de 2000 à 2015, ont représenté 4,2 points de pourcentage et 3,7 points de pourcentage, respectivement. Cette variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a représenté -9,3 points de pourcentage au 10^e centile et -0,4 point de pourcentage au 90^e centile. Voir les tableaux 1 et 2 de l'annexe pour obtenir plus de renseignements.

Les données figurant aux graphiques 2 et 3 montrent que le recul du secteur de la fabrication a entraîné une diminution des taux d'emploi et des salaires des hommes. Les régions enregistrant un recul relativement important de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication ont généralement enregistré un moins grand nombre de variations à la hausse des taux d'emploi à temps plein toute l'année (graphique 2) et des salaires (graphique 3) des hommes que d'autres régions. La section suivante permet d'examiner si ces tendances se maintiennent dans des analyses multivariées pour les hommes et les femmes de divers âges et niveaux de scolarité.

Graphique 2

Variation de la part du secteur de la fabrication et variations du pourcentage des hommes travaillant à temps plein toute l'année, selon la région métropolitaine de recensement ou l'agglomération de recensement, 2000 à 2015

variation du pourcentage des hommes travaillant à temps plein toute l'année
(points de pourcentage)

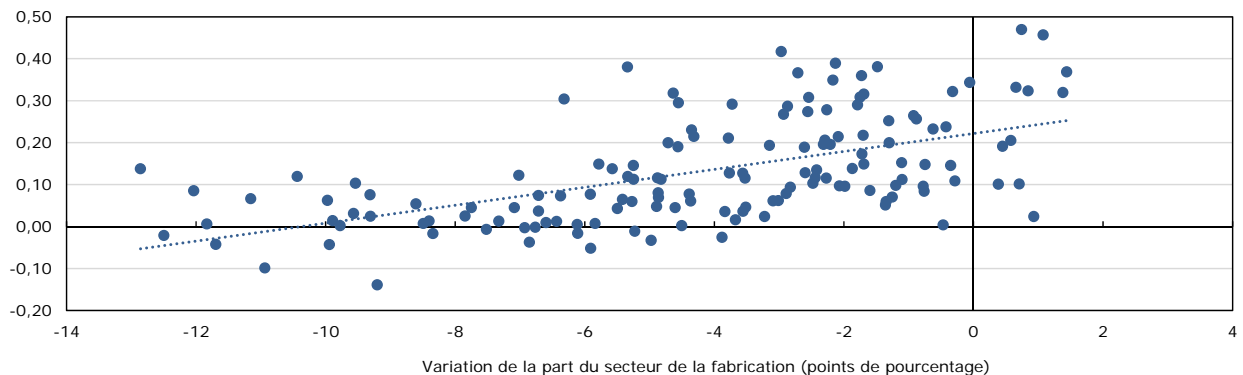


Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.
Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Graphique 3

Variation de la part du secteur de la fabrication et variations du logarithme des salaires hebdomadaires réels des hommes, selon la région métropolitaine de recensement ou l'agglomération de recensement, 2000 à 2015

variation du logarithme des salaires
hebdomadaires réels des hommes



Notes : Les variations des salaires hebdomadaires permettent de suivre les effets de la composition selon l'âge, le niveau de scolarité et le statut de travailleur à temps plein au sein d'une région métropolitaine de recensement ou d'une agglomération de recensement donnée. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.
Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

4 Résultats de la régression

Le tableau 3 montre les résultats de l'équation (1), estimés séparément pour les hommes et les femmes. Les estimations paramétriques pour β^1 sont indiquées pour : a) des régressions pondérées (dans le cadre desquelles des observations sont pondérées selon la taille de la population âgée de 21 à 55 ans dans une région donnée en 2001) et des régressions non pondérées¹¹ (dans le cadre desquelles un poids égal à 1 est attribué à chaque région); b) toutes les provinces et les sept provinces non productrices de pétrole.

Quels que soient le schéma de pondération et l'ensemble de provinces pris en compte, les chiffres indiquent que le déclin du secteur de la fabrication a contribué à la réduction des salaires, des semaines travaillées moyennes ainsi que des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes. Par exemple, les estimations paramétriques des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes, calculées à partir de régressions pondérées, sont égales à environ 0,90, suggérant ainsi qu'une baisse de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a mené à un déclin de 4,5 points de pourcentage du pourcentage d'hommes travaillant à temps plein toute l'année dans une région métropolitaine de recensement (RMR) ou une agglomération de recensement (AR) donnée. Les estimations paramétriques des variations de salaires des hommes dans les provinces non productrices de pétrole sont égales à environ 1,70, suggérant ainsi qu'une baisse de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a mené à un recul de 0,085 point logarithmique des salaires des hommes (c.-à-d. un recul d'environ 8,5 % des salaires des hommes)¹².

En revanche, ces données soutiennent peu l'hypothèse que le déclin du secteur de la fabrication a contribué à la réduction des salaires, des semaines travaillées moyennes ainsi que des taux d'emploi à temps plein toute l'année des femmes.

Le tableau 4 permet d'explorer cette question de façon plus approfondie pour les hommes, car il fournit des estimations paramétriques de β^1 pour les hommes de divers âges et niveaux de scolarité¹³. Chez les hommes de 21 à 55 ans, le déclin du secteur de la fabrication a contribué à la réduction des salaires, des semaines travaillées moyennes ainsi que des taux d'emploi à temps plein toute l'année pour chaque niveau de scolarité; cela s'observe à la fois pour toutes les 145 RMR et AR ainsi que pour celles situées dans les sept provinces non productrices de pétrole uniquement. Cependant, dans chaque cas, l'incidence sur les salaires est à peu près deux fois plus élevée pour les hommes non titulaires d'un baccalauréat que pour les hommes plus scolarisés.

Le tableau 4 montre également d'intéressantes différences en fonction de l'âge chez les hommes titulaires d'un titre d'études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat. Pour ce groupe, les chiffres indiquent que l'effet du déclin du secteur de la fabrication sur les taux d'emploi, les semaines travaillées et les taux d'emploi à temps plein toute l'année était au moins deux fois plus prononcé chez les jeunes travailleurs (de 21 à 35 ans) que chez les travailleurs plus âgés (de 36 à 55 ans). Dans les provinces non productrices de pétrole, par exemple, un recul de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication était

11. Les régressions pondérées atténuent l'erreur de mesure supérieure à la moyenne présente dans les petites régions. Les régressions non pondérées permettent aux analystes de traiter chaque RMR ou RA comme un marché du travail local distinct représentant un poids égal dans l'analyse.

12. Les estimations correspondantes provenant de la méthode de l'estimateur par les moindres carrés ordinaires sont similaires. Elles donnent à penser qu'une diminution de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a mené à : a) une baisse de 4,5 points de pourcentage du pourcentage d'hommes travaillant à temps plein toute l'année dans une RMR ou une AR donnée; b) un recul de 0,073 point logarithmique des salaires des hommes.

