UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

PÉNURIE DE MAIN-D'ŒUVRE DANS LE MARCHÉ CANADIEN

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ECONOMIQUE

PAR

KANLI CICERON VIGNON

NOVEMBRE 2020

REMERCIEMENTS

Avant d'aller plus loin, je me dois de remercier la Chaire de recherche sur les enjeux économiques intergénérationnels et le Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC) pour leur soutien financier dans cette recherche. Je tiens également à remercier chaleureusement ma directrice Raquel Fonseca pour sa patience, son aide et ses conseils qui m'ont guidé tout au long de cette aventure.

J'en profite aussi pour remercier Martine Boisselle-Lessard et Julie Hudon pour leur aide concernant le respect des règles administratives tout au long de la maîtrise.

Je me sens aussi redevable envers ma famille, mes parents sans oublier mon feu père. Ce sont parfois de petits gestes, mais leur aide et leur écoute m'ont rendu la vie plus facile et ils ont certainement contribué à ma réussite académique.

À vous tous, je suis éternellement reconnaissante.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v
LISTE DES TABLEAUX vii
RÉSUMÉ ix
INTRODUCTION 1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE 5
CHAPITRE II BASE DE DONNÉES 11
2.1 L'échantillon de l'EPA 11
2.1.1 Description de l'échantillon 12
2.1.2 Les variables utilisées 15
2.2 Les données sur les emplois vacants 17
2.3 Données agrégées 19
CHAPITRE III STATISTIQUES DESCRIPTIVES 20
3.1 Certains faits stylisés 20
3.2 Évolution de l'emploi 23
3.3 Évolution du chômage 27
3.4 Évolution des emplois vacants 29
3.5 Évolution de la croissance et la courbe de Beveridge 30
3.6 D'autres variables intéressantes 34
CHAPITRE IV MÉTHODOLOGIE 37
4.1 Le modèle théorique d'appariement 37
4.2 Justification du modèle empirique 39

4.3 Le modèle empirique 40
4.3.1 Le modèle PVAR 40
4.3.2 Les modèles empiriques analysés 45
4.4 La validation du modèle empirique 49
4.4.1 Stationnarité et sélection du nombre de retards 49
4.4.2 Les fonctions de réponses 50
CHAPITRE V ANALYSE DES RÉSULTATS 53
5.1 Stationnarité et sélection du nombre de retards 54
5.2 Fonctions de réponses du taux d'emploi vacant 57
5.3 Dynamique entre la courbe de Beveridge et le salaire réel 61
5.4 Fonctions de réponses de la tension du marché 62
5.5 La robustesse 65
5.6 Discussion 66
CONCLUSION 72
ANNEXE A STATISTIQUES DESCRIPTIVES COMPLÉMENTAIRES . 74
ANNEXE B LE MODÈLE THÉORIQUE D'APPARIEMENT 84
ANNEXE C RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES 91
BIBLIOGRAPHIE 97

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
3.1	Évolution du taux de croissance du PIB	23
3.2	Évolution du taux d'emploi	25
3.3	Croissance du taux d'emploi par catégorie	25
3.4	Évolution du taux d'activité	26
3.5	Évolution du taux de chômage	27
3.6	Évolution de la durée du chômage	28
3.7	Évolution du taux d'emplois vacants	30
3.8	Courbes de Beveridge annuelles par région	32
3.9	Évolution de la tension du marché	33
3.10	Évolution du rapport de dépendance	35
3.11	Nombres d'immigrants et niveau d'éducation	36
5.1	Stabilité des modèles empiriques	56
5.2	Fonctions de réponses du taux d'emploi vacant	58
5.3	Fonctions de réponses-Modèle 2	62
5.4	Fonctions de réponses de la tension du marché	63
5.5	Fonctions de réponses du taux de chômage	67
A.1	Évolution des emplois vacants selon l'industrie	76
A.2	Courbes de Beveridge trimestrielles par région	77

B.1 Équilibre salaire et tension du marché 89

B.2 Équilibre emploi vacant et chômage 89

C.1 Stabilité des modèles empiriques 94

C.2 Fonctions de réponses avec changement dans l'odre des variables . . . 95

C.3 Fonctions de réponses, analyse au niveau des régions 96

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

2.1 Liste des industries 16

3.1 Faits stylisés 21

3.2 Entreprises en manque d'employés 31

3.3 Matrice de corrélations pour la période 2011-2018 33

5.1 Test de stationnarité 55

5.2 Sélection du nombre de retard 57

5.3 Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 1 . . 60

5.4 Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 2 . . 62

5.5 Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 3 . . 64

5.6 Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 4 . . 68

A.1 Liste des régions 74

A.2 Liste et définitions des variables 75

A.3 Statistiques descriptives par régions 78

A.4 Statistiques descriptives par industries 81

C.1 Sélection du nombre de retard 92

C.2 Stabilité des modèles 93

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ADF Augmented Dickey-Fuller

CES Current employment statistics

EPA Enquête sur la population active

EPVS Enquête sur les postes vacants et salaires

GMM General method of moment

MAC Migration advisory committee

OCDE Organisation de coopération et de développement économiques

PVAR Panel vector autoregression

SPV Statistiques sur les postes vacants

RÉSUMÉ

L'objectif de ce travail est d'analyser empiriquement les facteurs qui influencent la pénurie de main-d'oeuvre au Canada ces dernières années. La variable dépendante est le taux d'emploi vacant et les variables explicatives sont : la participation des personnes âgées sur le marché du travail, les salaires réels, le taux de syndicalisation, les heures supplémentaires et la proportion d'employés transitant de l'emploi vers le chômage. Nous utilisons la méthode d'estimation du Panel vector autoregression (PVAR) développée par Love et Zicchino (2006) pour un ensemble de onze industries et dix régions pour la période 2001-2019. Nos résultats montrent que la tension du marché, un indicateur pour la pénurie de main-d'oeuvre, est réduite par le taux de salaire horaire, le taux de syndicalisation et le taux de séparation. Nos résultats prévoient que les secteurs à hauts salaires recevront plus de candidatures pour combler les emplois vacants et que les salaires sur le marché du travail se comporteront comme des compléments stratégiques. Également, nos résultats montrent que la proportion de personnes âgées sur le marché de l'emploi explique une grande partie de la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant et pourrait contribuer à la hausse des salaires réels. Enfin, les heures supplémentaires ont un impact significatif sur la réduction du taux d'emploi vacant à court terme et le taux de syndicalisation a pour conséquence le renforcement de la durée passée en emploi et vice-versa.

Mots clés : Pénurie de main-d'oeuvre, emploi vacant, chômage, vieillissement, PVAR.

INTRODUCTION

Le marché du travail canadien traverse une phase de reprise cyclique jusqu'en fin 2019. Cela est sans doute le résultat d'une transformation structurelle du fait de la mondialisation, des changements démographiques, des différents progrès aussi bien technologiques que numériques et des changements dans les institutions du marché du travail. Par ailleurs, ces divers changements s'accompagnent d'une hausse de la pénurie de main-d'oeuvre [1]. La pénurie de main-d'oeuvre n'est pas sans conséquence pour le marché de l'emploi. Elle peut engendrer une hausse du taux d'inflation (Pérez Trujillo *et al.*, 2018; Sell *et al.*, 2016; Sell et Reinisch, 2013), une augmentation des coûts au niveau des individus, au niveau des employés (Oreopoulos *et al.*, 2012), des entreprises, entre autres une productivité plus faible et les coûts d'embauche et de formation associés à l'augmentation du roulement de l'emploi (Foley *et al.*, 1993; Haskel et Martin, 2001) et des coûts globaux qui comprennent les pertes d'efficacité en matière de productivité moyenne inférieure et une l'allocation sous-optimale des ressources (Healy *et al.*, 2015).

---

1. Notons qu'il existe une nuance entre la pénurie et la rareté de la main-d'œuvre. Chacun de ces termes engendre des politiques qui peuvent être différentes. En effet, dans la littérature, la pénurie fait souvent référence à une situation dans laquelle la demande de travail excède l'offre de travail. La rareté fait référence à une période où les employeurs ont de la difficulté à recruter et où les travailleurs correspondant aux postes sont moins nombreux. Les mesures de ces deux concepts sont souvent vagues et ambiguës, tendant à obscurcir les questions en discussion. Pour le cadre de cette étude, nous attribuerons simplement un sens large au concept de pénurie de main-d'oeuvre en utilisant le taux d'emploi vacant comme proxy.

Ce travail tente donc d'identifier les principales sources de la hausse de la pénurie de main-d'oeuvre au Canada au cours des dernières années en utilisant les techniques d'estimation du PVAR (Panel vector autoregression) développée par Love et Zicchino (2006). En premier lieu, des informations sur l'ensemble de données, le modèle empirique estimé et la méthodologie utilisée dans l'étude ont été fournies, puis les fonctions de réponses et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision ont été présentées en effectuant les tests requis pour l'utilisation du PVAR. L'ensemble des données de cette étude couvre la période annuelle de 1970-2019 pour les statistiques descriptives de l'évolution du marché de l'emploi. Pour l'estimation des modèles empiriques, nous avons utilisé les données annuelles de 2011-2018 pour l'analyse au niveau des régions et les données trimestrielles de 2015-2019 pour l'analyse au niveau des industries. Les variables utilisées proviennent de différentes sources de Statistique Canada : l'Enquête sur les emplois vacants (EPA), l'Enquête sur les emplois vacants et les salaires (EPVS), la statistique sur les postes vacants (SPV) et aussi du Labor Force Statistics (LFS) et la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE). Les variables utilisées dans cette étude sont : le taux d'emploi vacant, le taux de chômage, les salaires réels, la proportion de personnes âgées sur le marché de l'emploi, la durée d'un emploi, le taux de syndicalisation, le flux de l'emploi vers le chômage et les heures supplémentaires.

Par ailleurs, il est important de considérer plusieurs indicateurs mesurant les conditions du marché du travail pour déterminer s'il existe des situations de pénurie de main-d'oeuvre (Migration advisory committee (MAC), 2017). Nous avons fait une deuxième analyse en remplaçant cette fois-ci le taux d'emploi vacant par le taux de chômage. L'objectif était donc de relever les effets simultanés possibles de nos variables explicatives sur le taux d'emploi vacant d'une part et sur le taux de chô-

mage d'autre part. Nos analyses sont faites à deux niveaux d'échelle : au niveau des industries et au niveau des régions.

Trois grands résultats ressortent de nos analyses. Premièrement, une augmentation du salaire réel réduit le taux d'emploi vacant. Ce résultat est semblable à celui de Haskel et Martin (2001) qui a trouvé le même résultat pour le Royaume-Uni. Néanmoins, un salaire plus élevé peut dans certaines circonstances augmenter les coûts de production des entreprises (Pérez Trujillo *et al.*, 2018; Sell *et al.*, 2016; Sell et Reinisch, 2013). Il serait donc aussi bénéfique d'opter pour une variété de mécanismes non salariaux.

Deuxièmement, nos données montrent que la proportion de personnes âgées sur le marché de l'emploi explique une grande partie de la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant et contribue également à la hausse des salaires réels sur le marché de l'emploi. Des recherches antérieures confortent ce résultat (Cocolakis-Wormstall, 2018; Choi et Shin, 2015; Saba et Guérin, 2004; Newton *et al.*, 1981; Budd *et al.*, 1988; Denton et Spencer, 1978).

Troisièmement, les heures supplémentaires ont un impact significatif sur la réduction des emplois vacants à court terme et l'institutionnalisation du marché du travail a pour conséquence le renforcement de la durée passée en emploi et vice-versa. Ce résultat est en accord avec les résultats de Fang (2009) et Cocolakis-Wormstall (2018) qui démontrent que les entreprises mettent en place des solutions de courts termes afin de faire face à la pénurie de main-d'oeuvre au Canada.

Le travail suivant se décompose ainsi : le premier chapitre aborde la revue de la littérature sur la pénurie de main-d'oeuvre, le deuxième chapitre décrit les données utilisées, le troisième chapitre présente les statistiques descriptives, le quatrième chapitre

décrit la méthodologie utilisée pour les estimations empiriques et enfin le cinquième chapitre présente les résultats obtenus et leurs analyses.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'utilisation de modèles économétriques pour expliquer la pénurie de la main-d'oeuvre au Canada est rare dans la littérature économique. Le présent chapitre dresse un portrait des recherches qui ont tenté d'aborder cette question aussi bien dans l'économie canadienne que dans l'économie mondiale.

Avant la crise du COVID19, le marché du travail du Canada traversait une augmentation de la rareté de la main-d'oeuvre. Par exemple au troisième trimestre en 2019, le nombre d'emplois non pourvus au Canada dans tous les secteurs était de 526 910 emplois (soit un taux de 3,3%) et au troisième trimestre en 2015 on comptait 407 865 emplois non pourvus (soit un taux de 2,6%). On note ainsi un taux de croissance moyen estimé à 29,2% entre ces deux années [1]. La rareté de la main-d'oeuvre dans certains secteurs spécifiquement peut nuire à la productivité du travail et entraver la capacité d'innover et d'adopter des développements technologiques (Allen et Van der Velden, 2001; Foley *et al.*, 1993; Haskel et Martin, 2001). La notion de pénurie de main-d'œuvre est intuitive, mais difficile à traiter et à mesurer lorsque l'on veut

1. Statistique Canada. Tableau 14-10-0325-01 Postes vacants, employés salariés, taux de postes vacants et moyenne du salaire offert selon les provinces et territoires, données trimestrielles non désaisonnalisées

l'analyser. Par exemple, Shah et Burke (2003) soulignent trois critères pour nuancer les concepts de pénurie de compétences, de déficits de compétences et de difficultés de recrutement. Le premier critère est qu'une pénurie survient lorsque la demande de travailleurs pour une profession particulière est supérieure à l'offre de travailleurs qualifiés, disponibles et désireux de travailler dans les conditions existantes du marché. Le deuxième critère est qu'un écart de compétences se réfère à une situation où les employeurs embauchent des travailleurs qu'ils considèrent sous-qualifiés ou leur main-d'œuvre actuelle est sous-qualifiée par rapport au niveau souhaité. Le troisième critère souligne que les difficultés de recrutement se réfèrent à la situation dans laquelle les employeurs ne peuvent pas pourvoir les postes vacants malgré une offre suffisante de travailleurs. Par ailleurs Boswell *et al.* (2004) distinguent deux types de pénurie : la pénurie globale de main-d'œuvre et les pénuries dues à l'inadéquation du marché du travail. D'une part une pénurie de main-d'œuvre globale se produit lorsqu'il y a plein emploi (ou presque) et une difficulté générale à trouver des travailleurs pour pourvoir les postes vacants. D'autre part, l'inadéquation sur le marché du travail est caractérisée par l'inadéquation qualitative. Autrement dit, les qualifications des travailleurs et les qualifications nécessaires pour pourvoir les emplois vacants ne sont pas adaptées.

Au sujet du lien entre les changements démographiques et la pénurie de main-d'oeuvre, les auteurs attribuent la pénurie de main-d'oeuvre au vieillissement de la population. Par exemple, Cocolakis-Wormstall (2018); Choi et Shin (2015); Newton *et al.* (1981); Budd *et al.* (1988), Denton et Spencer (1978) montrent qu'avec le vieillissement de la population associé au fait que la génération des baby-boomers atteint l'âge de la retraite, la proportion de la population en âge de travailler de 15 à 64 ans est considérablement en diminution. Cette baisse de la proportion de

la population en âge de travailler entraîne une diminution de la croissance de l'offre de main-d'œuvre. Ainsi, la pénurie de main-d'oeuvre observée actuellement est en partie accentuée par le vieillissement de la population et le départ à la retraite du bon nombre d'entre eux. Selon le rapport de Martel (2019), l'année 2021 sera pour le Canada, l'année où les derniers nés du baby-boom atteindront l'âge de 55 ans et 23% de la population active pourrait être âgée de plus de 55 ans. On s'attend donc à une augmentation importante des emplois vacants à combler dans les prochaines années. Saba et Guérin (2004) montrent que face au vieillissement de leurs effectifs, certaines entreprises font recours à des stratégies pour maintenir en emploi leurs employés en âge avancé.