13. Le reste de l'article suit le modèle de Charles, Hurst et Schwartz (2018) et montre les résultats obtenus au moyen des régressions pondérées.

associé à une diminution de 7,2 points de pourcentage des taux d'emploi à temps plein toute l'année des jeunes hommes ($0,05 \times 1,45$) et de 3,3 points de pourcentage pour les hommes plus âgés ($0,05 \times 0,66$).

Des différences sur le plan des écarts salariaux selon les niveaux de scolarité s'observent également au sein de chaque groupe d'âge, en particulier chez les jeunes travailleurs. Quelles que soient les provinces prises en compte, l'estimation paramétrique β^1 des variations de salaires est au moins deux fois plus élevée pour les jeunes hommes non titulaires d'un baccalauréat que pour leurs homologues plus scolarisés.

En résumé, alors que les données indiquent que l'incidence du déclin du secteur de la fabrication était relativement étendue chez les hommes (c.-à-d. non limitée à des groupes d'âge ou niveaux de scolarité en particulier), elles montrent également que les hommes plus jeunes et moins scolarisés étaient plus négativement touchés que d'autres groupes de travailleurs masculins.

Relativement peu de groupes de femmes semblent, en revanche, avoir été négativement touchés par le déclin des emplois du secteur de la fabrication. Quels que soient les provinces et les résultats pris en compte, aucun effet statistiquement significatif n'est détecté pour les femmes de 36 à 55 ans (tableau 5). Alors que des données indiquent que les jeunes femmes ont enregistré une diminution de salaire et du taux d'emploi à temps plein toute l'année, les effets estimés sont moins importants que ceux observés chez les jeunes hommes et généralement estimés avec moins de précision.

Les tableaux 4 et 5 ne montrent aucune donnée probante démontrant que les hommes plus âgés et les femmes plus âgées ont migré vers des régions économiquement plus dynamiques, après les reculs de l'emploi observés dans le secteur de la fabrication. En revanche, il existe des données robustes indiquant que les jeunes hommes et les jeunes femmes titulaires d'un baccalauréat ont migré dans d'autres régions en réponse au recul observé dans le secteur de la fabrication. Des estimations excluant les provinces productrices de pétrole indiquent, par exemple, qu'un déclin de 5 points de pourcentage de la part du secteur de la fabrication dans une région donnée a mené à un recul de 0,12 point logarithmique à 0,13 point logarithmique de la population des plus jeunes travailleurs titulaires d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur dans cette région.

5 Vérifications de la robustesse et pertinence

Les estimations des salaires montrées jusqu'à présent sont fondées sur l'Indice des prix à la consommation (IPC) du Canada et négligent, par conséquent, les variations du coût de la vie propres aux régions. Si les régions ayant enregistré d'importants reculs de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication ont également connu d'importantes diminutions des coûts de logements, les estimations des salaires montrées jusqu'à présent peuvent surestimer l'ampleur des déclin des salaires hebdomadaires réels.

Pour aborder cette question, le tableau 6 permet de comparer les premières estimations de salaires (celles fondées sur l'IPC national et que l'on appelle le modèle 1) aux estimations obtenues après l'ajout à l'équation (1) des variations du logarithme des prix des logements moyens, de 2001 à 2016. Le modèle 2 représente le deuxième ensemble d'estimations. Tenir compte de l'augmentation des prix des logements réduit un peu les estimations des salaires, mais ne modifie pas les principaux résultats. Les estimations paramétriques des variations des salaires des hommes dans les provinces non productrices de pétrole, par exemple, diminuent d'environ 1,70 à 1,40, suggérant qu'un recul de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a mené à un déclin en point logarithmique d'au moins 0,069 (environ 6,9 %) des salaires hebdomadaires réels des hommes.

Une autre inquiétude est que certains des effets observés peuvent être dus à la sélectivité fondée sur des facteurs non observables. Si le déclin de l'emploi dans le secteur de la fabrication dans une région donnée a entraîné une migration interne des meilleurs travailleurs (au sein de chaque cellule de niveau de scolarité pris en compte), la part de la diminution des taux d'emploi à temps plein toute l'année et des salaires des hommes, observée au sein des catégories de niveau de scolarité, peut alors refléter des variations de la composition de la main-d'œuvre pour les travailleurs dont les capacités sont faibles.

Le tableau 7 permet d'examiner cette question en ce qui a trait aux estimations des salaires. Il permet de comparer les premières estimations du salaire hebdomadaire des jeunes hommes selon les données du recensement aux estimations de données par panels fondées sur les données de la Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés (BDCDEE). Les estimations de données par panels sont fondées sur le même groupe d'hommes qui étaient âgés de 21 à 35 ans en 2000 et se trouvaient dans la même région métropolitaine de recensement (RMR) ou agglomération de recensement (AR) en 2000 et 2015. Même si ce groupe de travailleurs n'est pas représentatif de la population des jeunes hommes en 2000, il permet d'effectuer une analyse tenant compte des capacités ne variant pas dans le temps, mais non observées, des travailleurs.

Puisque les données de la BDCDEE peuvent uniquement fournir des estimations de salaires annuels, le tableau 7 montre également des estimations des salaires annuels des jeunes hommes, selon les données du recensement. Reflétant le fait que les semaines travaillées moyennes des hommes ont diminué en réponse au déclin du secteur de la fabrication, les estimations de salaires annuels dérivées des données du recensement sont un peu supérieures aux premières estimations de salaires hebdomadaires. Il est, en revanche, plus important de noter que les estimations de salaires annuels provenant des données par panels représentent 77 % à 89 % des estimations des salaires annuels provenant des données du recensement. Ces résultats signifient que la majeure partie des effets sur les salaires observés en utilisant des données non fondées sur des panels (recensement) sont semblables lors de l'utilisation de données par panels. Par conséquent, la sélectivité fondée sur des facteurs non observables ne joue pas un rôle important.

Pour souligner la pertinence des principales conclusions, le tableau 8 montre ce qu'elles signifient pour certaines RMR et AR du Québec et de l'Ontario, à savoir les deux principales provinces manufacturières. Multiplier l'estimation paramétrique β_1 obtenue pour les variations des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes vivant dans les provinces non productrices de pétrole (0,91) par la variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans une région fournit une estimation des variations des taux d'emploi à temps plein toute l'année découlant du déclin du secteur de la fabrication. Ces résultats indiquent qu'au moins les deux tiers du recul des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes, observé de 2000 à 2015 dans des RMR comme Montréal, Ottawa–Gatineau, Windsor, Oshawa, Toronto, Hamilton, St. Catharines–Niagara, Kitchener–Cambridge–Waterloo et Guelph, peuvent être attribués au déclin du secteur de la fabrication.

De la même façon, une estimation des variations des salaires hebdomadaires réels dues au déclin du secteur de la fabrication peut être calculée en multipliant l'estimation paramétrique du salaire obtenue au moyen du modèle 1 pour les hommes vivant dans les provinces non productrices de pétrole (1,66) par la variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans une région. Cette estimation indique que le déclin du secteur de la fabrication tend à réduire les salaires hebdomadaires réels des hommes dans les RMR susmentionnées d'environ 10 %.

Le tableau 9 fournit une idée du degré auquel le déclin du secteur de la fabrication a contribué à réduire les salaires et les taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes dans l'ensemble

du pays¹⁴. Les variations des salaires et des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes découlant du déclin du secteur de la fabrication sont calculées comme suit : en multipliant les estimations paramétriques propres au groupe du panel de gauche du tableau 4 par la variation réelle de la part des personnes de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la fabrication à l'échelle nationale. Les résultats indiquent que le déclin du secteur de la fabrication : a) a représenté au moins la moitié de la diminution des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes; b) a été plus susceptible de contribuer à réduire les salaires des hommes moins scolarisés que ceux des hommes titulaires d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur.

Dans l'ensemble, les chiffres figurant dans les tableaux 8 et 9 montrent que le déclin du secteur de la fabrication a eu une incidence substantielle sur les salaires et sur les taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes dans plusieurs RMR et AR ainsi qu'à l'échelle nationale¹⁵.

Les principales conclusions de cette étude sont similaires à celles de Charles, Hurst et Schwartz (2018) pour les hommes, mais différent quant aux femmes. Des données canadiennes de 2000 à 2015 donnent à penser qu'un recul de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a mené à un déclin en point logarithmique d'au moins 0,069 (environ 6,9 %) des salaires hebdomadaires réels des hommes sur les marchés du travail locaux. Des données des États-Unis de 2000 à 2016 montrent que la diminution estimée correspondante des salaires horaires réels des hommes était très similaire aux résultats de cette étude, à environ 6,2 % (c.-à-d. $1,23 \times 0,05$; voir le tableau 2 de Charles, Hurst et Schwartz [2018]). Un recul de 5 points de pourcentage de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication a réduit les taux d'emploi des hommes d'environ 2 points de pourcentage dans les deux pays¹⁶. Charles, Hurst et Schwartz (2018) ont relevé que les répercussions négatives du déclin du secteur de la fabrication sur les salaires et les taux d'emploi étaient similaires pour les hommes et les femmes. En revanche, les données canadiennes fournissent peu de preuves que le déclin du secteur de la fabrication a contribué à réduire les salaires et les taux d'emploi des femmes. La question relative aux facteurs sous-tendant cette différence entre les pays pourrait faire l'objet de futures recherches.

Comme le conclut Gould (2019), les données des deux pays donnent à penser que le déclin du secteur de la fabrication a été susceptible de contribuer à accroître l'inégalité salariale au sein des marchés du travail locaux entre les hommes moins scolarisés et leurs homologues plus scolarisés. Il est possible de constater ce résultat en remarquant que l'estimation paramétrique du salaire des hommes de 21 à 55 ans titulaires d'un diplôme d'études secondaires ou moins (en tenant compte de toutes les provinces) est environ deux fois plus élevée que celle des hommes titulaires d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur (tableau 6). Aux États-Unis, Charles, Hurst et Schwartz (2018) obtiennent une estimation paramétrique qui est environ trois fois plus élevée pour les hommes moins scolarisés que pour les hommes titulaires d'un baccalauréat¹⁷.

14. Ces estimations devraient être considérées comme une approximation de premier ordre de l'incidence du déclin du secteur de la fabrication sur le marché du travail national, puisqu'elles sont fondées sur des estimations interrégionales, mesurant précisément l'effet du déclin du secteur de la fabrication sur les salaires et l'emploi agrégés, uniquement dans certaines conditions (voir Charles, Hurst et Schwartz, 2018).

15. Des résultats similaires sont obtenus lorsque des régions économiques (plutôt que des RMR et des AR) sont utilisées pour définir des marchés du travail locaux.

16. Ce chiffre est obtenu en multipliant l'estimation paramétrique de 0,38 (reflétant les variations des taux d'emploi des hommes), comme il est présenté dans le coin supérieur gauche du tableau 4, par 0,05. L'estimation paramétrique correspondante provenant de Charles, Hurst et Schwartz (2018) est égale à 0,37.

17. Pour les deux pays, au niveau de signification de 5 %, un test unilatéral permet de réfuter l'hypothèse que le paramètre salarial est le même dans les deux groupes de travailleurs.

6 Conclusion

La présente étude permet de quantifier l'incidence du déclin du secteur de la fabrication sur les salaires et les taux d'emploi des travailleurs canadiens sur leurs marchés du travail locaux. Les résultats rejettent l'opinion selon laquelle les marchés du travail locaux retrouvent leur taux d'emploi observé avant le déclin d'un secteur (à temps plein toute l'année) plusieurs années après un bouleversement négatif de la demande en main-d'œuvre propre à ce secteur. Au lieu de cela, ils montrent que les variations des taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes comprennent une composante structurelle. Les estimations, obtenues sur une période de 15 ans, indiquent que le déclin du secteur de la fabrication a eu une incidence négative assez importante sur les salaires et les taux d'emploi à temps plein toute l'année des hommes. Relativement peu de groupes de femmes semblent, en revanche, avoir été négativement touchés par le déclin des emplois du secteur de la fabrication.

7 Tableaux

Tableau 1
Nombre de personnes occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, Canada,
2001 à 2018, certaines années

	2001	2016	2018	Variation de 2001 à 2016	Contribution à la variation, de 2001 à 2016
	nombre			pourcentage	
Fabrication	1 977 618	1 482 131	1 552 714	-495 487	100,0
Fabrication d'aliments	231 063	221 653	238 085	-9 410	1,9
Fabrication de boissons et de produits du tabac	34 925	37 252	43 069	2 327	-0,5
Usines de textiles	26 122	7 621	6 985	-18 501	3,7
Usines de produits textiles	19 707	9 469	9 961	-10 238	2,1
Fabrication de vêtements	82 770	19 380	19 393	-63 390	12,8
Fabrication de produits en cuir et de produits analogues	9 480	3 265	2 568	-6 215	1,3
Fabrication du papier	103 703	53 178	54 121	-50 525	10,2
Impression et activités connexes de soutien	83 347	49 081	49 871	-34 266	6,9
Fabrication de produits du pétrole et du charbon	15 305	19 057	17 791	3 752	-0,8
Fabrication de produits chimiques	93 412	89 005	91 660	-4 407	0,9
Fabrication de produits en plastique et en caoutchouc	125 248	97 934	99 552	-27 314	5,5
Fabrication de produits en bois	135 758	92 281	93 631	-43 477	8,8
Fabrication de produits minéraux non métalliques	53 719	49 935	53 745	-3 784	0,8
Première transformation des métaux	91 185	53 900	56 878	-37 285	7,5
Fabrication de produits métalliques	184 269	151 467	156 652	-32 802	6,6
Fabrication de machines	134 897	127 363	137 614	-7 534	1,5
Fabrication de produits informatiques et électroniques	105 761	55 159	56 791	-50 602	10,2
Fabrication de matériel, d'appareils et de composants électriques	48 723	32 677	34 249	-16 046	3,2
Fabrication de matériel de transport	242 700	191 902	205 100	-50 798	10,3
Fabrication de meubles et de produits connexes	98 601	64 744	67 101	-33 857	6,8
Activités diverses de fabrication	56 922	55 804	57 898	-1 118	0,2

Source : Statistique Canada, tableau 14-10-0202-01 (fondé sur les données de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail).