Du côté de l'augmentation du salaire, les avis ne sont pas tranchés. L'augmentation des salaires peut réduire la pénurie de la main-d'oeuvre et aussi entraîner une hausse de l'inflation. Miner (2014) soutient que l'augmentation des taux de participation des personnes actuellement sous-représentées sur le marché du travail passe par l'augmentation des revenus des employés. Également, Haskel et Martin (2001) font une estimation à l'aide des données provenant d'enquêtes pour les années 1990 et 1991 au Royaume-Uni et trouvent une relation négative systématique entre l'augmentation des salaires et les pénuries de compétences de même que les difficultés d'embauche. Ils mentionnent également que le coefficient estimé sur les difficultés d'embauche est plus significatif que celui des pénuries de compétences. Cela est expliqué par le fait que les difficultés d'embauche se réfèrent à l'embauche de nouveaux travailleurs tandis que les pénuries de compétences se réfèrent à des problèmes relatifs l'ensemble de la main-d'œuvre. Cependant, l'augmentation des salaires n'est pas sans conséquence. Selon Pérez Trujillo *et al.* (2018); Sell *et al.* (2016); Sell et Reinisch (2013), la pénurie de main-d'oeuvre pourrait aboutir à une augmentation du taux d'inflation suite à

l'augmentation des salaires. Autrement dit, s'il y a un manque de travailleurs qualifiés sur le marché ainsi qu'une augmentation du taux d'emploi vacant, les salaires augmenteront en raison d'un pouvoir de négociation plus élevé des travailleurs qualifiés pour négocier leurs conditions de travail. Les employeurs tiennent compte de ce facteur et recalculent les prix des biens, ce qui, toutes choses égales par ailleurs, se traduit par un taux d'inflation observé plus élevé. Notons également que l'augmentation des salaires peut être plus difficile à mettre en oeuvre du fait des différents coûts qu'engendre la pénurie de la main-d'oeuvre. En effet, le manque de main-d'œuvre peut inciter les entreprises à recruter des employés dont la qualification n'est pas en adéquation avec le poste à pourvoir, engendrant ainsi des coûts pour les entreprises. Parmi ces coûts, on note une productivité plus faible, les coûts d'embauche et de formation associés à l'augmentation du roulement de l'emploi (Haskel et Martin, 2001; Foley *et al.*, 1993).

Les heures supplémentaires ont un impact significatif sur la réduction des emplois vacants à court terme. Cocolakis-Wormstall (2018) et Fang (2009) montrent que les entreprises mettent en place des solutions de courts termes afin de faire face à la pénurie de main-d'oeuvre au Canada. Pour s'adapter aux effets de la pénurie de main-d'oeuvre, des employeurs affirment faire recours à la flexibilité du temps de travail, l'augmentation du nombre d'heures supplémentaires, la flexibilité des emplois et le recours accru aux travailleurs à temps partiel. Les entreprises obligent le personnel à travailler plus longtemps.

Le rôle des unions syndicales est aussi souligné dans la littérature. Reder (1960) montre que le rôle des unions syndicales ne se limite pas simplement à l'augmentation du salaire pour ses membres lors de la négociation avec les employeurs. En cas de pénurie de main-d'oeuvre, le syndicat tentera de réserver ces rares emplois

à ses membres actuels, à l'exclusion des personnes extérieures à moins que tous les membres actuels de l'union syndicale soient employés. Dans les travaux de Rutkowski (2007), face aux pénuries de main-d'œuvre, la Pologne a récemment supprimé certains obstacles bureaucratiques à l'emploi de travailleurs étrangers, ce qui a entraîné une croissance significative de l'emploi des immigrants. Cependant, l'ouverture du marché du travail national aux travailleurs étrangers est une question politiquement très sensible. Les syndicats s'opposent fermement à de telles initiatives en faisant valoir que les travailleurs étrangers prennent les emplois des chômeurs, qu'ils entreront «injustement» en concurrence avec les travailleurs domestiques et feront baisser les salaires.

En ce qui concerne l'augmentation du nombre de travailleurs pour réduire la pénurie, les avis sont divergents. Pour Hodgson (2010), l'immigration est la seule solution pour résorber la crise de la pénurie de main-d'œuvre et cela passe sans doute par la modernisation de la politique d'immigration. Cependant, Rao et Kapsalis (1982) soutiennent que l'augmentation du seuil d'immigration pourrait être assez coûteuse. Selon ces auteurs, l'immigration supplémentaire pourrait entraîner une réduction du revenu moyen par habitant. Nos données ne nous permettent pas malheureusement d'aborder cette question de l'immigration.

En somme, ces articles ont identifié des variables susceptibles d'influencer la pénurie de la main-d'oeuvre tout en abordant la manière dont les entreprises font face à cette problématique. En effet, ils ont su montrer, en quelque sorte, que le vieillissement de la population, les conditions de travail et les salaires, les heures supplémentaires, les unions syndicales sont des variables qui entrent en ligne de compte dans l'explication de la pénurie de la main-d'oeuvre. Comme c'est le cas pour le présent mémoire, les données liées au vieillissement de la population, les conditions de travail et les

salaires, les heures supplémentaires, les unions syndicales ont également servi à la construction de modèles empiriques en utilisant les techniques du modèle PVAR pour expliquer la pénurie de la main-d'oeuvre dans le marché canadien.

CHAPITRE II

BASE DE DONNÉES

La plupart des recherches soulignent l'importance de considérer plusieurs indicateurs mesurant les conditions du marché du travail pour déterminer s'il existe des situations de pénurie de main-d'oeuvre. Nous nous basons sur la méthodologie développée par le comité consultatif sur les migrations du Royaume-Uni qui recensait douze indicateurs permettant d'évaluer la pénurie de main-d'oeuvre (Migration advisory committee, 2017). Les données utilisées dans ce mémoire prennent en compte certaines spécificités liées au marché de l'emploi, et proviennent des différentes enquêtes et estimations agrégées réalisées par Statistiques Canada : l'Enquête sur la population active (EPA), l'Enquête sur les emplois vacants et les salaires (EPVS), la Statistique sur les postes vacants (SPV) et aussi du Labor force statistics (LFS) et la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE).

2.1 L'échantillon de l'EPA

Pour cette recherche, nous analysons la réaction des emplois vacants aux différents chocs au niveau des industries. L'EPA répond bien à cette problématique, c'est la

seule base de données qui procure une vaste quantité d'informations sociodémographiques pour chaque individu (sexe, âge et profession), sa situation vis-à-vis de l'emploi (chômeur ou travailleur), le salaire moyen, la durée passée en emploi, les flux de l'emploi vers le chômage.

2.1.1 Description de l'échantillon

Les données de l'EPA couvrent la période de 1976 à 2019 et sont produites par Statistique Canada [1]. L'EPA en 2019 comptait environ 56 000 ménages, ce qui correspond à une enquête auprès d'environ 100 000 personnes. La taille de l'échantillon de l'EPA peut évoluer au cours du temps selon les exigences en matière de qualité des données ou le budget consacré à la collecte de données. Les données sont disponibles pour la période allant de 1976 à 2019. Statistic Canada produit certains indicateurs à partir de l'EPA. Il s'agit du taux d'emploi, du taux de chômage, du salaire horaire moyen et hebdomadaire, du taux d'activité par secteur public et privé, des heures travaillées. Ces données ont été directement utilisées dans notre analyse. Par ailleurs, pour les variables : flux de l'emploi vers le chômage, la durée passée en emploi, et le nombre d'employés syndiqués, nous avons calculé la moyenne agrégée par région (respectivement par industrie dans un second temps) en prenant en compte les pondérations associées pour assurer la représentativité de la population. Rappelons que dans le traitement de données de l'EPA, une étape consiste à l'attribution d'un poids à chaque enregistrement individuel. Ce processus comporte plusieurs étapes. Chaque enregistrement a un poids initial qui correspond à l'inverse de la probabilité de sélection. Lors de la dernière étape de pondération, tous les poids des enregistrements

---

1. Statistique Canada. (2019-). Enquête sur la population active (EPA). [Base de données]. Récupéré de `https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3701`

sont ajustés de sorte que les totaux agrégés correspondent aux estimations de population dérivées indépendamment pour divers groupes d'âge-sexe par province et par région. Une caractéristique du processus de pondération de l'EPA est que tous les individus du même ménage reçoivent le même poids. En janvier 2000, l'EPA a introduit une nouvelle méthode d'estimation appelée Estimation composite par régression. Cette nouvelle méthode a été utilisée pour recalculer toutes les données historiques de l'EPA [2]. Nous utilisons également les données annuelles de l'EPA pour la période de 2011 à 2018 pour faire les analyses descriptives avec les taux d'emplois vacants annuels. La description des variables de cette étude est présentée plus en détail en annexe A.2.

Les personnes incluses dans cette enquête sont principalement la population canadienne âgée de 15 ans et plus. Par ailleurs, 2% de la population âgée de 15 ans et plus est exclu de l'enquête, il s'agit des personnes vivant dans les réserves et campements d'Autochtones des provinces, les membres à temps plein des forces armées canadiennes et les ménages situés dans des régions très lointaines avec une faible densité de la population. Les données sont collectées directement auprès des individus de façon confidentielle. Les interviews de l'EPA sont faits par téléphone en anglais ou français par des intervieweurs travaillant dans des centres ITAO (Interview téléphonique assistée par ordinateur) d'un bureau régional ou par des visites personnelles d'un intervieweur sur place. L'EPA est une enquête transversale par échantillon qui suit un remaniement périodiquement. La méthode d'échantillonnage est aléatoire fondée sur un plan de sondage stratifié à différents degrés. Chacune des

---

2. Statistique Canada. (2015-). Améliorations apportées à l'Enquête sur la population active (EPA). [Base de données]. Récupéré de `https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/catalogue/71F0031X`

provinces est subdivisée en grandes strates géographiques, le premier degré d'échantillonnage consiste à la sélection des régions géographiques les plus petites (grappe), dans chacune des strates. Le deuxième degré d'échantillonnage revient à faire le choix des logements à l'intérieur de chacune des grappes sélectionnées. L'EPA utilise une technique de sondage avec renouvellement de panel suivant lequel les logements sélectionnés restent dans l'échantillon pour une durée de six mois consécutifs. Environ le sixième des logements sélectionnés dans le cadre de l'EPA en sont à leur premier mois d'enquête, le sixième des logements en sont à leur deuxième mois d'enquête et ainsi de suite. L'une des caractéristiques du plan de sondage de l'EPA est que chacun des six groupes de renouvellement peut être utilisé comme un échantillon représentatif indépendamment des autres.

Depuis janvier 2015, les estimations de l'EPA ont été réajustées afin de tenir compte des chiffres du recensement de la population de 2011. Par ailleurs, les différentes estimations sont sujettes aussi bien aux erreurs d'échantillonnage qu'aux erreurs de non-échantillonnage. Les erreurs de non-échantillonnage peuvent apparaître à toutes les étapes de la collecte et du traitement des données d'enquête. On distingue des erreurs de couverture, de non-réponse, de réponse, d'erreurs de l'intervieweur, d'erreurs de codage et d'autres types d'erreurs de traitement. Le taux de non-réponse à l'EPA s'établit le plus souvent à environ 10% des ménages admissibles. Enfin, l'EPA regorge plein d'informations sur le marché de l'emploi et les résultats permettent de prendre des décisions importantes relatives aux facteurs affectant la pénurie de main-d'oeuvre.

2.1.2 Les variables utilisées

Les variables utilisées à partir de l'EPA sont présentées ci-dessous et couvrent la période allant du premier trimestre 2015 au troisième trimestre 2019 [3] :

- Âge du répondant (Age45) : nous avons considéré les sujets âgés de 45 ans et plus comme mesure du vieillissement.
- Industrie et occupation : il s'agit du secteur d'activité principale, actuelle ou occupée l'année dernière.
- Durée de l'emploi (Tenure) : durée d'emploi en mois, pour les répondants en emploi lors de l'enquête.
- Taux de chômage (Unemployment) : le taux de chômage est le nombre de personnes en chômage exprimé en pourcentage de la population active.
- Flux de l'emploi vers le chômage (Séparation) : le nombre de personnes quittant leur emploi.
- Adhésion syndicale (Union) : le statut de membre du syndicat, pour les employés.
- Variable de pondération : la méthode d'échantillonnage détermine un certain nombre de facteurs de pondération devant servir au calcul des poids individuels, un poids final est donc accordé à chaque individu ou ménage en fonction de sa représentativité dans l'échantillon.
- Nombre d'heures supplémentaires (Extra) : il s'agit du total des heures supplémentaires travaillées par semaine, rémunérées.

---

3. Pour répliquer les résultats, il faut utiliser les données publiques qui sont en coupes transversales. Les données trimestrielles sur les emplois vacants sont disponibles pour la période allant de janvier 2015 à septembre 2019

– Salaire moyen hebdomadaire (Wage) : il s'agit du salaire moyen hebdomadaire ou traitement, y compris les pourboires, les commissions et les primes, avant impôt et autres déductions. Les salaires ou traitements hebdomadaires ou horaires sont calculés conjointement avec les heures de travail par semaine habituellement payées. L'EPA ne reporte que les salaires nominaux, nous avons donc calculé le salaire réel en utilisant l'indice des prix à la consommation [4].

La liste des onze industries utilisées dans notre analyse est présentée dans le tableau 2.1. Sur un échantillon de quinze industries au départ, nous avons exclu de notre analyse quatre à cause des données manquantes. Il s'agit de : l'industrie de foresterie, l'industrie d'exploitation, l'industrie d'extraction minière et l'industrie d'agriculture.

Tableau 2.1: Liste des industries

N	Industries
1	Construction
2	Fabrication
3	Commerce de gros et de détail
4	Transport et entreposage
5	Finance et assurances
6	Gestion de sociétés et d'entreprises
7	Soins de santé et assistance sociale
8	Arts, spectacles et loisirs
9	Services d'hébergement et de restauration
10	Autres services (sauf les administrations publiques)
11	Administrations publiques

Sources : l'Enquête sur la population active.

4. Statistique Canada. Tableau 18-10-0256-01 Statistiques de l'indice des prix à la consommation (base de 2002), mesure de l'inflation fondamentale et autres statistiques connexes - définitions de la Banque du Canada

Nous avons approfondi notre étude au niveau régional afin de prendre en compte la composition du marché de l'emploi dans les dix régions. La liste complète des provinces est présentée en annexe dans le tableau A.1.