Tableau 2
Certaines statistiques relatives aux régions métropolitaines de recensement et aux agglomérations de recensement, 2000 à 2015

	Part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication en 2000 pourcentage	Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, 2000 à 2015 points de pourcentage	Variation du pourcentage d'hommes travaillant à temps plein toute l'année, 2000 à 2015 pourcentage	Variation du logarithme des salaires hebdomadaires réels moyens des hommes, 2000 à 2015 valeur logarithmique
Toutes les RMR et AR (moyenne non pondérée)	12,5	-4,2	-4,3	0,13
Terre-Neuve-et-Labrador				
St. John's	3,9	-0,3	2,6	0,32
Bay Roberts	7,9	-3,0	13,5	0,42
Grand Falls-Windsor	8,5	-6,3	-7,0	0,30
Corner Brook	9,2	-4,4	2,9	0,23
Île-du-Prince-Édouard				
Charlottetown	5,6	-1,3	-1,9	0,07
Summerside	13,6	0,9	-2,5	0,02
Nouvelle-Écosse				
Halifax	4,7	-0,8	-3,6	0,08
Kentville	12,8	-3,5	1,2	0,12
Truro	13,1	-4,9	-5,0	0,12
New Glasgow	17,1	-9,5	-6,1	0,10
Cape Breton	4,5	-1,3	1,8	0,25
Nouveau-Brunswick				
Moncton	8,0	-3,0	0,2	0,06
Saint John	7,8	-2,1	0,5	0,10
Fredericton	3,7	-1,1	-3,1	0,11
Bathurst	8,5	-2,0	-4,2	0,10
Miramichi	12,3	-7,0	-3,7	0,12
Campbellton	7,6	-1,2	3,4	0,10
Edmundston	17,5	-6,4	-0,1	0,01
Québec				
Matane	14,3	-2,5	12,0	0,10
Rimouski	4,3	0,4	2,0	0,10
Rivière-du-Loup	12,9	0,7	-0,3	0,10
Baie-Comeau	20,7	-8,6	-3,9	0,05
Saguenay	13,2	-3,6	-2,3	0,04
Alma	13,5	-1,4	-3,8	0,05
Dolbeau-Mistassini	13,7	-3,9	-0,7	-0,03
Sept-Îles	7,6	0,4	-0,8	0,19
Québec	8,2	-1,3	-0,7	0,06
Saint-Georges	24,7	-5,3	-3,5	0,06
Thetford Mines	18,8	-0,5	0,5	0,00
Sherbrooke	19,1	-6,7	-6,0	0,04
Cowansville	27,2	-7,5	2,4	-0,01
Victoriaville	21,5	-4,9	-6,0	0,05
Trois-Rivières	14,8	-3,7	-2,9	0,02
Shawinigan	18,6	-6,1	-4,5	-0,02
Drummondville	25,9	-7,1	-2,6	0,05
Granby	31,0	-10,0	-9,0	0,06
Saint-Hyacinthe	20,8	-4,6	-7,8	0,05
Sorel-Tracy	24,6	-7,8	-3,2	0,03
Joliette	12,9	-3,2	-9,3	0,02
Saint-Jean-sur-Richelieu	18,2	-5,9	-4,0	0,08
Montréal	14,5	-6,1	-6,8	0,01
Salaberry-de-Valleyfield	24,1	-12,5	-11,8	-0,02
Lachute	17,7	-5,0	-8,3	-0,03
Val-d'Or	7,2	-1,7	1,8	0,32
Amos	8,6	-2,2	8,3	0,20
Rouyn-Noranda	6,6	-1,7	-0,6	0,22

Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement (RMR) et les agglomérations de recensement (AR) sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 2

Certaines statistiques relatives aux régions métropolitaines de recensement et aux agglomérations de recensement, 2000 à 2015 (suite)

	Part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication en 2000	Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, 2000 à 2015	Variation du pourcentage d'hommes travaillant à temps plein toute l'année, 2000 à 2015	Variation du logarithme des salaires hebdomadaires réels moyens des hommes, 2000 à 2015
	pourcentage	points de pourcentage		valeur logarithmique
Ontario				
Cornwall	19,9	-11,8	-9,3	0,01
Hawkesbury	23,5	-9,9	-13,1	-0,04
Ottawa–Gatineau	7,2	-4,5	-6,2	0,00
Brockville	21,0	-11,2	-9,8	0,07
Pembroke	9,1	-5,6	-5,9	0,14
Petawawa	3,4	-2,3	-4,3	0,21
Kingston	6,9	-3,1	-1,0	0,06
Belleville	16,0	-5,8	-5,2	0,01
Cobourg	21,2	-9,3	-11,4	0,08
Port Hope	22,9	-12,0	-8,7	0,09
Peterborough	11,8	-5,5	-8,8	0,04
Kawartha Lakes	13,3	-6,4	-9,5	0,07
Centre Wellington	23,5	-8,5	-5,1	0,01
Oshawa	17,6	-9,8	-11,1	0,00
Ingersoll	31,1	-7,7	-4,0	0,05
Toronto	13,8	-6,8	-8,8	0,00
Hamilton	17,2	-7,3	-7,7	0,01
St. Catharines–Niagara	16,0	-8,3	-9,5	-0,02
Kitchener–Cambridge–Waterloo	24,1	-9,9	-9,9	0,01
Brantford	24,1	-8,4	-6,7	0,01
Woodstock	27,2	-4,4	-3,9	0,08
Tillsonburg	29,0	-5,9	-5,0	-0,05
Norfolk	19,1	-4,4	-7,4	0,06
Guelph	23,8	-6,9	-6,6	0,00
Stratford	29,5	-9,3	-6,1	0,02
London	14,7	-5,2	-8,5	-0,01
Chatham-Kent	22,4	-10,9	-8,9	-0,10
Leamington	22,4	-6,9	0,3	-0,04
Windsor	25,9	-9,2	-12,7	-0,14
Sarnia	15,0	-5,3	-10,4	0,12
Owen Sound	14,4	-5,2	-6,2	0,15
Collingwood	19,3	-12,9	-9,0	0,14
Barrie	15,6	-6,6	-9,1	0,01
Orillia	9,8	-3,5	-10,6	0,05
Midland	24,3	-11,7	-7,9	-0,04
North Bay	6,3	-2,3	-6,4	0,12
Grand Sudbury	5,7	-1,7	2,9	0,15
Elliot Lake	3,0	-1,3	-6,6	0,20
Temiskaming Shores	7,5	-0,6	-4,7	0,23
Timmins	5,1	-2,3	-1,6	0,28
Sault Ste. Marie	13,1	-4,9	-5,0	0,08
Thunder Bay	10,0	-5,4	-4,6	0,06
Kenora	8,6	-4,9	-1,5	0,07

Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement (RMR) et les agglomérations de recensement (AR) sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 2**Certaines statistiques relatives aux régions métropolitaines de recensement et aux agglomérations de recensement, 2000 à 2015 (suite)**