2.2 Les données sur les emplois vacants

Notre variable d'intérêt de mesure de la pénurie de main-d'oeuvre est le taux d'emploi vacant. Les données sur les emplois vacants sont produites par Statistiques Canada à partir de deux sources :

- Statistiques sur les postes vacants (SPV) : la statistique sur les postes vacants permet de mesurer la demande de main-d'oeuvre non comblée. Il s'agit d'une estimation mensuelle ou trimestrielle du niveau des postes vacants élaborés par Statistiques Canada. Toutes les estimations sont produites par industrie et couvrent la période allant de janvier 2015 à septembre 2019 [5]. Nous utilisons ces données trimestrielles pour nos estimations empiriques du modèle VAR. Par ailleurs, pour la production des statistiques descriptives annuelles sur les emplois vacants, nous utilisons Enquête sur les postes vacants et les salaires (EPVS) qui comporte plus d'observations.
- l'Enquête sur les postes vacants et les salaires (EPVS) : l'Enquête sur les postes vacants et les salaires recueille, sur une base trimestrielle, des données sur le nombre de postes vacants selon les régions au Canada. D'autres renseignements sont également présentés, tels que la proportion d'emplois vacants à temps plein et à temps partiel, la distribution d'emplois vacants selon le niveau de scolarité

5. Statistique Canada. (2019-). Statistiques sur les postes vacants. [Base de données]. Récupéré de `https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=5202`

et d'expérience ainsi que le salaire hebdomadaire. Dans L'EPVS, on demande aux employeurs de fournir des renseignements détaillés afin d'identifier au niveau des professions les pénuries de main-d'oeuvre potentielles et d'obtenir une compréhension globale des postes vacants qui existent, et les critères requis pour pourvoir ces emplois. L'offre d'emploi respecte les caractéristiques suivantes [6] : (1) l'emploi est vacant pour une période de référence donnée ; (2) les employeurs ont entrepris, au cours des dernières semaines, une action de recrutement spécifique ; (3) le poste est disponible immédiatement ; et (4) l'emploi est disponible pour les personnes en dehors de l'emplacement. Un effort sera fait dans ce rapport pour suivre au plus près ces définitions, notamment la définition des postes vacants. L'EPVS est disponible uniquement de façon annuelle pour la période de 2011 à 2018 pour le Canada et les différentes régions (les données ne couvrent pas les différentes industries) [7]. Nous utilisons cette base de données pour construire les statistiques sur les emplois vacants et les différentes courbes de Beveridge.

– La tension du marché (Tension) : la tension du marché a été mesurée en faisant le rapport du taux d'emploi vacant sur le taux de chômage v/u.

À notre connaissance, il n'existe aucune autre série de données homologues au Canada qui nous permet de calculer directement les postes vacants pour la période plus longue. La mesure des postes vacants de la série statistique sur les postes vacants (SPV) n'est disponible que depuis 2015 et la mesure de l'Enquête sur les postes

---

6. Ces caractéristiques sont définies par Morissette et Zhang (2001)

7. Statistique Canada. (2019). Programme de statistiques sur les postes vacants. [Base de données]. Récupéré de `http://www.statcan.gc.ca/pub/75-514-g/75-514-g2015002-eng.htm`

vacants et les salaires (EPVS) n'est disponible que depuis 2011. Bien qu'il existe d'autres sources de données, aucune ne convient à l'objectif de notre étude.

2.3 Données agrégées

Nous utilisons d'autres variables pour notre analyse descriptive : il s'agit du niveau d'étude des immigrants [8], du taux de chômage des États-Unis obtenu à partir du Labor Force Statistics (LFS) [9] et de l'évolution de la durée du chômage dans les pays de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE) [10].

8. Statistiques Canada. Tableau : 14-10-0087-01 (anciennement CANSIM 282-0106)

9. Labor force statistics from the current population survey (2019-). [Base de données]. Récupéré de `https://data.bls.gov/timeseries/LNS14000000`

10. Economic Outlook (2019). [Base de données]. Récupéré de `https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EO`

CHAPITRE III

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Ce chapitre présente l'évolution des indicateurs du marché de l'emploi au Canada et dans certains pays de L'OCDE pour la période allant de 1970 à 2019 [1]. La première section est consacrée au panorama du marché du travail. Ensuite, une analyse plus approfondie de chaque variable (emploi, chômage, vacant) est développée dans les autres sections.

3.1 Certains faits stylisés

Le tableau 3.1 nous présente un aperçu sur l'évolution du marché de l'emploi au Canada entre la période comprise entre 1998 et 2018.

Le taux de chômage est relativement en baisse pendant les dix dernières années. Il est passé de 8,3 % en 1998 à 5,8 % en 2018 et s'est maintenu à 5,7 % en août 2019. La durée du chômage ou le temps passé sans emploi s'est aussi nettement amélioré à la baisse et le temps moyen passé en emploi a légèrement augmenté au cours des deux dernières décennies. Quand on regarde au niveau des groupes hommes et femmes, il

1. Les données sur les emplois vacants couvrent la période allant de 2011 à 2018.

Tableau 3.1: Faits stylisés

Années	1998	2003	2008	2013	2018
Taux de chômage (%)	8,3	7,6	6,1	7,1	5,8
Taux de chômage étendu (%) (a)	12	10,8	8,8	10,1	8,3
Durée du chômage (semaines)	24	17,8	15	21,1	18,3
Taux d'activité des Hommes de 25-54 ans	91,1	91,6	91,5	90,7	90,8
Taux d'activité des Femmes 25-54 ans	77,6	81,1	81,9	82,7	83,2
Taux d'activité des Hommes de 55 ans et plus	32,7	37,8	40,6	43,1	43,2
Taux d'activité des Femmes de 55 ans et plus	17,8	23,4	28,4	31,9	32,8
Taux de chômage des Hommes de 25-54 ans	7,2	6,5	5,4	6,1	5
Taux de chômage des Femmes de 25-54 ans	6,9	6,3	4,8	5,6	4,9
Taux de chômage des Hommes de 55 ans et plus	6,2	6,3	5,2	6,4	5,6
Taux de chômage des Femmes de 55 ans et plus	6,3	5,3	4,6	5,4	4,6
Taux d'emploi des Hommes de 25-54 ans	84,6	85,6	86,6	85,1	86,3
Taux d'emploi des Femmes de 25-54 ans	72,2	76	78	78,1	79,1
Taux d'emploi des Hommes de 55 ans et plus	30,6	35,4	38,5	40,3	40,8
Taux d'emploi des Femmes de 55 ans et plus	16,7	22,1	27,1	30,1	31,3
Différentiel du taux de chômage chez les jeunes (b)	3,64	3,57	3,79	3,86	3,81
Différentiel du taux de chômage par éducation (c)	3,68	2,86	2,93	3,07	2,55
Durée de l'emploi (mois) (d)	96,7	97,8	98,3	103,3	102
Durée du chômage (Semaines) (e)	24	17,8	15	21,1	18,3

Note : a) Taux de chômage officiel plus les chercheurs découragés, le groupe en attente et les travailleurs à temps partiel involontaire ; b) Rapport des taux de chômage de la classe d'âge des jeunes et des vieux ; c) Rapports des taux de chômage du plus bas niveau de scolarité et du plus haut grade universitaire ; d) Le nombre de mois consécutifs durant lesquels une personne a travaillé pour l'employeur actuel (ou le plus récent) ; e) Semaines consécutives durant lesquelles une personne a été sans travail et est à la recherche d'un emploi, ou mise à pied temporairement.

Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA. Données annuelles.

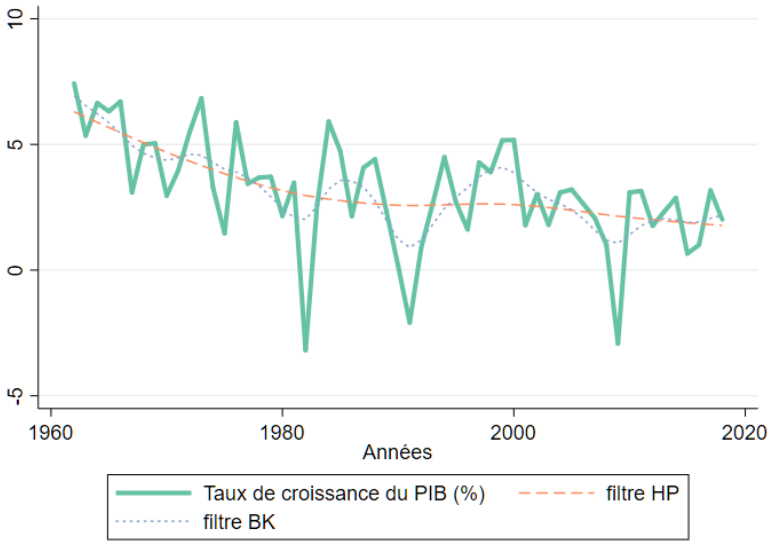
en ressort que le taux d'activité des hommes de 25-54 ans est resté supérieur à celui des femmes de la même classe d'âge, par exemple le taux d'activité des hommes est de 91,1% contre 77,6% au niveau des femmes en 1998 et 90,8 % contre 83,2 % en 2018. Il en est de même pour le taux d'activité des hommes de 55 ans et plus qui reste supérieur au taux d'activité des femmes de la même catégorie d'âge malgré la hausse

de 15 % (32,8% en 2018 et 17,8 % en 1998). On observe également une évolution au niveau du taux de chômage. Le différentiel du taux de chômage chez les jeunes (rapport des taux de chômage de la classe d'âge des jeunes et des personnes âgées) dépasse les 3 %, le chômage est donc plus élevé chez les jeunes gens au cours des dernières années. Aussi, le différentiel du taux de chômage par éducation (rapport des taux de chômage du plus bas niveau de scolarité et du plus haut grade universitaire) est resté supérieur à 2 %. En moyenne au cours des 20 dernières années, les étudiants ayant obtenu un haut grade universitaire ont plus de chances de trouver un emploi que ceux ayant fait un bas cursus scolaire.

Par ailleurs, le taux de croissance du produit intérieur brut (PIB) ne s'est pas beaucoup amélioré. La figure 3.1 montre les fluctuations du taux de croissance du PIB autour de sa tendance stochastique obtenue en utilisant le filtre HP développé par Hodrick et Prescott (1997) et le filtre de la bande passante, filtre BK, proposé par Baxter et King (1999) [2]. Les filtres HP et BK réussissent mal à isoler la composante cyclique des séries (Guay et St.-Amant, 2005). Dans nos analyses, nous nous arrêtons à l'interprétation de la tendance globale de la série (croissant, décroissant ou constant).

Pendant la période allant de 1961 à 2019, on enregistre une moyenne annuelle de croissance de 3,15 %, par contre le taux de croissance a diminué de 41 % entre les deux dates 1961 et 2019. Par ailleurs, en 1962 on a enregistré la valeur la plus élevée du taux de croissance du PIB qui est de 7,12 % contrairement en 1982 où l'on enregistre la valeur la plus faible, soit -3,19 %. Sur la base des données disponibles

2. Nous avons fait ces choix, car ce sont des outils largement utilisés pour séparer les composantes cycliques des données de séries chronologiques. Pour le filtre HP, le paramètre $\lambda = 1600$ comme suggéré dans Hodrick et Prescott (1997).



Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA.

Figure 3.1: Évolution du taux de croissance du PIB

et l'évolution de la tendance, le taux de croissance du PIB sera autour de 1,5 % les cinq prochaines années.

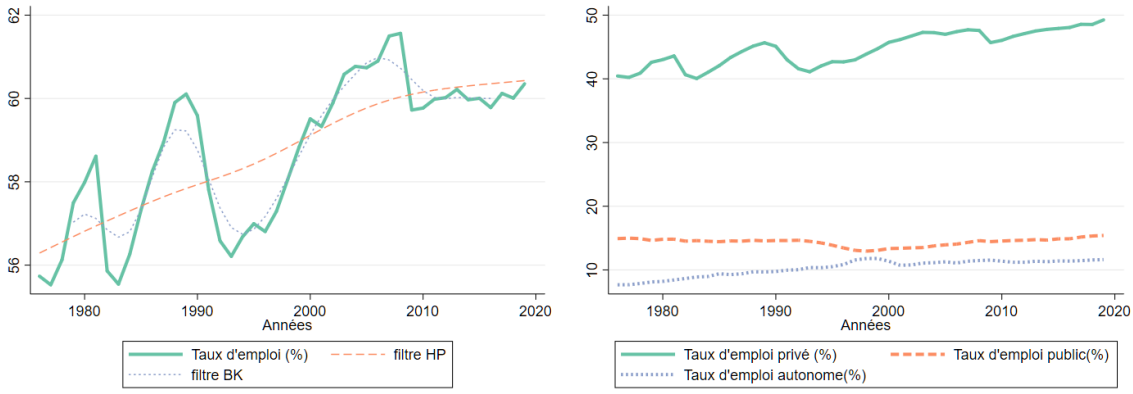
3.2 Évolution de l'emploi

Cette section est dédiée à l'analyse de l'évolution de l'emploi. La figure 3.2(a) présente l'évolution du taux d'emploi autour de sa tendance stochastique obtenu à partir du filtre HP et du filtre BK pour la période annuelle allant de 1970 à 2019. La définition du taux d'emploi retenue pour notre analyse est celle retenue dans le dictionnaire des concepts et des définitions de Statistique Canada. Le taux d'emploi représente ici le nombre de personnes occupées exprimé en pourcentage de la population de 15 ans et plus. Le taux d'emploi d'un groupe particulier (selon l'âge, le sexe, l'état matrimonial, la province, etc.) correspond au nombre de personnes occupées dans ce

groupe exprimé en pourcentage de l'effectif de ce groupe. On observe une évolution croissante et une forte fluctuation du taux d'emploi autour de sa tendance depuis les années 1970. Particulièrement, la période avant la crise de 2008 était caractérisée par un long épisode de croissance économique relativement forte depuis la fin de la récession des années 1990 et 1991. Cette période est également caractérisée par une hausse importante du taux d'emploi des populations de 15 à 64 ans. Plus récemment sur le plan national, selon les données de l'EPA, la création de l'emploi a connu une légère hausse de 1,6 % entre novembre 2018 et novembre 2019. Les données montrent que l'emploi a progressé de 81 000 en août 2018 après avoir peu varié pendant trois mois consécutifs. Quand on regarde la répartition de l'emploi dans les différentes catégories de travailleurs dans la figure 3.2(b), les employés du secteur privé sont nettement en hausse par rapport aux autres des secteurs publics et les employés autonomes sur la même période d'analyse. Également, la figure 3.3 montre l'évolution de la croissance annuelle du taux d'emploi par catégorie de travailleurs [3]. Depuis octobre 2008, en moyenne, les données montrent que le nombre de personnes dont le principal emploi est un travail autonome a augmenté de 3,9 % en moyenne alors que toutes les autres catégories d'emploi à savoir le secteur public et le secteur privé affichent une croissance stable entre 2009 et 2019.

Il est intéressant de voir l'évolution du taux d'activité des personnes âgées sur le marché de l'emploi par catégorie de sexe. La figure 3.4(a) montre l'évolution de la tendance du taux d'activité des personnes de 55 ans et plus à partir du filtre HP et du filtre BK et la figure 3.4(b) montre la répartition du taux d'activité par sexe pour

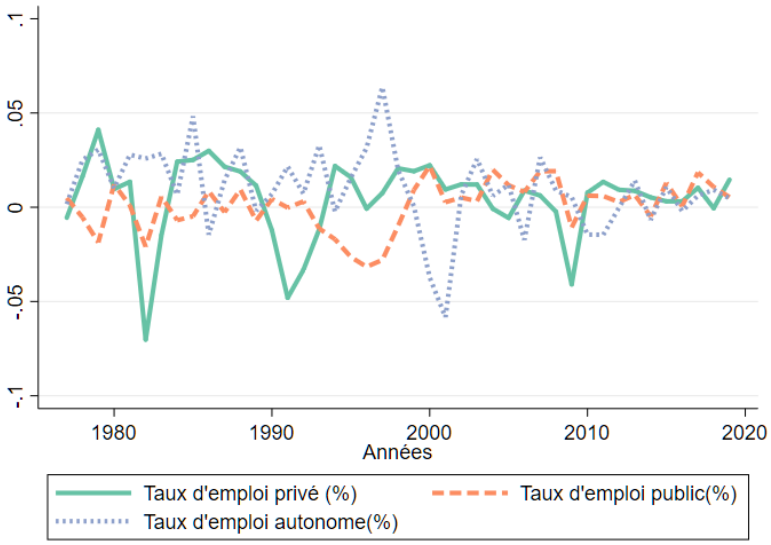
3. $Croissance_{2000} = [\frac{emploi_{2001}}{emploi_{2000}} - 1]$



(a) Évolution du taux d'emploi (b) Taux d'emploi par catégorie

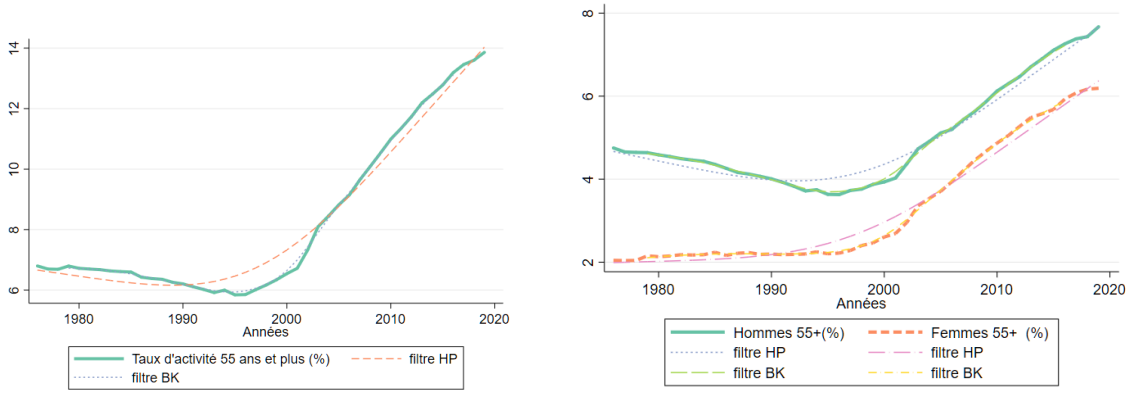
Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA

Figure 3.2: Évolution du taux d'emploi



Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA.

Figure 3.3: Croissance du taux d'emploi par catégorie



(a) Taux d'activité de 55 ans plus

(b) Taux d'activité de 55 ans plus, hommes et femmes

Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA

Figure 3.4: Évolution du taux d'activité

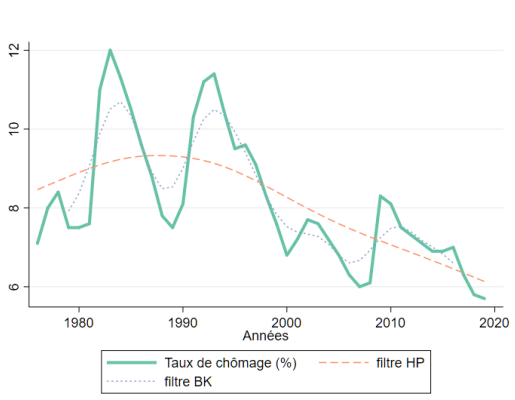
cette même tranche d'âge. On remarque que le taux d'activité des personnes âgées de 55 ans et plus poursuit sa tendance à la hausse prolongée depuis les années 2000.

Cette hausse simultanée du taux d'activité aussi bien au niveau des hommes que des femmes de cette tranche d'âge est imputable au vieillissement de la cohorte des baby-boomers et au manque de la main-d'oeuvre qui fait que les personnes âgées sont toujours sollicitées. L'analyse de la moyenne des 12 mois se terminant en juin 2018 montre que 45,5 % des personnes âgées avaient entre 55 à 64 ans. Durant la même période, 62,6 % des personnes dont l'âge est compris entre 55 et 64 ans étaient encore en emploi. La figure 3.4(a) soutient que l'emploi pour ce groupe dont l'âge est compris entre 55 et 64 ans a augmenté de 3,4% entre les années 2016-2017 et 2017-2018, soit un taux de croissance qui est supérieur à celui de sa croissance démographique qui est de 2 %.

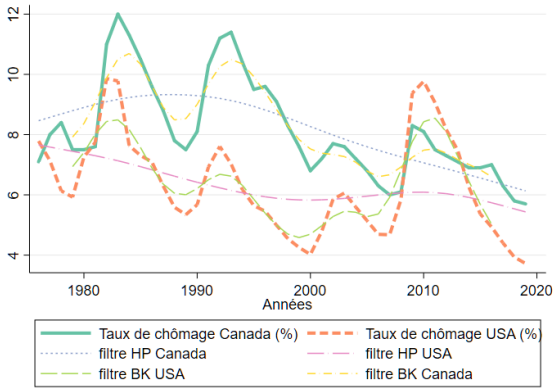
3.3 Évolution du chômage

Cette section est dédiée à l'analyse de l'évolution du chômage au Canada et aux États-Unis. La figure 3.5(a) nous présente les fluctuations du taux de chômage pour le Canada autour de sa tendance stochastique. Le marché du travail canadien est longtemps caractérisé par un niveau de chômage élevé au-dessus de 5 % depuis les années 1970. Mais on observe une forte baisse prolongée depuis les années 2000, la baisse du taux de chômage en 2019 (5,6 %) représente le taux annuel le plus bas depuis le début des années 1976.

La figure 3.5(b) présente l'évolution annuelle du taux de chômage au Canada et aux États-Unis au cours de la période 1970 à 2019. Le taux de chômage américain a surpassé le taux canadien en 1982 et en 2008 alors que les effets de la récession se faisaient ressentir dans le marché du travail américain. Le Canada a aussi connu une



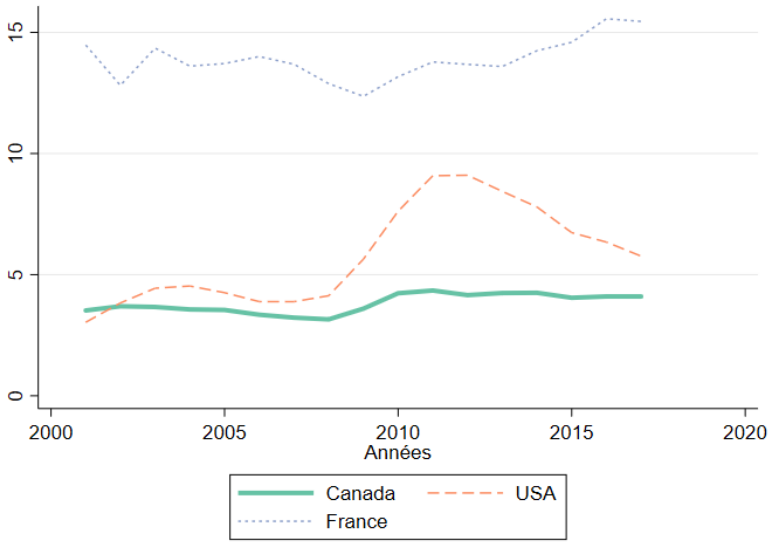
(a) Fluctuation du taux de chômage



(b) Taux de chômage aux États-Unis et au Canada

Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA et du CES.

Figure 3.5: Évolution du taux de chômage



Source : Calculs de l'auteur à partir de Economic Outlook No106-November 2019

Figure 3.6: Évolution de la durée du chômage

augmentation du taux de chômage au cours de cette période de récession en 2008, mais cette augmentation s'est faite de manière un peu plus modérée qu'aux États-Unis. Les taux canadiens sont restés de façon constante inférieurs aux taux américains depuis mai 2008. Par ailleurs, lors des deux dernières récessions, le marché du travail canadien avait connu les plus fortes hausses du taux de chômage. De grandes pertes dans les secteurs de la finance, des services professionnels et des affaires ont succédé à ce taux de chômage plus élevé observé aux États-Unis. L'enquête américaine sur les statistiques de l'emploi [4] reporte que les pertes des secteurs de la finance et des affaires ont représentées près d'un quart du total des pertes d'emploi enregistrées entre octobre 2008 et octobre 2009.

---

4. Current employment statistics (CES). (2020-). [Base de données]. Récupéré de `https://www.bls.gov/ces/`

Par rapport aux autres pays de l'OCDE, la durée du chômage mesurée par le nombre de jours sans emploi a connu une légère hausse dans la plupart des pays de l'OCDE pour la période comprise entre 2000 et 2019 [5]. Notre analyse est restreinte à cette période du fait de l'absence de données pour certains pays. En comparant les trois pays à savoir la France, le Canada et les États-Unis, le Canada demeure le pays où la durée passée au chômage est le plus faible comparativement à la France qui bat le record du pays ayant la plus forte durée de chômage (figure 3.6).

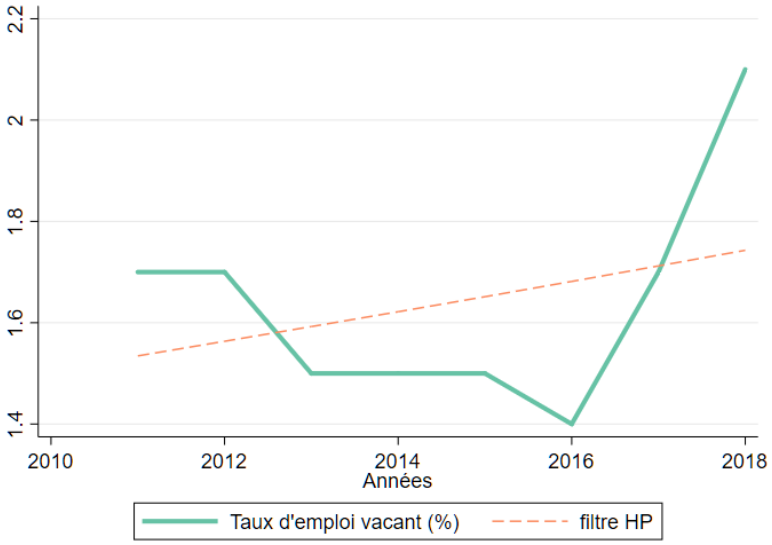
3.4 Évolution des emplois vacants

La figure 3.7 présente les fluctuations du taux des emplois vacants autour de sa tendance obtenue par le filtre HP. Le taux de postes vacants est le nombre de postes vacants exprimé en pourcentage de la demande de travail, c'est-à-dire l'ensemble des postes occupés et des postes vacants. Les données utilisées sont celles de l'EPVS décrite dans le chapitre précédent pour la période allant de 2011 à 2019. Le nombre d'emplois vacants a nettement augmenté entre 2017 et 2019. En 2019, on dénombrait plus de 350 000 emplois non pourvus. Dans l'ensemble du Canada, cette croissance du taux d'emploi vacant a coïncidé avec une hausse du nombre d'emplois surtout dans le secteur des services.

Le tableau 3.2 présente le nombre d'entreprises canadiennes ayant un manque d'employés en décembre 2018. On compte 2 859 965 entreprises canadiennes en manque d'employés avec l'Ontario qui compte 1 110 553 entreprises en manque d'employés.

---

5. La durée du chômage est disponible uniquement pour la période de 2000-2019 pour tous les pays inclus dans cette analyse.



Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPVS

Figure 3.7: Évolution du taux d'emplois vacants

Et ce chiffre est loin d'être à la baisse vu les prévisions sur la croissance du produit intérieur brute en 2020.

3.5 Évolution de la croissance et la courbe de Beveridge

Le tableau 3.3 nous présente les statistiques descriptives et la matrice de corrélations entre le taux d'emploi (e), le taux de chômage (u), le taux d'emploi vacant (v) et la tension du marché mesurée par le rapport v/u. Les données couvrent la période allant de 2011 à 2018 compte tenu de la disponibilité des données sur les emplois vacants [6]. Les résultats montrent que le taux d'emploi et le chômage sont très volatils avec une variance de 0,70 pour le taux d'emploi et 0,74 pour le taux de chômage.

6. Nous avons utilisé l'EPVS pour le taux des emplois vacants et l'EPA pour les données relatives au taux de chômage et au taux d'emploi.

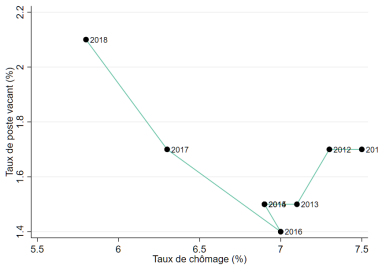
Tableau 3.2: Entreprises en manque d'employés

Géographie	Nombre d'entreprises
Canada	2 859 965
Terre-Neuve-et-Labrador	22 901
Île-du-Prince-Édouard	10 109
Nouvelle-Écosse	50 061
Nouveau-Brunswick	32 253
Québec	616 215
Ontario	1 110 553
Manitoba	84 540
Saskatchewan	108 142
Alberta	375 057
Colombie-Britannique	444 685
Yukon	2 941
Territoires du Nord-Ouest	1 883
Nunavut	625

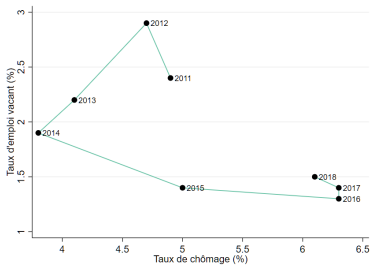
Source : Statistique Canada. Tableau 33-10-0106-01 Nombre d'entreprises canadiennes, sans employés, décembre 2018.

Par ailleurs, le taux d'emploi vacant est moins volatil avec un écart type de 0,27. Le taux d'emploi et le chômage sont négativement corrélés (-0,45). Nous observons également une forte corrélation négative entre le taux de poste vacant et le taux de chômage (-0,71).

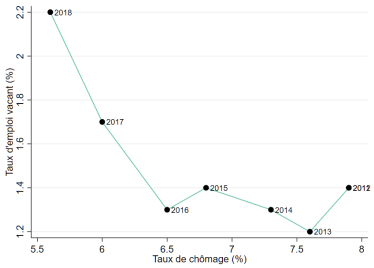
La figure 3.8(a) présente pour le Canada la relation inverse entre le taux de poste vacant et le taux de chômage qui caractérise la courbe de Beveridge. Pour l'ensemble du Canada, le taux de chômage s'est maintenu à 5,7 % en 2018 en raison d'une augmentation du nombre de personnes actives sur le marché du travail, mais ce niveau de chômage coïncide avec une hausse de la proportion d'emploi vacant.



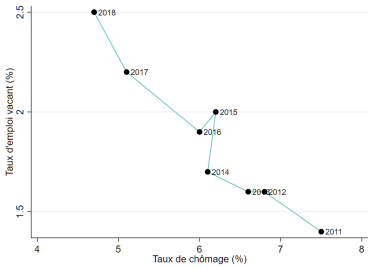
(a) Canada



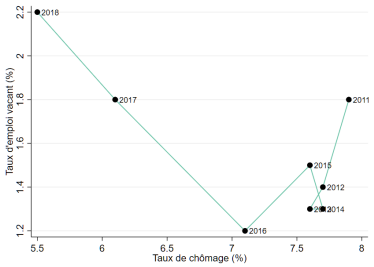
(b) Saskatchewan



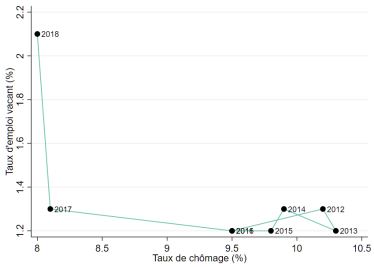
(c) Ontario



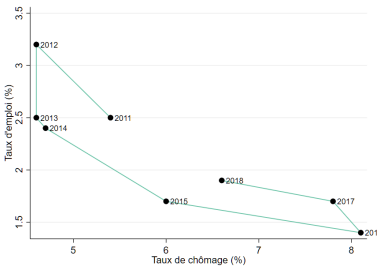
(d) Colombie Britannique



(e) Québec



(f) Nouveau Brunswick



(g) Alberta

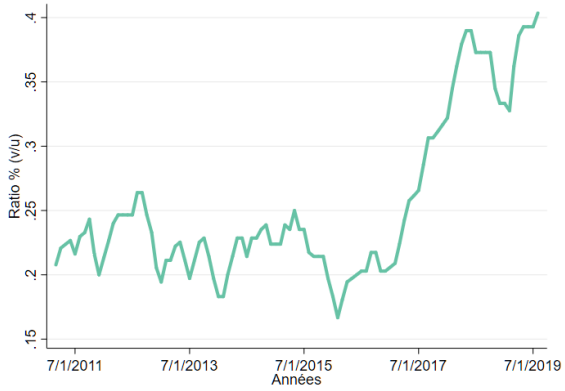
Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA et de L'EPVS

Figure 3.8: Courbes de Beveridge annuelles par région

Tableau 3.3: Matrice de corrélations pour la période 2011-2018

Variables	Mean	S.D.	Min	Max	e	u	v	v/u
e	61,96	0,70	61,00	63,60	1			
u	6,94	0,74	5,60	8,7	-0,425***	1		
v	1,69	0,27	1,20	2,3	0,559***	-0,715***	1	
v/u	0,25	0,06	0,17	0,4	0,491***	-0,877***	0,961***	1

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%
Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA et de L'EPVS.