	Part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication en 2000	Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, 2000 à 2015	Variation du pourcentage d'hommes travaillant à temps plein toute l'année, 2000 à 2015	Variation du logarithme des salaires hebdomadaires réels moyens des hommes, 2000 à 2015
	pourcentage	points de pourcentage	pourcentage	valeur logarithmique
Manitoba				
Winnipeg	12,2	-4,8	-7,1	0,11
Steinbach	16,0	-2,4	-5,9	0,14
Portage la Prairie	8,5	-0,4	-0,2	0,15
Brandon	9,9	0,6	-5,5	0,21
Thompson	3,1	0,8	-7,5	0,32
Saskatchewan				
Regina	4,9	-0,4	-2,6	0,24
Yorkton	6,7	1,4	-1,5	0,37
Moose Jaw	7,4	-2,2	-0,1	0,35
Swift Current	6,8	-2,7	-2,5	0,37
Saskatoon	7,8	-2,9	-3,1	0,29
North Battleford	6,9	-4,6	-4,5	0,30
Prince Albert	5,7	-4,3	-3,0	0,21
Estevan	3,4	0,7	-9,9	0,33
Alberta				
Medicine Hat	8,5	-4,6	-8,9	0,32
Brooks	15,5	-0,3	-7,4	0,11
Lethbridge	9,3	-2,1	-5,8	0,21
Okotoks	6,5	-1,8	-9,7	0,29
High River	13,2	-1,9	-4,3	0,14
Calgary	8,3	-3,8	-8,0	0,21
Strathmore	11,1	-5,3	-10,8	0,38
Canmore	4,2	-0,9	-8,7	0,26
Red Deer	8,0	-0,9	-8,2	0,26
Sylvan Lake	6,7	-1,7	-12,7	0,36
Lacombe	8,5	-2,1	-8,4	0,39
Camrose	5,9	-0,1	-7,6	0,34
Edmonton	8,0	-2,5	-6,3	0,31
Lloydminster	7,4	-3,7	-9,3	0,29
Cold Lake	1,3	0,7	-17,0	0,47
Grande Prairie	5,9	-1,7	-7,0	0,31
Wood Buffalo	1,8	1,1	-0,2	0,46
Wetaskiwin	7,2	-1,5	-2,4	0,38

Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement (RMR) et les agglomérations de recensement (AR) sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 2**Certaines statistiques relatives aux régions métropolitaines de recensement et aux agglomérations de recensement, 2000 à 2015 (suite)**

	Part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication en 2000	Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, 2000 à 2015	Variation du pourcentage d'hommes travaillant à temps plein toute l'année, 2000 à 2015	Variation du logarithme des salaires hebdomadaires réels moyens des hommes, 2000 à 2015
	pourcentage	points de pourcentage	pourcentage	valeur logarithmique
Colombie-Britannique				
Cranbrook	7,4	-2,9	-5,1	0,27
Penticton	8,9	-2,6	-2,2	0,19
Kelowna	9,5	-4,7	-2,0	0,20
Vernon	10,1	-3,1	-3,1	0,19
Salmon Arm	10,5	-2,4	2,0	0,12
Kamloops	6,3	-1,7	-1,2	0,17
Chilliwack	8,0	-0,7	0,5	0,15
Abbotsford-Mission	11,4	-2,8	-2,8	0,09
Vancouver	8,0	-2,9	-2,7	0,08
Squamish	6,6	-3,8	4,0	0,04
Victoria	3,8	-0,8	-2,4	0,10
Duncan	11,9	-5,2	-1,9	0,11
Nanaimo	6,3	-2,6	-0,3	0,13
Parksville	5,9	-2,3	0,3	0,20
Port Alberni	16,6	-9,6	-6,4	0,03
Courtenay	4,2	-1,6	0,2	0,09
Campbell River	9,4	-5,8	-4,6	0,15
Powell River	13,5	-6,7	-7,0	0,07
Williams Lake	13,6	-4,6	0,5	0,19
Quesnel	18,2	-1,1	-1,7	0,15
Prince Rupert	15,3	-10,4	-0,1	0,12
Terrace	7,5	-3,6	-2,5	0,13
Prince George	10,8	-3,8	-1,9	0,13
Dawson Creek	6,9	-2,6	-4,3	0,27
Fort St. John	3,1	1,4	0,5	0,32

Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement (RMR) et les agglomérations de recensement (AR) sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 3

Incidence de la diminution de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur la situation sur le marché du travail, selon le sexe

	Toutes les provinces (145 RMR et AR)		En excluant les provinces productrices de pétrole (115 RMR et AR)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
estimations paramétriques				
Panel 1 — Données pondérées (variations)				
Taux d'emploi	0,38 *	-0,11	0,46 ***	-0,01
Pourcentage des travailleurs à temps plein toute l'année	0,89 ***	0,29 †	0,91 ***	0,29 †
Semaines travaillées moyennes	26,40 ***	-2,10	26,60 ***	0,40
Logarithme des salaires hebdomadaires réels	2,41 ***	0,92 †	1,66 ***	0,14
Logarithme de la population	1,18 †	1,00	0,39	0,37
Statistique F de premier degré	249,10	249,10	157,20	157,20
Panel 2 — Données non pondérées (variations)				
Taux d'emploi	0,09	-0,29 *	0,32 *	0,01
Pourcentage des travailleurs à temps plein toute l'année	0,54 ***	0,05	0,69 ***	0,18
Semaines travaillées moyennes	17,80 **	-11,90 *	21,70 ***	0,60
Logarithme des salaires hebdomadaires réels	3,25 ***	1,75 ***	1,75 ***	0,29
Logarithme de la population	2,63 ***	2,27 **	0,81	0,60
Statistique F de premier degré	194,90	194,90	171,20	171,20

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,05)

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

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,10)

Notes : Chaque nombre représente l'estimation paramétrique de β_1 , soit l'effet d'une variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur la situation sur le marché du travail. Les modèles sont estimés en utilisant les moindres carrés ordinaires en deux étapes. Les variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication d'une région donnée, de 2000 à 2015, sont calculées en utilisant la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans cette région en 2000. Les variables de contrôle comprennent la part de la population âgée de 21 à 55 ans qui était immigrante en 2001, la part de la population âgée de 21 à 55 ans qui était titulaire d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur en 2001, le taux d'activité des femmes de 21 à 55 ans en 2001, les variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans une région donnée, de 1985 à 2000, les variations de la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la construction, de 2000 à 2015, et les variations de la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de l'extraction de pétrole et de gaz, ainsi que les activités de soutien à l'extraction minière et de pétrole et de gaz, de 2000 à 2015. Le panel 1 montre des résultats pondérés en fonction de la population âgée de 21 à 55 ans dans une région donnée en 2001. Le panel 2 montre des résultats non pondérés, selon lesquels un poids égal est attribué à chaque région. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement (RMR) et les agglomérations de recensement (AR) sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 4

Incidence de la diminution de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur la situation sur le marché du travail des hommes, selon le groupe d'âge et le niveau de scolarité