Sources : Calculs de l'auteur à partir de l'EPA et de L'EPVS

Figure 3.9: Évolution de la tension du marché

On observe un déplacement vers la gauche de la courbe de Beveridge entre les années 2011 et 2019 caractéristiques du fait de la croissance de la tension du marché mesuré par le rapport entre le taux d'emploi vacant et le taux de chômage (v/u) (figure 3.9). Le ratio chômeurs-postes vacants offre donc une indication concernant à quel point les attributs des chômeurs correspondent aux caractéristiques recherchées par les employeurs.

Par ailleurs, on remarque une hétérogénéité au niveau des six régions (figures 3.8(b) à 3.8(g)). Contrairement au niveau agrégé, Saskatchewan et Alberta ont un taux de

chômage plus élevé et un taux d'emploi vacant plus faible en 2018. L'augmentation du taux de chômage principalement en Alberta est en partie due à la baisse des cours du pétrole brut qui s'est soldée par une baisse importante de perte d'emploi.

3.6 D'autres variables intéressantes

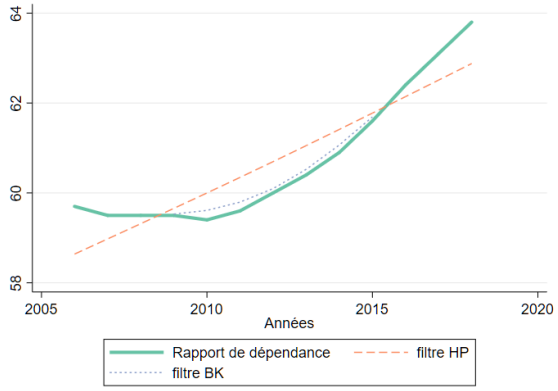
(a) Le taux de dépendance économique :

Le marché du travail canadien est également confronté à un fort taux de dépendance qui accentuerait la pénurie de main-d'oeuvre et vice-versa. La figure 3.10 présente l'évolution du rapport de dépendance au Canada. Le rapport de dépendance démographique global est le rapport de la population de jeunes âgées de 0 à 19 ans et de personnes âgées de 65 ans et plus à la population en âge de travailler c'est-à-dire les personnes âgées de 20 à 64 ans. Il est exprimé sous forme de nombre de personnes à charge pour 100 travailleurs [7].

On observe une croissance de cet indicateur dans un contexte où la population de personnes âgées dans l'économie est en forte hausse. Ainsi donc, le nombre de travailleurs pourrait ne pas suffire pour financer les pensions des personnes à la retraite. Selon les projections faites par Statistique Canada, cet indicateur passera à 84 en 2056, autrement dit, le rapport global de dépendance démographique du Canada atteindra 84 personnes à charge pour 100 personnes en âge de travailler avec l'augmentation la proportion de personnes âgées. La baisse de l'évolution du rapport de dépendance démographique des jeunes et la croissance de celui des personnes âgées

---

7. Statistique Canada. Tableau 17-10-0133-01 Rapport de dépendance (Recensement de 2016 et données administratives), selon le groupe d'âge au 1er juillet, Canada, provinces, territoires, régions sociosanitaires (limites de 2018) et groupes de régions homologues.



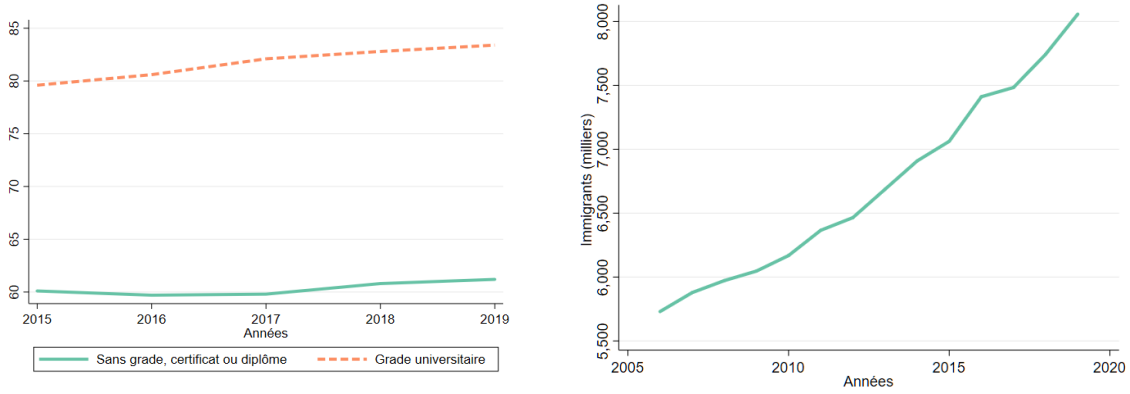
Sources : Calculs de l'auteur à partir de Statistique Canada. Tableau 17-10-0133-01 Rapport de dépendance

Figure 3.10: Évolution du rapport de dépendance

signifient que le nombre de personnes sortant du groupe des personnes en âge de travailler est nettement plus important que le nombre d'entrants.

(b) L'immigration :

Pour combler la pénurie de main-d'oeuvre, le recours à l'immigration a connu une hausse remarquable. Nos données montent que le taux de croissance moyen du nombre d'immigrants entre 2009 et 2019 est de 2,7% avec la plus forte augmentation de 5% entre 2015 et 2016 et 4% en 2019 (figure 3.11(b)). La plupart des immigrants sont qualifiés et la proportion d'immigrants ayant un niveau d'éducation universitaire est supérieure à 80% (figure 3.11(a)).



(a) Niveau d'éducation des immigrants

(b) Nombres d'immigrants

Sources : Calculs de l'auteur à partir de Statistiques Canada, Tableau 14-10-0087-01 (anciennement CANSIM 282-0106)

Figure 3.11: Nombres d'immigrants et niveau d'éducation

CHAPITRE IV

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre présente la méthodologie de cette étude. Dans la section 4.1, nous présentons une partie du modèle théorique d'appariement développé par Mortensen et Pissarides (1994). La section 4.2 aborde la justification du modèle, la section 4.3 de ce chapitre présente la description du modèle empirique utilisé dans cette étude et enfin la section 4.4 aborde les étapes de validation des estimations empiriques.

Avant d'aborder notre modèle empirique, nous présentons le cadre conceptuel de cette étude, le modèle théorique d'appariement développé par Mortensen et Pissarides (1994) et Pissarides (2000).

4.1 Le modèle théorique d'appariement

L'objectif de cette partie est de présenter de manière synthétique le modèle développé par Pissarides (2000), dans son premier chapitre, et de discuter des différentes hypothèses afin de caractériser l'évolution du chômage, et des emplois vacants. Le cadre conceptuel nous aide à encadrer la relation entre les emplois vacants et le chômage, ainsi que la relation avec les autres variables économiques.

Dans la version simple du modèle Pissarides (2000), le contexte des fonctions d'appariement est un marché à informations incomplètes et avec des frictions dans le marché du travail (Diamond et Maskin, 1979; Diamond, 1982; Pissarides, 1985). La fonction d'appariement est simplement un moyen de caractériser le nombre de matchs formés dans un tel environnement. La destruction d'emplois est exogène et pourrait s'interpréter comme un choc négatif sur la productivité, qui élimine la rentabilité de garder un emploi occupé. Le flux des travailleurs de l'emploi vers le chômage est le résultat d'un choc négatif sur les emplois occupés à un taux constant s ; ce taux correspond au taux de séparation de l'emploi. Le flux des travailleurs du chômage vers l'emploi découle du taux auquel les chômeurs sont appariés aux emplois vacants. L'appariement a lieu quand un emploi vacant est comblé par un chômeur en recherche d'emploi de façon aléatoire, et est donné par la fonction d'appariement agrégée $M = m(u, v)$ qui est concave dans ses deux arguments et homogène de degré 1. Les arguments u et v sont respectivement le taux de chômage et le taux d'emploi vacant, la première décrivant l'état du système à chaque instant dans le temps et le second résultant des décisions de maximisation des profits des firmes. Le taux de transition pour chaque emploi vacant est la moyenne $m(u/v,\, 1) \equiv q(\theta)$, où $\theta \equiv v/u$ est la tension du marché avec $q(\theta)' < 0$. Le taux de transition pour les chômeurs vers l'emploi est défini par la relation $f(\theta) \equiv m(1,\, \mathrm{v/u}) = q(\theta)$ et $f(\theta)' > 0$. Avec la connaissance de s et $f(\theta)$, nous obtenons le taux de chômage défini par l'équation 4.1. L'équation 4.1 du modèle est la condition d'équilibre du chômage, ou la courbe de Beveridge, équation qui donne la relation entre le chômage et l'emploi vacant.

$$u = \frac{s}{s + f(\theta)} \tag{4.1}$$

On a décrit la partie du modèle que présente l'équation d'équilibre du chômage. La suite du modèle consacré à la création d'emploi et la détermination du salaire est présentée en annexe B.

4.2 Justification du modèle empirique

Dans les travaux de Anderson et Burgess (2000) et Pissarides (1985), il est mentionné que plusieurs facteurs captés par la tension du marché, θ, affectent le nombre de *matchs* formés. Il s'agit des facteurs démographiques, par exemple, les jeunes ont tendance à investir davantage dans une recherche d'emploi que les personnes âgées, les canaux de recherche d'emplois disponibles, par exemple les syndicats peuvent ajouter une autre méthode pour trouver un emploi, des incitations à la recherche d'emploi, etc. Les modèles empiriques du processus d'appariement ont principalement utilisé des données de série chronologique au niveau agrégé et national. Il s'agit notamment du plus récent Kroft *et al.* (2019) pour le Canada, et d'autres comme Diamond et Blanchard (1989) pour les États-Unis, Pissarides (1985) pour le Royaume-Uni, qui utilisent des estimations de la fonction d'appariement pour former la relation d'équilibre entre le chômage et les postes vacants (courbe de Beveridge) et donc pour analyser l'évolution de la dynamique du chômage. On note également des études qui utilisent les données du marché du travail au niveau régional afin d'estimer des fonctions d'appariement entre les régions. Ces exemples incluent Coles et Smith (1996), Gorter *et al.* (1992) et Burda (1993) qui étudient les fonctions d'appariement régionales pour le Royaume-Uni, les Pays-Bas, la République tchèque et la Slovaquie et l'Allemagne, respectivement.

En nous inspirant de ces différents travaux, nous étudions les facteurs susceptibles d'influencer la pénurie de main-d'oeuvre sur le marché du travail au Canada. À cet effet, pour expliquer la pénurie de main-d'oeuvre, nous considérions le taux d'emploi vacant, le taux de chômage et la tension du marché (rapport entre le taux d'emploi et le taux du chômage) qui représente un bon indicateur de la main-d'oeuvre sur le marché de l'emploi. Ces variables sont susceptibles d'être influencées par les variables explicatives suivantes : la participation des personnes âgées sur le marché de l'emploi, les salaires réels, la durée moyenne passée en emploi par un travailleur, les heures supplémentaires effectuées par les employés, le taux de couverture syndicale et le flux de passage de l'emploi au chômage.

4.3 Le modèle empirique

4.3.1 Le modèle PVAR

L'objectif principal de cette étude est d'étudier la dynamique entre la tension du marché, le taux d'emploi vacant, le taux de chômage et les variables explicatives qui sont : la participation des personnes âgées sur le marché de l'emploi (Age45), les salaires réels (Wage), la durée moyenne passée en emploi par un travailleur (Tenure), les heures supplémentaires effectuées par les employés (Extra), le taux de couverture syndicale (Union) et le flux de passage de l'emploi au chômage (Separation). Cette étude se propose d'analyser cette dynamique en utilisant les techniques du modèle PVAR (Panel vector autoregression).

Le modèle vectoriel autorégressif (VAR), initialement développé par Sims (1980), est généralement utilisé pour analyser l'influence dynamique des perturbations aléatoires sur des variables particulières (Alsaedi et Tularam, 2020; Kuang *et al.*, 2020). Par

ailleurs, le modèle VAR ne prend pas en charge les données de panel et ne prend pas en compte l'hétérogénéité individuelle (Kuang *et al.*, 2020; Wu *et al.*, 2020). Pour combler ces insuffisances, Holtz-Eakin *et al.* (1988) ont proposé le modèle PVAR (Panel vector autorégressive) basé sur des données de panel. En comparaison au modèle VAR, le modèle PVAR peut réduire les exigences en matière du volume et de la forme des données, et peut contrôler efficacement le biais d'estimation causé par l'hétérogénéité spatiale et individuelle (Jawadi *et al.*, 2016; Kuang *et al.*, 2020). Un autre avantage de cette méthode est que les variables peuvent être endogènes, ce qui est considéré comme un avantage important de ne pas avoir à résoudre le problème d'endogénéité (Love et Zicchino, 2006), et il n'est pas nécessaire d'adhérer à une théorie économique stricte lors de la création de modèles empiriques (Charemza *et al.*, 1997; Davidson *et al.*, 1993). Les étapes suivantes sont généralement impliquées dans la construction du modèle PVAR utilisé par des recherches récentes (Boubtane *et al.*, 2013; Kuang *et al.*, 2020; Feng *et al.*, 2020; Shao *et al.*, 2020; Abrigo et Love, 2016; Jawadi *et al.*, 2016; Lin et Zhu, 2017; Charfeddine et Kahia, 2019). Premièrement, nous faisons le test de racine unitaire pour vérifier si nos différentes variables sont stationnaires. Pour les variables non stationnaires en niveau, les premières différences doivent être prises pour les rendre stationnaires. Ensuite, la sélection du nombre de retards appropriée dans le modèle PVAR est également un facteur important. En outre, l'étape suivante consiste à l'analyse des fonctions de réponse. L'interaction dynamique entre les variables peut être observée à partir du graphique de fonction de réponse. La dernière étape est l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision qui permet de mesurer la contribution des erreurs des variables explicatives à la variance des erreurs du taux d'emploi vacant (respectivement le taux de chômage). Rappelons que le principal but de cette étude est d'étudier la dynamique entre la tension du marché, le taux d'emploi vacant, le taux de chômage

et les variables explicatives. La description statistique de ces variables est présentée plus en détail en annexe A.2.