	Niveau de scolarité							
	Toutes les provinces				En excluant les provinces productrices de pétrole			
	Tous les niveaux de scolarité	Études secondaires ou moins	Études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat	Baccalauréat ou grade supérieur	Tous les niveaux de scolarité	Études secondaires ou moins	Études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat	Baccalauréat at ou grade supérieur
estimations paramétriques								
Variations des taux d'emploi								
21 à 55 ans	0,38 *	0,36	0,32 *	0,23 †	0,46 ***	0,40 *	0,42 ***	0,30 *
21 à 35 ans	0,55 **	0,38	0,65 **	0,50 *	0,63 ***	0,40 †	0,80 ***	0,55 *
36 à 55 ans	0,29 †	0,36	0,13	0,10	0,38 **	0,41 *	0,21 †	0,18
Variations du pourcentage de la population travaillant à temps plein toute l'année								
21 à 55 ans	0,89 ***	0,95 ***	0,69 ***	0,65 ***	0,91 ***	0,91 ***	0,87 ***	0,70 ***
21 à 35 ans	1,27 ***	1,20 ***	1,35 ***	1,18 ***	1,21 ***	1,10 ***	1,45 ***	1,14 ***
36 à 55 ans	0,74 ***	0,87 ***	0,43 *	0,53 **	0,82 ***	0,89 ***	0,66 ***	0,58 **
Variations des semaines travaillées moyennes								
21 à 55 ans	26,4 ***	28,5 **	19,0 **	14,1 **	26,6 ***	25,2 **	24,6 ***	16,4 **
21 à 35 ans	39,0 ***	36,7 **	39,4 ***	29,6 **	37,0 ***	31,2 *	46,0 ***	26,7 *
36 à 55 ans	20,1 **	24,6 *	9,3	9,6 †	21,9 ***	23,0 *	14,5 *	13,1 *
Variations du logarithme des salaires hebdomadaires réels								
21 à 55 ans	2,41 ***	2,65 ***	2,53 ***	1,32 ***	1,66 ***	1,81 ***	1,82 ***	1,07 **
21 à 35 ans	2,94 ***	3,22 ***	3,15 ***	1,38 **	2,03 ***	2,20 ***	2,27 ***	0,97 *
36 à 55 ans	2,14 ***	2,35 ***	2,21 ***	1,21 **	1,46 ***	1,58 ***	1,56 ***	0,98 *
Variations du logarithme de la population								
21 à 55 ans	1,18 †	0,97	1,87 †	2,06 †	0,39	0,12	1,08	1,04
21 à 35 ans	2,34 ***	1,82 *	3,58 ***	4,22 ***	1,38 **	0,86	2,40 *	2,71 ***
36 à 55 ans	0,34	0,22	0,64	0,68	-0,35	-0,57	0,08	-0,08
Statistique F de premier degré	249,1	249,1	249,1	249,1	157,2	157,2	157,2	157,2

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)

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

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,10$)

Notes : Chaque nombre représente l'estimation paramétrique de β_1 , soit l'effet d'une variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur la situation sur le marché du travail. Les modèles sont estimés en utilisant les moindres carrés ordinaires en deux étapes. Les variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication d'une région donnée, de 2000 à 2015, sont calculées en utilisant la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans cette région en 2000. Les variables de contrôle comprennent la part de la population âgée de 21 à 55 ans qui était immigrante en 2001, la part de la population âgée de 21 à 55 ans qui était titulaire d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur en 2001, le taux d'activité des femmes de 21 à 55 ans en 2001, les variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans une région donnée, de 1985 à 2000, les variations de la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la construction, de 2000 à 2015, et les variations de la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de l'extraction de pétrole et de gaz, ainsi que les activités de soutien à l'extraction minière et de pétrole et de gaz, de 2000 à 2015. Les résultats sont pondérés selon la population âgée de 21 à 55 ans dans une région donnée en 2001. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 5

Incidence de la diminution de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur la situation sur le marché du travail des femmes, selon le groupe d'âge et le niveau de scolarité

	Niveau de scolarité							
	Toutes les provinces				En excluant les provinces productrices de pétrole			
	Tous les niveaux de scolarité	Études secondaires ou moins	Études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat	Baccalauréat ou grade supérieur	Tous les niveaux de scolarité	Études secondaires ou moins	Études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat	Baccalauréat ou grade supérieur
	estimations paramétriques							
Variations des taux d'emploi								
21 à 55 ans	-0,11	-0,10	-0,17	-0,03	-0,01	-0,11	0,04	0,16
21 à 35 ans	0,12	0,00	0,04	0,06	0,16	-0,15	0,32 †	0,24
36 à 55 ans	-0,25	-0,17	-0,31 †	-0,05	-0,12	-0,09	-0,16	0,12
Variations du pourcentage de la population travaillant à temps plein toute l'année								
21 à 55 ans	0,29 †	0,24	0,40 *	0,24	0,29 †	0,17	0,44 *	0,29
21 à 35 ans	0,67 ***	0,52 *	0,85 ***	0,53 *	0,57 **	0,35	0,80 **	0,57 *
36 à 55 ans	0,08	0,13	0,15	0,16	0,13	0,13	0,23	0,17
travaillées moyennes								
21 à 55 ans	-2,10	-2,70	1,59	0,95	0,40	-4,50	8,20	8,50
21 à 35 ans	14,10 †	4,30	21,30 **	15,90 †	13,10 †	-5,00	29,30 ***	24,80 **
36 à 55 ans	-11,80	-6,40	-10,70	-6,10	-7,30	-3,20	-5,80	-1,90
Variations du logarithme des salaires hebdomadaires réels								
21 à 55 ans	0,92 †	0,97	0,83 †	0,73 *	0,14	0,06	0,05	0,29
21 à 35 ans	1,30 *	1,48 *	1,05 *	1,23 **	0,61 *	0,75	0,25	0,70 †
36 à 55 ans	0,70	0,77	0,67	0,38	-0,13	-0,24	-0,09	0,00
Variations du logarithme de la population								
21 à 55 ans	1,00	0,62	0,16	1,65 *	0,37	-0,23	-0,49	0,95 †
21 à 35 ans	1,41 *	0,50	1,44	3,52 ***	0,58	-0,35	0,32	2,44 ***
36 à 55 ans	0,67	0,43	-0,78	0,06	0,20	-0,37	-1,12 †	-0,33
Statistique F de premier degré	249,10	249,10	249,10	249,10	157,20	157,20	157,20	157,20

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,05)

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

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,10)

Notes : Chaque nombre représente l'estimation paramétrique de β_1 , soit l'effet d'une variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur la situation sur le marché du travail. Les modèles sont estimés en utilisant les moindres carrés ordinaires en deux étapes. Les variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication d'une région donnée, de 2000 à 2015, sont calculées en utilisant la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans cette région en 2000. Les variables de contrôle comprennent la part de la population âgée de 21 à 55 ans qui était immigrante en 2001, la part de la population âgée de 21 à 55 ans qui était titulaire d'un baccalauréat ou d'un grade supérieur en 2001, le taux d'activité des femmes de 21 à 55 ans en 2001, les variations de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication dans une région donnée, de 1985 à 2000, les variations de la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la construction, de 2000 à 2015, et les variations de la part de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de l'extraction de pétrole et de gaz, ainsi que les activités de soutien à l'extraction minière et de pétrole et de gaz, de 2000 à 2015. Les résultats sont pondérés selon la population âgée de 21 à 55 ans dans une région donnée en 2001. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 6