La suite de cette section présente le concept de base de l'analyse PVAR et les étapes de la validation de la procédure d'estimation. À notre connaissance, aucune étude sur la pénurie de main-d'œuvre avec cette approche n'a été publiée pour le Canada. Les modèles empiriques utilisés pour l'estimation au niveau des industries (i) et au niveau des régions (j) sont les mêmes et prennent les formes suivantes :

Au niveau des industries :

$$X_{it} = \Gamma(L)X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \tag{4.2}$$

Au niveau des régions :

$$X_{jt} = \Gamma(L)X_{jt} + \xi_j + \eta_{jt} \tag{4.3}$$

Avec X_{it} est le vecteur de trois variables stationnaires décrite de la manière suivante :

$$X_{it} = \begin{pmatrix} Vacant_t \\ Wage_t \\ Age45_t \end{pmatrix}, X_{it} = \begin{pmatrix} Vacant_t \\ Tenure_t \\ Union_t \end{pmatrix} \text{ et } X_{it} = \begin{pmatrix} Vacant_t \\ Separation_t \\ Extra_t \end{pmatrix}$$

Dans nos différentes estimations empiriques, le taux d'emploi vacant est successivement remplacé par le taux de chômage et la tension du marché.

i : l'indice de l'industrie correspondante [1],

j : l'indice de la région correspondante,

t : l'indice de temps trimestriel pour l'estimation au niveau des industries et l'indice de temps annuel au niveau des régions,

$\Gamma(L)$: est la matrice polynomiale dans l'opérateur de retard avec $\Gamma(L) = \Gamma_1 L^1 + \Gamma_2 L^2 + \Gamma_3 L^3 + ... + \Gamma_p L^p$, μ_i (respectivement ξ_j) est un vecteur des effets fixes de l'industrie i (respectivement de la région j) et ϵ_{it} (respectivement η_{jt}) est un vecteur d'erreurs idiosyncrasiques. L'estimateur à effets fixes dans un panel dynamique n'est pas robuste, car les termes d'effets fixes sont corrélés avec les variables explicatives en raison des retards des variables dépendantes introduites dans le modèle (Love et Zicchino, 2006). Pour cela nous utilisons la méthode dite de déviation orthogonale ou la procédure d'Helmert développé par Love et Zicchino (2006). Dans cette procédure, pour supprimer les effets fixes, toutes les variables dans le modèle sont transformées en déviation par rapport à leurs moyennes avancées c'est-à-dire la moyenne de toutes les observations futures disponibles pour chaque industrie. Cette transformation préserve l'orthogonalité entre les variables transformées et les variables explicatives retardées, ce qui nous permet d'utiliser des variables explicatives retardées comme instruments et d'estimer les coefficients par le système Généralisé de la méthode des moments (GMM). Notre routine d'estimation VAR de panel suit Love et Zicchino (2006) mais adapté à notre cadre d'analyse.

Soit $\bar{x}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} x_{is}^m/(T_i - t)$ qui traduit les moyennes obtenues à partir des valeurs futures de x_{it}^m qui est une variable du vecteur $X_{it} = (x_{it}^1, x_{it}^2, x_{it}^3 ... x_{it}^M)'$; Ti désigne

1. Dans la suite de cette étude, nous conservons l'indice i pour simplifier les analyses, les équations empiriques étant les mêmes au niveau des industries et au niveau des régions.

la dernière période de données disponibles pour une série d'industries i et m le nombre de variables du vecteur X_{it}. Soit $\bar{\epsilon}_{it}^{m}$ la transformation similaire de ϵ_{it}^{m} avec $\bar{\epsilon}_{it}^{m} = (\epsilon_{it}^{1}, \epsilon_{it}^{2}, \epsilon_{it}^{3}, ..., \epsilon_{it}^{M})'$. Par conséquent, nous obtenons les variables transformées avec les deux équations suivantes :

$$\tilde{x}_{it}^{m} = \delta_{it}(x_{it}^{m} - \bar{x}_{it}^{m}) \tag{4.4}$$

$$\tilde{\epsilon}_{it}^{m} = \delta_{it}(\epsilon_{it}^{m} - \bar{\epsilon}_{it}^{m}) \tag{4.5}$$

avec :

$$\delta_{it} = \sqrt{\frac{(T_i - t)}{(T_i - t + 1)}}$$

Comme expliqué dans Love et Zicchino (2006), cette transformation ne peut pas être calculée pour les observations de la dernière année, car il n'y a pas de valeur future pour les moyennes avancées. Le modèle transformé final est donc donné par :

$$\tilde{X}_{it} = \Gamma(L)\tilde{X}_{it} + \tilde{\epsilon}_{it} \tag{4.6}$$

$$\text{avec : } \tilde{X}_{it} = (\tilde{X}_{it}^{1}, \tilde{X}_{it}^{2}, \tilde{X}_{it}^{3}...\tilde{X}_{it}^{M})' \text{ et } \tilde{\epsilon}_{it} = (\tilde{\epsilon}_{it}^{1}, \tilde{\epsilon}_{it}^{2}, \tilde{\epsilon}_{it}^{3}, ..., \tilde{\epsilon}_{it}^{M})'$$

La procédure de la première différence a la faiblesse de grossir les écarts quand on fait l'analyse avec les données de panel, c'est le cas de la présente étude. La différentiation des moyennes avancées est une alternative à la procédure de la première différence

et a le mérite de préserver la taille de l'échantillon dans les panels avec des écarts (Roodman, 2009).

Cette transformation est une déviation orthogonale, dans laquelle chaque observation est exprimée comme une déviation à partir des moyennes des observations futures. L'équation 4.6 obtenue est l'écart orthogonal, chaque observation est pondérée de manière à normaliser la variance. Si les erreurs d'origine ne sont pas corrélées automatiquement et sont caractérisées par une variance constante, alors les erreurs transformées doivent présenter les propriétés similaires. Ainsi, cette transformation préserve l'homoscédasticité et n'induit pas l'autocorrélation des erreurs (Arellano *et al.*, 1997; Alonso-Borrego et Arellano, 1999). De plus, cette technique permet d'utiliser les valeurs décalées des variables explicatives comme instruments et estime les coefficients par la méthode des moments généralisée.

4.3.2 Les modèles empiriques analysés

Notre étude consiste à étudier la dynamique entre les emplois vacants (respectivement le chômage, et la tension du marché du travail), et les variables explicatives suivantes : participation des personnes matures et âgées sur le marché du travail ($Age45$), les salaires réels ($Wage$), le taux de syndicalisation ($Union$), le taux de séparation de l'emploi vers le chômage ($Separation$), la durée effectuée en emploi ($Tenure$) et enfin les heures supplémentaires faites par les travailleurs ($Extra$).

Les changements démographiques ont une incidence sur la pénurie de main-d'œuvre dans un monde industrialisé (Cocolakis-Wormstall, 2018; Budd *et al.*, 1988; Denton et Spencer, 1978; Newton *et al.*, 1981). Ces changements démographiques annoncent le déclin de la population en âge de travailler et dans certaines professions, il sera

difficile de combler la demande de main-d'œuvre de remplacement par l'offre de main-d'œuvre locale. Par ailleurs, la pénurie de main-d'œuvre dans certains secteurs crée une situation de rareté qui s'accompagne par la hausse du salaire jusqu'à l'établissement d'un nouvel équilibre (offre et demande d'emploi) sur le marché de l'emploi (Grenier, 2011). Dans une telle situation, les entreprises offrant un salaire moyen plus élevé par rapport au salaire moyen pour la même profession sont moins impactées par la pénurie (Haskel et Martin, 2001). Nous nous proposons dans cette première équation de mesurer l'impact réel de la participation des personnes âgées sur le marché de l'emploi au niveau macroéconomique en considérant la tranche d'âge de plus de 45 ans. De même, l'impact du salaire réel est mesuré. Avec Δ l'opérateur de première différence on a :

Modèle 1.1 : $X_{it} = (\Delta Vacant_{it}, \Delta Age45_{it}, \Delta Wage_{it})$

Les institutions du marché du travail ont connu des changements très importants ces dernières années (Brunello et Wruuck, 2019) et les syndicats jouent un rôle important sur de nombreux marchés du travail dans de nombreux pays (Krusell et Rudanko, 2016). Il est reconnu depuis longtemps que les syndicats, par leur pouvoir de monopole sur le marché du travail, ont tendance à augmenter les salaires au-dessus de leurs niveaux concurrentiels, ce qui suggère qu'une plus grande présence syndicale sur le marché du travail a un impact principalement négatif sur l'activité économique en entraînant une augmentation du chômage (Calmfors et Driffill, 1988; Nickell et Layard, 1999). Par ailleurs, les changements dans les institutions du marché du travail peuvent expliquer en grande partie le changement dans la rigueur de la loi sur la protection de l'emploi, la durée et la générosité des prestations de chômage, la taille du salaire minimum, la limite les heures supplémentaires, le renforcement des

conditions du contrat de travail à durée déterminée et la restriction de l'utilisation de périodes d'essai avant de signer un contrat à durée indéterminée avec l'employé (Koeniger *et al.*, 2007; Rutkowski, 2007). Nous complétons cette vaste littérature en analysant la contribution de cette institution ainsi que la durée passée en emploi sur la pénurie de main-d'œuvre dans le marché du travail au Canada. Une alternative de la mesure du pouvoir de négociation des syndicats développé est le taux de couverture syndicale, c'est-à-dire la proportion de contrats couverts par des conventions collectives (Ranjan, 2013). Notre deuxième modèle est donné par le système suivant :

Modèle 1.2 : $X_{it} = (\Delta Vacant_{it}, \Delta Tenure_{it}, \Delta Union_{it})$

Pour s'adapter aux effets de la pénurie de main-d'oeuvre, des employeurs affirment faire recours à la flexibilité du temps de travail, l'augmentation du nombre d'heures supplémentaires, la flexibilité des emplois et le recours accru aux travailleurs à temps partiel (Fang, 2009). Par ailleurs, dans les sondages réalisés par Cocolakis-Wormstall (2018) auprès des entrepreneurs, 56% de ceux-ci affirment que leurs employés actuels doivent travailler davantage plus qu'avant en raison des pénuries de main-d'œuvre. Les entrepreneurs interviewés ont en outre indiqué avoir changé leurs pratiques de rémunération pour attirer de nouveaux employés. Par contre, le niveau des salaires des nouveaux diplômés sur le marché du travail est généralement inférieur à la moyenne à cause du manque d'expérience de ces derniers et engendre un taux d'abandon considérable (Oreopoulos *et al.*, 2012). Les heures supplémentaires et le taux de séparation de l'emploi représentent alors des variables clés pour l'explication de la pénurie de main-d'oeuvre. Pour mesurer cette relation, nous estimons empiriquement la relation suivante :

Modèle 1.3 : $X_{it} = (\Delta Vacant_{it}, \Delta Separation_{it}, \Delta Extra_{it})$

Dans le modèle théorique d'appariement développé dans la section 4.1, nous avons abordé la dynamique entre le taux de chômage, et le taux d'emploi vacant (la courbe de Beveridge). Nous construisons un modèle empirique pour rendre compte de cette dynamique et en introduisant le taux de salaire horaire comme variable de contrôle. Ce modèle empirique que nous appelons modèle 2 nous permet de mieux comprendre l'impact des variables explicatives sur le chômage. Nous avons donc :

Modèle 2 : $X_{it} = (\Delta Unemployment_{it}, \Delta Vacant_{it}, \Delta Wage_{it})$

Plusieurs facteurs captés par la tension du marché, θ, affectent le nombre de *matchs* formés (Anderson et Burgess, 2000; Pissarides, 1985). Cette variable est souvent mentionnée comme un proxy de la pénurie de main-d'oeuvre. Il serait donc intéressant d'analyser la dynamique entre la tension du marché et nos différentes variables explicatives. Pour mesurer cette dynamique, nous estimons empiriquement les relations suivantes :

Modèle 3.1 : $X_{it} = (\Delta Tension_{it}, \Delta Age45_{it}, \Delta Wage_{it})$

Modèle 3.2 : $X_{it} = (\Delta Tension_{it}, \Delta Tenure_{it}, \Delta Union_{it})$

Modèle 3.3 : $X_{it} = (\Delta Tension_{it}, \Delta Separation_{it}, \Delta Extra_{it})$

Par ailleurs, il est important de considérer plusieurs indicateurs mesurant les conditions du marché du travail pour déterminer s'il existe des situations de pénurie de main-d'oeuvre (Migration advisory committee, 2017). Nous avons fait une dernière

analyse en remplaçant cette fois-ci le taux d'emploi vacant par le taux de chômage. L'objectif étant donc de contrôler la robustesse de nos résultats. Les modèles empiriques 1.1, 1.2 et 1.3 deviennent respectivement 4.1, 4.2 et 4.3.

Modèle 4.1 : $X_{it} = (\Delta Unemployment_{it}, \Delta Age45_{it}, \Delta Wage_{it})$

Modèle 4.2 : $X_{it} = (\Delta Unemployment_{it}, \Delta Tenure_{it}, \Delta Union_{it})$

Modèle 4.3 : $X_{it} = (\Delta Unemployment_{it}, \Delta Separation_{it}, \Delta Extra_{it})$

En résumé, nous catégorisons ces différents modèles empiriques en 4 catégories. Le modèle empirique 1 (1.1, 1.2, et 1.3) qui étudie la dynamique entre le taux d'emploi vacant et les variables explicatives : Age45, Wage, Tenure, Separation, Extra et Union. Le modèle empirique 2 qui tente d'expliquer la dynamique entre le taux d'emploi vacant, le taux de chômage et les salaires réels. Le modèle empirique 3 (3.1, 3.2 et 3.3) qui étudie la dynamique entre la tension du marché, mesuré par le rapport v/u, et les variables explicatives. Le modèle empirique 4 (4.1, 4.2, et 4.3) qui étudie la dynamique entre le taux de chômage et les variables explicatives.

4.4 La validation du modèle empirique

4.4.1 Stationnarité et sélection du nombre de retards

Il existe certaines conditions préalables pour l'application de la méthode PVAR, notamment la stationnarité des variables. Nos variables sont soit stationnaires en niveau ou soit stationnaires en première différence. La stationnarité des variables a été vérifiée à l'aide du test de Dickey-Fuller (ADF) augmenté de type Fisher (Maddala

et Wu, 1999; Choi, 2006) applicable aux données de panel non balancées comme dans le cas de notre étude. Pour ce test l'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire. Il existe plusieurs autres tests pour tester la présence de racines unitaires dans les données de panel, par exemple le test Im *et al.* (2003) (IPS), le test Harris et Tzavalis (1999) (HT) et le test Hadri (2000) (LM). Mais ces différents tests ne sont applicables uniquement que pour les données de panel balancées. Le nombre de retards été choisies en utilisant les critères d'information d'Akaike (AIC). Nos inférences sont basées sur un niveau de signification de 5% comme suggéré par Levin *et al.* (2002). Après le test de racine unitaire, nous avons aussi effectué le test de cointégration de Kao (1999) et de Pedroni (1999) afin de vérifier la relation de long terme entre nos variables. Les résultats de ces deux tests donnent la même conclusion, tous les panels sont cointégrés. Les résultats sont disponibles et peuvent être fournis sur demande.

4.4.2 Les fonctions de réponses

Le principal avantage du système VAR est de permettre d'évaluer l'impact du choc d'une variable sur une autre variable, tout en maintenant toutes les autres variables constantes. Ceci est observable avec les fonctions de réponses, qui décrivent la réaction d'une variable aux variations d'une autre variable dans le système, tout en maintenant tous les autres chocs égaux à zéro. Cependant, étant donné que la matrice de variance-covariance des erreurs est peu susceptible d'être diagonale, pour isoler les chocs sur l'une des variables du système, il est nécessaire de décomposer les résidus de telle sorte qu'ils deviennent orthogonaux. La convention habituelle consiste à adopter un ordre particulier et à attribuer toute corrélation entre les résidus de deux éléments quelconques à la variable qui vient en premier dans l'ordre.

Cette procédure est connue sous le nom de décomposition de Cholesky de la matrice variance-covariance des résidus et équivaut à transformer le système en un VAR récursif à des fins d'identification (voir Hamilton, 1994).