Incidence de la diminution de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication sur les salaires hebdomadaires des hommes, selon le groupe d'âge et le niveau de scolarité

	Niveau de scolarité							
	Toutes les provinces				En excluant les provinces productrices de pétrole			
	Tous les niveaux de scolarité	Études secondaires ou moins	Études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat	Baccalauréat ou grade supérieur	Tous les niveaux de scolarité	Études secondaires ou moins	Études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat	Baccalauréat ou grade supérieur
estimations paramétriques								
Variations du logarithme des salaires hebdomadaires réels :								
Modèle 1								
21 à 55 ans	2,41 ***	2,65 ***	2,53 ***	1,32 ***	1,66 ***	1,81 ***	1,82 ***	1,07 **
21 à 35 ans	2,94 ***	3,22 ***	3,15 ***	1,38 **	2,03 ***	2,20 ***	2,27 ***	0,97 *
36 à 55 ans	2,14 ***	2,35 ***	2,21 ***	1,21 **	1,46 ***	1,58 ***	1,56 ***	0,98 *
Statistique F de premier degré	249,10	249,10	249,10	249,10	157,20	157,20	157,20	157,20
Variations du logarithme des salaires hebdomadaires réels :								
Modèle 2								
21 à 55 ans	2,11 ***	2,29 ***	2,24 ***	1,20 **	1,37 ***	1,46 ***	1,53 ***	0,96 *
21 à 35 ans	2,52 ***	2,71 ***	2,88 ***	1,00 †	1,62 ***	1,74 ***	1,97 ***	0,59
36 à 55 ans	1,92 ***	2,07 ***	1,92 ***	1,22 **	1,23 ***	1,30 ***	1,26 ***	1,00 *
Statistique F de premier degré	149,50	149,50	149,50	149,50	122,70	122,70	122,70	122,70

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,05)

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

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,001)

† valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p < 0,10)

Notes : Le modèle 1 comprend les variables de contrôle définies dans les tableaux 3 à 5. Le modèle 2 ajoute au modèle 1 des variations du logarithme des prix des logements dans une région donnée, de 2001 à 2016. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 7**Estimations fondées sur des données par panels, par rapport aux données non fondées sur des panels**

	Toutes les provinces	En excluant les provinces productrices de pétrole
	estimations paramétriques	
Données non fondées sur des panels		
Variations du logarithme des salaires hebdomadaires réels, hommes de 21 à 35 ans		
Modèle 1	2,94 ***	2,03 ***
Modèle 2	2,52 ***	1,62 ***
Variations du logarithme des salaires annuels réels, hommes de 21 à 35 ans		
Modèle 1	3,21 ***	2,43 ***
Modèle 2	2,77 ***	2,03 ***
Données par panels		
Variations du logarithme des salaires annuels réels, hommes de 21 à 35 ans en 2000		
Modèle 1	2,85 ***	2,14 ***
Modèle 2	2,20 ***	1,56 ***

*** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,001$)

Notes : Le modèle 1 comprend les variables de contrôle définies dans les tableaux 3 à 5. Le modèle 2 ajoute au modèle 1 des variations du logarithme des prix des logements dans une région donnée, de 2001 à 2016. La statistique F de premier degré est égale à 122,6 ou plus. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Sources : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016, et Base de données canadienne sur la dynamique employeurs-employés.

Tableau 8**Variations réelles et prédites de certains indicateurs du marché du travail, certaines régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement**

	Variation du pourcentage des hommes travaillant à temps plein toute l'année		Variation du logarithme des salaires hebdomadaires des hommes	
	Réelle	Prédite	Réelle	Prédite
	points de pourcentage		points logarithmiques	
Québec				
Saguenay	-2,3	-3,2	0,04	-0,06
Québec	-0,7	-1,2	0,06	-0,02
Saint-Georges	-3,5	-4,8	0,06	-0,09
Sherbrooke	-6,0	-6,1	0,04	-0,11
Trois-Rivières	-2,9	-3,3	0,02	-0,06
Granby	-9,0	-9,1	0,06	-0,17
Saint-Hyacinthe	-7,8	-4,2	0,05	-0,08
Joliette	-9,3	-2,9	0,02	-0,05
Saint-Jean-sur-Richelieu	-4,0	-5,4	0,08	-0,10
Montréal	-6,8	-5,6	0,01	-0,10
Ontario				
Ottawa–Gatineau	-6,2	-4,1	0,00	-0,08
Oshawa	-11,1	-8,9	0,00	-0,16
Toronto	-8,8	-6,2	0,00	-0,11
Hamilton	-7,7	-6,7	0,01	-0,12
St. Catharines–Niagara	-9,5	-7,6	-0,02	-0,14
Kitchener–Cambridge–Waterloo	-9,9	-9,0	0,01	-0,16
Guelph	-6,6	-6,3	0,00	-0,11
London	-8,5	-4,8	-0,01	-0,09
Windsor	-12,7	-8,4	-0,14	-0,15
Samia	-10,4	-4,9	0,12	-0,09

Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 9**Variations réelles et prédites des taux d'emploi à temps plein toute l'année et des salaires des hommes du fait du déclin du secteur de la fabrication, selon le niveau de scolarité**

	Variation du pourcentage des hommes travaillant à temps plein toute l'année		Variation du logarithme des salaires hebdomadaires des hommes	
	Réelle	Prédite	Réelle	Prédite
	points de pourcentage		points logarithmiques	
Tous les niveaux de scolarité	-5,90	-4,60	0,07	-0,13
Études secondaires ou moins	-9,50	-4,90	0,07	-0,14
Études postsecondaires de niveau inférieur au baccalauréat	-5,90	-3,50	0,08	-0,13
Baccalauréat ou grade supérieur	-3,40	-3,30	0,04	-0,07

Notes : Les variations prédites sont calculées en multipliant les estimations paramétriques propres au groupe du tableau 4 par la variation réelle de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication pour les personnes de 21 à 55 ans. L'échantillon comprend les hommes de 21 à 55 ans vivant dans les 145 régions métropolitaines de recensement et agglomérations de recensement des 10 provinces canadiennes. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Annexe