D'abord, l'hypothèse d'identification d'un tel ordre récursif est que les variables qui arrivent en premier dans le modèle affectent de façon contemporaine toutes les variables suivantes, tandis que les variables qui viennent plus tard dans l'ordre n'affectent les variables précédentes qu'avec un retard.

Nous adoptons l'ordre récursif suivant pour le premier modèle : $Vacant \longrightarrow Age45 \longrightarrow Wage$. Le taux d'emploi vacant ($Vacant$) est placé au tout début de la commande, car c'est notre variable explicative. Par ailleurs, quelque soit l'ordre des deux dernières variables dans le système, c'est-à-dire, $Vacant \longrightarrow Wage \longrightarrow Age45$ ou $Vacant \longrightarrow Age45 \longrightarrow Wage$, nos résultats des fonctions de réponses demeurent invariants et sont présentés en annexes (voir annexes C.2).

Également, pour analyser les fonctions de réponses, nous avons besoin d'une estimation de leurs intervalles de confiance. Étant donné que la matrice des fonctions de réponses est construite à partir des coefficients du PVAR estimés, les variances de leurs erreurs doivent être prises en compte. Nous générons les intervalles de confiance pour les fonctions de réponses à l'aide de simulations Monte-Carlo comme dans Love et Zicchino (2006) [2].

---

2. Nous construisons au hasard un tirage des coefficients Γ du modèle (3.13) en utilisant les coefficients estimés et leur matrice de variance-covariance et réestimons les fonctions de réponses. En répétant cette procédure 1000 fois, nous construisons les 5e et 95e centiles de cette distribution qui sont utilisés comme un intervalle de confiance des fonctions de réponses. Ces limites sont tracées sur les graphiques des fonctions de réponses.

Enfin, nous reportons les décompositions de la variance dans nos résultats. Les décompositions de variance mesurent les contributions de chaque source de choc à la variance (encore appelée l'erreur de prévision) de chaque variable endogène, à un horizon de prévision donné.

CHAPITRE V

ANALYSE DES RÉSULTATS

Ce chapitre reporte les résultats des différentes estimations des modèles empiriques (modèle 1 à 4) définis dans le chapitre précédent. Nous rappelons que nos analyses étaient faites à deux niveaux d'échelles : au niveau des industries [1] et au niveau des régions [2]. Par ailleurs, il n'y a pas de différence entre les résultats obtenus au niveau des industries et ceux obtenus au niveau des régions, c'est-à-dire que les dynamiques entre les variables explicatives et le taux de chômage restent inchangées quand l'analyse est faite au niveau des industries ou au niveau des régions [3]. Le

---

1. Pour rappel, les données utilisées proviennent de l'enquête sur les postes vacants et salaires (EPVS) pour la variable dépendante et les données de l'EPA pour les variables explicatives. Les données couvrent la période trimestrielle allant de janvier 2015 à septembre 2019.

2. Les données utilisées proviennent des statistiques sur les postes vacants SPV pour la variable dépendante et les données de l'EPA pour les variables explicatives. Les données couvrent la période annuelle allant de 2011 à 2018. Les résultats du VAR au niveau des régions ne sont pas satisfaisants à cause des problèmes de convergence causés par l'insuffisance du nombre d'observations (voir Sims, 1980). Nous reportons uniquement dans nos analyses (figure C.3) les résultats des modèles 4.1, 4.2 et 4.3 pour lesquels le taux de chômage est la variable dépendante et couvre la période 2001-2018.

3. Nous avons reporté les tests de validation des modèles empiriques uniquement pour l'analyse faite au niveau des industries (stationnarité, sélection du nombre de retard et les tests de stabilité). Les résultats de ces tests de validations sont aussi disponibles pour les régions et seront fournis sur demande.

reste du chapitre est ordonné comme suit : la section 5.1 présente les résultats pour l'application du modèle VAR avec les données de panel, la section 5.2 présente les résultats des fonctions de réponses des différents chocs sur le taux d'emploi vacant, la section 5.3 aborde la dynamique entre le taux de chômage, le taux d' emploi vacant et le salaire réel, la section 5.4 présente les résultats des fonctions de réponses des différents chocs sur la tension du marché (v/u), la section 5.5 approfondit nos analyses en remplaçant le taux d'emploi vacant par le taux de chômage. Nous finissons ce chapitre avec la discussion présentée dans la section 5.6.

5.1 Stationnarité et sélection du nombre de retards

Comme mentionné dans le chapitre 4, certains tests préliminaires sont nécessaires avant l'analyse du modèle PVAR. Dans cette partie de l'étude, ces tests préliminaires et leurs résultats sont présentés. Premièrement, le tableau 5.1 présente l'ordre d'intégration des différentes variables incluses dans cette étude en utilisant le test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Dans le test de racine unitaire, les variables utilisées dans le modèle comportent une tendance et une constante après l'analyse graphique. Les résultats montent que le taux d'emploi vacant ($Vacant$) et le taux de séparation de l'emploi vers le chômage sont stationnaires en niveau (I(0)), ces variables sont introduites directement dans notre modèle après leur transformation en log. Par contre, les variables $Age45$, $Tenure$, $Extra$, $Tension$, $Unemployment$ et $Union$ sont stationnaires en première différence (I(1)), nous avons donc pris la première différence du log de ces variables dans nos différentes estimations empiriques [4].

4. Par exemple : $Age45$, $Tenure$, $Extra$, $Unemployment$ et $Union$ deviennent respectivement $\Delta Age45$, $\Delta Tenure$, $\Delta Extra$, $\Delta Unemployment$ et $\Delta Union$.

Tableau 5.1: Test de stationnarité

Variables	Inverseχ^2	pvalue	Ordre d'intégration
Vacant	51,46	0,00	I(0)
Age45	66,95	0,00	I(1)
Wage	137,43	0,00	I(1)
Tenure	74,84	0,00	I(1)
Separation	44,29	0,00	I(0)
Extra	116,15	0,00	I(1)
Unemployment	109,71	0,00	I(1)
Union	52,86	0,00	I(1)
Tension	123,89	0,00	I(1)

Note : Résultat du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Toutes les variables sont stationnaires en niveau I(0) ou en différence première I(1)

Après le test de racine unitaire, nous avons aussi vérifié la cointégration à partir des tests de Kao (1999) et de Pedroni (1999). Les résultats montrent l'existence d'une relation de long terme entre nos différentes variables et peuvent être fournis sur demande. Le modèle VAR avec les données de panel nécessite également que chaque modèle soit stable. On vérifie cette condition de stabilité des estimations en calculant le module de chaque valeur propre du modèle estimé. Un modèle VAR est stable si tous les modules de la matrice correspondante sont strictement inférieurs à l'unité (Hamilton, 1994). La stabilité implique donc que le panel VAR est inversible et possède une représentation d'ordre infini de vecteur de moyenne mobile, fournissant une interprétation connue des fonctions de réponses estimées et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. La figure 5.1 des valeurs propres qui en résultent, confirme que l'estimation est stable pour le modèle empirique 1.1. Tous les autres modèles empiriques sont également stables et les résultats sont présentés dans l'annexe C.1.

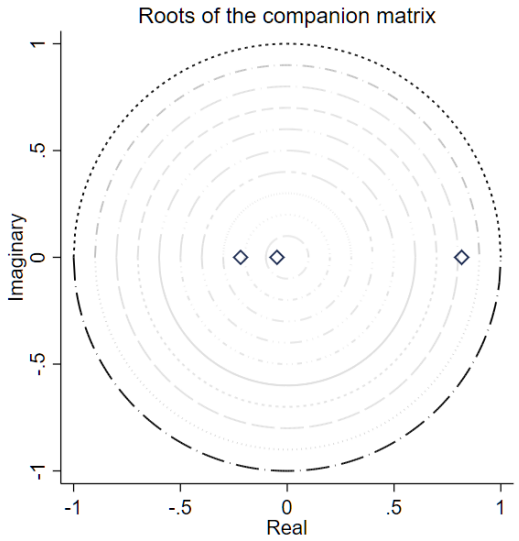


Figure 5.1: Stabilité des modèles empiriques

Une autre étape du modèle VAR avec les données de panel consiste à déterminer le nombre de retards appropriés pour le modèle. La longueur optimale doit être l'ordre de retard qui minimise les différents critères d'information. Après avoir réalisé le test J de suridentification d'Hansen et Singleton (1982), le choix du nombre de retards se concentre sur la minimisation des trois critères d'information Bayésiens (MBIC), le critère d'information d'Akaike (MAIC) et le critère d'information de Hannan et Quinn (MQIC). Mais lorsque les informations ne sont pas concluantes, l'accent est mis sur le critère d'information d'Akaike suggéré par Ng et Perron (2001). Les résultats de la sélection du nombre de retards sont présentés dans le tableau 5.2.

La valeur la plus faible du critère BIC est -3,91296 et le nombre de retards est 1. En effet, quel que soit le critère d'information choisi, on arrive au même résultat pour cette estimation. Le tableau C.1 en annexe présente les résultats de ce test pour toutes les estimations de cette étude.

Tableau 5.2: Sélection du nombre de retard

Model 1.1						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,897916	50,08704	0,064447	-83,9098	-3,91296	-36,4198
2	0,903856	39,52389	0,082422	-49,8073	3,52389	-18,1474
3	0,951072	21,1889	0,118376	-23,4767	3,188901	-7,64672

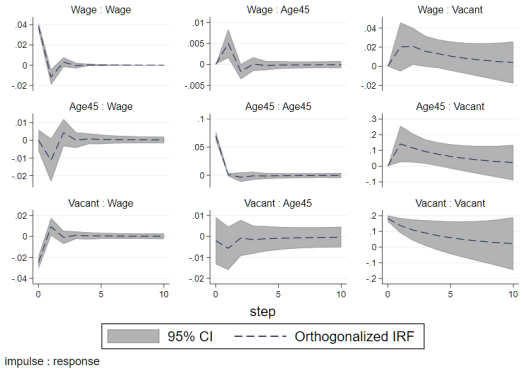
Note : La valeur critique du critère BIC la plus faible est -3,91296 et le nombre de retards correspondant est 1.

5.2 Fonctions de réponses du taux d'emploi vacant

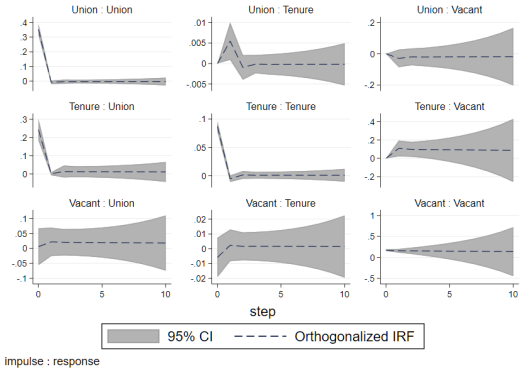
Cette section présente les résultats de nos simulations, nous étudions le comportement des emplois vacants dans une économie avec une forte présence de personnes âgées sur le marché du travail. Ensuite, l'impact des salaires réels et des conditions de travail sur le taux d'emploi vacant.

La lecture des différentes figures de cette section est la suivante : chaque ligne représente la réponse d'une variable à son propre choc et au choc des deux autres variables. Par exemple dans la figure 5.2(a), la première ligne représente la réponse du salaire face à son propre choc (Wage : Wage), la réponse du salaire face au choc de proportion de personnes âgées (Wage : Age45) et enfin la réponse du salaire face aux chocs du taux d'emploi vacant (Wage : Vacant). Ensuite la deuxième ligne représente la réponse de la variable Age45 face aux différents chocs et la troisième ligne représente la réponse du taux d'emploi vacant face aux différents chocs.

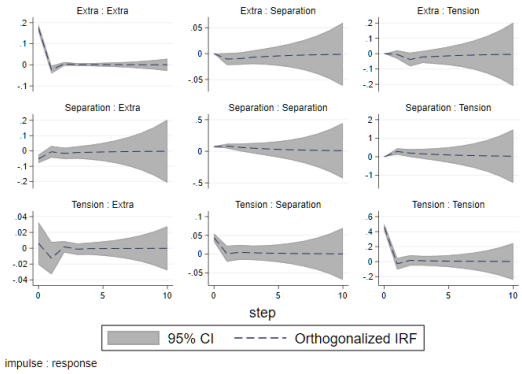
La figure 5.2 reporte les fonctions de réponses du taux d'emploi vacant face aux différents chocs (modèle 1.1, 1.2 et 2.3). La figure 5.2(a) affiche les fonctions de réponses du premier modèle empirique qui est la réaction des emplois vacants ($Vacant$) à son



(a) Modèle 1.1



(b) Modèle 1.2



(c) Modèle 1.3

Figure 5.2: Fonctions de réponses du taux d'emploi vacant

propre choc et aux chocs de la participation des personnes âgées sur le marché du travail ($Age45$) et des salaires réels ($Wage$).

La figure 5.2(a) montre également la réponse négative et significative du taux d'emploi vacant à un choc des salaires réels (figure Vacant : Wage). Ensuite, la réponse du taux d'emploi vacant suite à un choc de la participation des personnes âgées sur le marché du travail n'est pas statistiquement significative (figure Vacant : Age45)

alors que cette dernière à un impact positif et significatif sur les salaires réels (figure Wage : Age45). Plusieurs résultats intéressants résultent de cette première analyse.

Premièrement, les résultats de la figure 5.2(a) indiquent que l'impact des salaires réduit considérablement la pénurie de main-d'oeuvre sur le marché de l'emploi à court terme sur les deux premières périodes. Cet impact est unidirectionnel, car l'impact des emplois vacants sur les salaires réels n'est pas statistiquement significatif. Deuxièmement, la proportion de personnes âgées sur le marché du travail entraîne une pression à la hausse des salaires réels dans le marché du travail.

Le tableau 5.3 montre la décomposition de la variance de l'erreur de prévision pour les modèles 1.1, 1.2 et 1.3 avec une prévision pour la dixième période. Dans le tableau du modèle 1.1, à long terme, la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant est expliquée à 59,43% par le taux d'emploi vacant, à 39,50% par les personnes âgées sur le marché de l'emploi et à 1,06% par les salaires réels.

La figure 5.2(b) présente la réponse du taux d'emploi vacant après un choc institutionnel sur le marché de l'emploi (Union) et un choc sur la durée moyenne passée en emploi par les travailleurs. L'institutionnalisation du marché du travail a pour conséquence le renforcement de la durée passée en emploi et vice-versa (figure Union : Tenure). La réaction des emplois vacants n'est pas statistiquement interprétable. Cependant, l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du tableau 5.3 pour le modèle 1.2 montre qu'à la dixième période, la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant est expliquée jusqu'à 25,71% par la durée passée en emploi, à 1,27% par l'Union et à 73,02% par le taux d'emploi vacant.

La figure 5.2(c) reporte les résultats de notre dernière estimation. Le flux de l'emploi au chômage a un impact positif sur les emplois vacants (figure Vavcant : Separation).

Tableau 5.3: Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 1

Modèle 1.1			
	$\Delta Vacant$	$\Delta Age45$	$\Delta Salaire$
$\Delta Vacant$	59,43	39,50	1,06
$\Delta Age45$	0,83	98,61	0,56
$\Delta Salaire$	28,43	5,89	65,68
Modèle 1.2			
	$\Delta Vacant$	$\Delta Tenure$	$\Delta Union$
$\Delta Vacant$	73,02	25,71	1,27
$\Delta Tenure$	0,79	98,81	0,40
$\Delta Union$	1,89	31,91	66,20
Modèle 1.3			
	$\Delta Vacant$	$\Delta Separation$	$\Delta Extra$
$\Delta Vacant$	65,43	33,15	1,42
$\Delta Separation$	23,64	75,07	1,29
$\Delta Extra$	2,99	1,40	95,60

Note : La variation de la variable ligne expliquée par la variable colonne en%, prévision pour la période 10.