Tableau 1 de l'annexe
Statistiques descriptives relatives aux variables clés

	Hommes				Femmes			
	Moyenne	Centile			Moyenne	Centile		
		50 ^e	10 ^e	90 ^e		50 ^e	10 ^e	90 ^e
RMR et AR de toutes les provinces (145 RMR et AR)								
Données pondérées								
Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication (points de	-5,0	-5,5	-7,3	-1,3	-5,0	-5,5	-7,3	-1,3
Variation du taux d'emploi (points de pourcentage)	-1,6	-1,9	-5,1	2,4	1,9	1,9	-1,3	6,2
Variation du taux d'emploi à temps plein toute l'année (points de pourcentage)	-6,0	-6,8	-8,8	-1,5	0,1	-0,3	-4,3	6,9
Variation des semaines travaillées moyennes (nombre)	-1,8	-1,7	-3,1	-0,3	-0,1	-0,3	-1,9	2,7
Variation du logarithme corrigé des salaires hebdomadaires réels moyens	0,07	0,01	0,00	0,21	0,07	0,04	0,01	0,23
Variation du logarithme de la population	0,09	0,08	-0,07	0,25	0,09	0,09	-0,06	0,22
Données non pondérées								
Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication (points de	-4,2	-3,7	-9,3	-0,4	-4,2	-3,7	-9,3	-0,4
Variation du taux d'emploi (points de pourcentage)	-1,4	-1,3	-6,4	3,7	3,6	2,8	-1,4	11,0
Variation du taux d'emploi à temps plein toute l'année (points de pourcentage)	-4,3	-4,3	-9,5	0,5	3,9	3,1	-1,1	11,1
Variation des semaines travaillées moyennes (nombre)	-1,3	-1,4	-3,4	0,8	1,2	0,5	-1,6	5,2
Variation du logarithme corrigé des salaires hebdomadaires réels moyens	0,13	0,10	0,00	0,32	0,11	0,08	0,02	0,25
Variation du logarithme de la population	0,00	-0,03	-0,23	0,25	0,00	-0,03	-0,23	0,24
RMR et AR des provinces non productrices de pétrole (115 RMR et AR)								
Données pondérées								
Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication (points de	-5,4	-6,1	-7,3	-1,7	-5,4	-6,1	-7,3	-1,7
Variation du taux d'emploi (points de pourcentage)	-1,3	-1,9	-4,1	2,4	2,4	2,3	-0,9	6,3
Variation du taux d'emploi à temps plein toute l'année (points de pourcentage)	-6,1	-6,8	-8,8	-1,2	0,2	-0,2	-4,3	7,1
Variation des semaines travaillées moyennes (nombre)	-1,8	-1,7	-3,4	-0,3	0,1	-0,2	-1,9	2,9
Variation du logarithme corrigé des salaires hebdomadaires réels moyens	0,04	0,01	0,00	0,11	0,05	0,04	0,01	0,09
Variation du logarithme de la population	0,06	0,07	-0,07	0,16	0,06	0,06	-0,08	0,17
Données non pondérées								
Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication (points de	-4,7	-4,6	-9,8	-0,8	-4,7	-4,6	-9,8	-0,8
Variation du taux d'emploi (points de pourcentage)	-0,7	-0,8	-4,6	3,7	4,4	3,7	-0,8	11,3
Variation du taux d'emploi à temps plein toute l'année (points de pourcentage)	-4,0	-4,0	-9,3	0,5	4,5	3,5	-1,0	11,8
Variation des semaines travaillées moyennes (nombre)	-1,3	-1,3	-3,4	0,8	1,6	1,2	-1,3	5,2
Variation du logarithme corrigé des salaires hebdomadaires réels moyens	0,09	0,08	-0,01	0,20	0,07	0,07	0,01	0,14
Variation du logarithme de la population	-0,06	-0,06	-0,25	0,15	-0,06	-0,06	-0,26	0,14

Note : Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement (RMR) et les agglomérations de recensement (AR) sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Tableau 2 de l'annexe
Certaines statistiques relatives aux régions métropolitaines de recensement et aux agglomérations de recensement, selon la province

Provinces	Part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication en 2000	Variation de la part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication, 2000 à 2015	Variation du pourcentage d'hommes travaillant à temps plein toute l'année, 2000 à 2015	Variation du logarithme des salaires hebdomadaires réels moyens des hommes, 2000 à 2015
	pourcentage	points de pourcentage		valeurs logarithmiques
Terre-Neuve-et-Labrador	4,9	-1,3	3,0	0,32
Île-du-Prince-Édouard	7,3	-1,1	-2,0	0,06
Nouvelle-Écosse	6,4	-1,8	-2,0	0,11
Nouveau-Brunswick	8,0	-2,9	-0,2	0,08
Québec	13,9	-5,2	-5,3	0,03
Ontario	14,8	-6,9	-8,2	0,01
Manitoba	11,9	-4,2	-6,9	0,12
Saskatchewan	6,4	-1,9	-2,9	0,27
Alberta	8,0	-3,0	-7,0	0,28
Colombie-Britannique	8,0	-2,8	-2,3	0,10

Notes : La part de la population occupant un emploi dans le secteur de la fabrication fait référence au pourcentage de la population âgée de 21 à 55 ans occupant un emploi dans le secteur de la fabrication. Les limites utilisées pour définir les régions métropolitaines de recensement et les agglomérations de recensement sont celles de 2011.

Source : Statistique Canada, Recensement de la population, 2001 et 2016.

Bibliographie

Beaudry, P., D.A. Green et B. Sand. 2012. « Does industrial composition matter for wages? A test of search and bargaining theory ». *Econometrica* 80 (3) : 1063 à 1104.

Charles, K., E. Hurst et M. Notowidigdo. 2016. « The masking of the decline in manufacturing employment by the housing bubble ». *Journal of Economic Perspectives* 30 (2) : 179 à 200.

Charles, K., E. Hurst et M. Notowidigdo. 2019. « Housing booms, manufacturing decline and labour market outcomes ». *The Economic Journal* 129 (617) : 209 à 248.

Charles, K., E. Hurst et M. Schwartz. 2018. *The Transformation of Manufacturing and the Decline in U.S. Employment*. NBER Working Papers Series, n° 24468. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Fort, T.C., J.R. Pierce et P.K. Schott. 2018. « New perspectives on the decline of US manufacturing employment ». *Journal of Economic Perspectives* 32 (2) : 47 à 72.

Gould, E.D. 2019. « Explaining the unexplained: Residual wage inequality, manufacturing decline and low-skilled immigration ». *The Economic Journal* 129 (619) : 1281 à 1326.

Green, D.A., R. Morissette, B. Sand et I. Snoddy. 2019. « Economy-wide spillovers from booms: Long distance commuting and the spread of wage effects ». *Journal of Labor Economics*. À paraître.

Jaeger, D.A., J. Ruist et J. Stuhler. 2018. *Shift-share Instruments and the Impact of Immigration*. Discussion Paper Series, n° 11307. Bonn, Allemagne : IZA Institute of Labor Economics.

Mowat Centre. 2014. « How Ontario lost 300,000 manufacturing jobs (and why most aren't coming back) ». *Mowat Centre: Ontario's Voice on Public Policy*. 29 juillet. Accessible au lien suivant : <https://munkschool.utoronto.ca/mowatcentre.ca/how-ontario-lost-300000-manufacturing-jobs/> (consulté le 16 septembre 2019).

Stock, J.H., et M.W. Watson. 2011. *Introduction to Econometrics*. Troisième édition. Pearson.