Toujours dans la figure 5.2(c), les heures supplémentaires ont un impact négatif légèrement significatif sur le taux des emplois vacants.

Notre analyse présente deux résultats principaux. Premièrement, le taux de séparation de l'emploi vers le chômage accentue la pénurie de main-d'oeuvre. Les raisons pour un employé de quitter son poste sont diverses : il peut s'agir des mauvaises conditions de travail (difficulté des tâches et un salaire faible) et les licenciements. L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du tableau 5.3 pour le modèle 1.3 montre qu'à long terme, la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant est expliquée jusqu'à 33,15% par le taux de séparation de

l'emploi. Deuxièmement, les heures supplémentaires permettent de réduire la pénurie de main-d'oeuvre de façon temporaire. Cependant, après la première période, la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant n'est expliquée qu'à 1,42% par les heures supplémentaires.

5.3 Dynamique entre la courbe de Beveridge et le salaire réel

La figure 5.3 reporte la dynamique entre la courbe de Beveridge, et le salaire réel. Les variables répondent positivement à leur propre choc. Par ailleurs, le taux d'emploi vacant répond négativement au choc du taux de chômage (Vacant : Unemployment). Ce résultat semble confirmer la relation négative entre le taux de chômage et le taux d'emploi vacant caractéristique de la courbe de Beveridge. Mais cette relation est unidirectionnelle, car sur la durée de l'étude (2015-2019) le taux de chômage répond positivement à un choc du taux d'emploi vacant pendant la première période (figure Unemployment : Vacant). L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision pour la dixième période reporte que le taux de chômage est expliqué à 91% par son propre choc, à 5% par le taux de salaire réel et à 3% par le taux d'emploi vacant (table 5.4). Le taux d'emploi vacant est beaucoup plus expliqué par son propre choc à 96%, par le taux chômage à 3,32% et à 0,76% par le salaire horaire réel.

La figure 5.3 reporte également que le taux d'emploi vacant et le taux de chômage répondent négativement et significativement à un choc des salaires réels (figures Vacant : Wage et Unemployment : Wage). Ces derniers résultats sont en adéquation avec les résultats précédents. Autrement dit, un choc positif sur les salaires réels

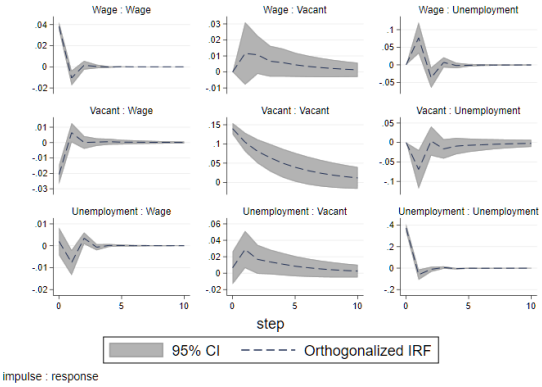


Figure 5.3: Fonctions de réponses-Modèle 2

Tableau 5.4: Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 2

Model 2			
	$\Delta Unemployment$	$\Delta Vacant$	$\Delta Wage$
$\Delta Unemployment$	91,95	3,39	4,66
$\Delta Vacant$	3,32	95,92	0,76
$\Delta Wage$	3,55	22,07	74,38

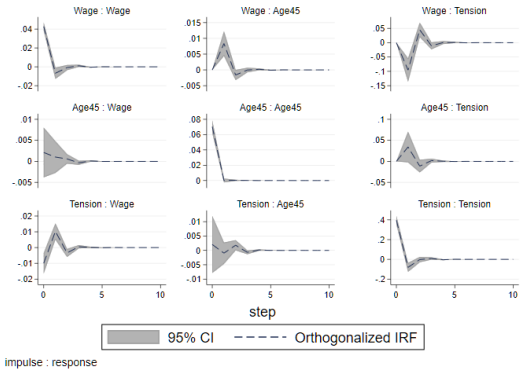
Note : La variation de la variable ligne expliquée par la variable colonne en%, prévision pour la période 10.

pourrait contribuer à réduire considérablement la pénurie de main-d'oeuvre sur le marché de l'emploi et le chômage à court terme sur les deux premières périodes.

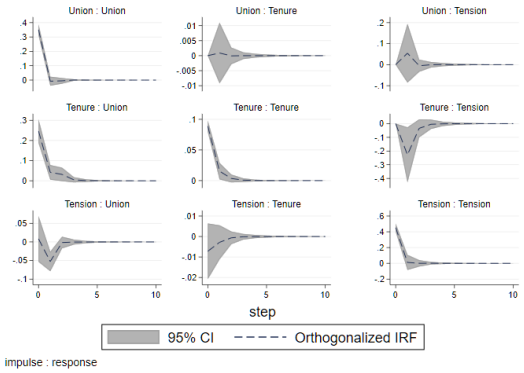
5.4 Fonctions de réponses de la tension du marché

Cette section reporte les fonctions de réponses des modèles empiriques 3.1, 3.2 et 3.2 qui représentent la réaction de la tension du marché $\theta = v/u$ aux différents chocs du salaire réel, de la proportion de personnes âgées sur le marché du travail, du taux de

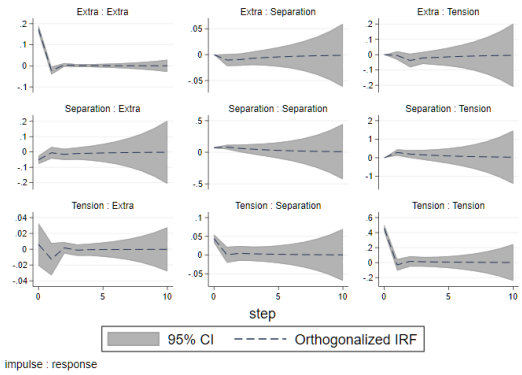
syndicalisation, des heures supplémentaires, du taux de séparation de l'emploi et de la durée passée en emploi.



(a) Modèle 3.1



(b) Modèle 3.2



(c) Modèle 3.3

Figure 5.4: Fonctions de réponses de la tension du marché

La figure 5.4(a) reporte la réponse de la tension du marché face au choc du salaire réel et de la proportion de personnes âgées en emploi. La tension du marché réagit négativement au choc des salaires réels sur la première période et vice-versa (figure Tension : Wage). L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Tableau 5.5: Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 3

Modèle 3.1			
	$\Delta Tension$	$\Delta Age45$	$\Delta Salaire$
$\Delta Tension$	92,88	0,74	6,38
$\Delta Age45$	0,18	98,38	1,44
$\Delta Salaire$	10,31	0,28	89,41
Modèle 3.2			
	$\Delta Tension$	$\Delta Tenure$	$\Delta Union$
$\Delta Tension$	78,56	20,30	1,14
$\Delta Tenure$	0,74	99,26	0,00
$\Delta Union$	1,50	33,50	65,00
Modèle 3.3			
	$\Delta Tension$	$\Delta Separation$	$\Delta Extra$
$\Delta Tension$	53,57	45,73	0,69
$\Delta Separation$	8,21	90,42	1,38
$\Delta Extra$	0,58	9,36	90,06

Note : La variation de la variable ligne expliquée par la variable colonne en%, prévision pour la période 10.

du tableau 5.5 montre que la variance de l'erreur de prévision de la tension du marché est expliquée à 6,38% par le taux du salaire réel.

La figure 5.4(b) reporte la réponse de la tension du marché face au choc du taux de syndicalisation et de la durée passée en emploi. La tension du marché réagit négativement au choc du taux de syndicalisation (figure Tension : Union). De même, la variance de l'erreur de prévision de la tension du marché est expliquée à 20,30% par la durée passée en emploi. La figure 5.4(b) reporte la réponse de la tension du marché face au choc des heures supplémentaires et du taux de séparation de l'emploi vers le chômage. La tension du marché réagit positivement au choc du taux

de séparation (figure Tension : Union). Le tableau 5.5 reporte que la variance de l'erreur de prévision de la tension du marché est expliquée à 45,73% par le taux de séparation et à 0,63% par les heures supplémentaires.

Plusieurs conclusions ressortent de ces différentes analyses. La tension du marché est réduite par le taux de salaire horaire, le taux de syndicalisation et le taux de séparation. Dans le modèle de Pissarides (2000), l'augmentation du salaire baisse la tension du marché. Mais cette baisse de la tension du marché est due au fait que les entreprises postent moins d'emplois vacants, une baisse des recrutements et une augmentation du taux de chômage dû au licenciement (Neumark et Wascher, 1992; Meer et West, 2016). Nos analyses rejoignent les résultats de Rebitzer et Taylor (1995) qui développent un modèle de salaire d'efficience où un salaire minimum plus élevé permet aux entreprises d'empêcher un nombre donné d'employés à perdre leur emploi.

Nos résultats prévoient que les secteurs à hauts salaires recevront plus de candidatures pour combler les emplois vacants. Pour mieux apprécier la baisse du taux de chômage, nous approfondissons nos résultats avec la robustesse présentée dans la session suivante.

5.5 La robustesse

Cette section vise à comparer les résultats précédents en remplaçant cette fois-ci les emplois vacants par le taux de chômage. L'objectif était donc d'utiliser un autre indicateur du marché de l'emploi afin de consolider nos résultats. Nous analysons le comportement du taux de chômage face à un choc de la proportion de personnes

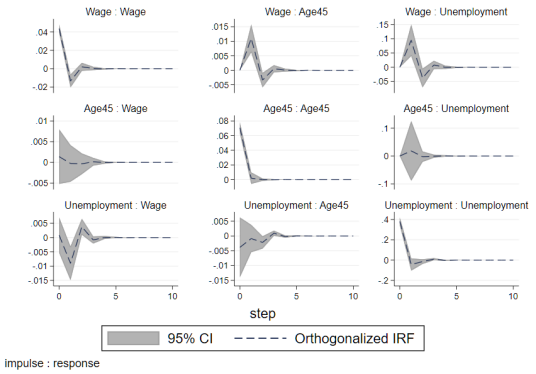
âgées sur le marché de l'emploi. Ensuite, l'impact des salaires réels et des conditions de travail sur le taux de chômage.

La figure 5.5 reproduit les résultats de nos simulations pour les modèles empiriques 4.1, 4.2 et 4.3 et le tableau 5.6 reporte la variance de l'erreur de prévision associée. Deux résultats importants sortent de l'analyse de la figure 5.5(a). D'abord, la variable $Age45$ a un impact positif et significatif sur les salaires réels (figure Wage : Age45). Ensuite, les salaires réels ont un impact négatif sur le taux de chômage (figure Unemployment : Wage). Ces différents résultats consolident nos résultats précédents, l'amélioration des conditions de travail notamment la hausse des salaires réels permettrait donc d'attirer plus de main-d'oeuvre. Également, les personnes âgées sur le marché de l'emploi ont acquis de l'expérience durant leurs précédents emplois et sont donc plus expérimentées, ce qui influence à la hausse les salaires.

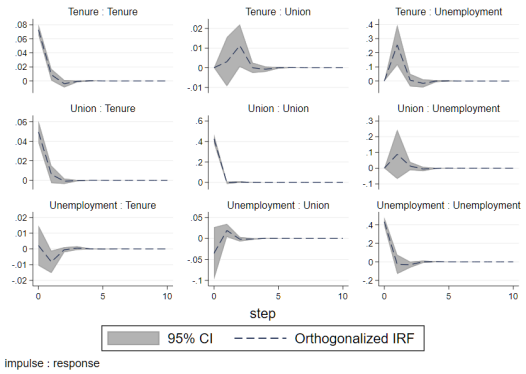
Les figures 5.5(b) et 5.5(c) présentent les résultats des modèles 4.2 et 4.3. La figure 5.5(c) fournit des résultats statistiquement significatifs. En effet, les heures supplémentaires réduisent le flux de l'emploi vers le chômage (Separation), cette variable à un impact positif sur le taux des emplois vacants. Pour réduire les emplois vacants, une solution serait donc de réduire le flux de l'emploi vers le chômage et de favoriser les heures supplémentaires.

5.6 Discussion

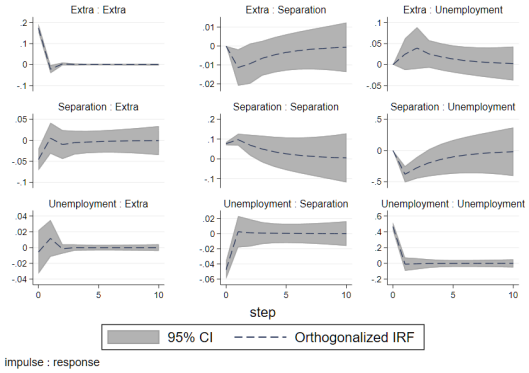
Dans cette section, nous abordons les discussions sur les différents résultats obtenus en nous basant sur les résultats des fonctions de réponses, des tableaux A.3 et A.4 en annexe qui reportent les statistiques descriptives des différentes variables respectivement au niveau des industries (données trimestrielles 2015-2019) et au niveau



(a) Modèle 4.1



(b) Modèle 4.2



(c) Modèle 4.3

Figure 5.5: Fonctions de réponses du taux de chômage

des régions (données annuelles 2011-2018). Plusieurs conclusions émergent de nos différents résultats.

Premièrement, nos résultats confirment la contribution des salaires réels à la réduction de la pénurie de main-d'oeuvre comme l'avait souligné Haskel et Martin (2001). En effet, les données du tableau A.4 montrent une hétérogénéité au niveau des industries pour certaines variables et permettent d'approfondir les résultats des

Tableau 5.6: Décomposition de la variance des erreurs de prévision du modèle 4

Modèle 4.1			
	$\Delta Unemployment$	$\Delta Age45$	$\Delta Salaire$
$\Delta Unemployment$	93,13	0,22	6,65
$\Delta Age45$	0,41	97,02	2,57
$\Delta Salaire$	4,44	0,10	95,46
Modèle 4.2			
	$\Delta Unemployment$	$\Delta Union$	$\Delta Tenure$
$\Delta Unemployment$	72,08	3,04	24,88
$\Delta Union$	0,89	99,04	0,07
$\Delta Tenure$	0,92	31,33	67,75
Modèle 4.3			
	$\Delta Unemployment$	$\Delta Separation$	$\Delta Extra$
$\Delta Unemployment$	41,74	57,59	0,67
$\Delta Separation$	8,21	90,70	1,09
$\Delta Extra$	0,52	6,85	92,63

Note : La variation de la variable ligne expliquée par la variable colonne en%, prévision pour la période 10.

estimations du PVAR (l'hétérogénéité au niveau des régions est au niveau du taux de chômage). L'analyse du taux d'emploi vacant au niveau des industries permet de distinguer deux groupes distincts. Le premier groupe est caractérisé par une moyenne du taux d'emploi vacant plus élevé, il s'agit des industries du commerce (3,14%), du transport et entreposage (2,8%), des services d'hébergement et de restauration (4,55%), d'autres services autres que les administrations publiques (3,50%) et du secteur des arts, spectacles et loisirs (3%). Le deuxième groupe est caractérisé par une moyenne du taux d'emploi vacant plus faible que la moyenne dans les secteurs de l'administration publique (1,65%) et de la gestion de sociétés et d'entreprises (1,77%)

qui enregistrent le plus faible taux d'emplois vacants pour la période considérée. La plage du taux des salaires horaires est plus élevée dans le deuxième groupe contrairement au premier groupe, par exemple le secteur des services d'hébergement et de restauration représente le secteur le plus impacté par la pénurie de main-d'oeuvre et le salaire moyen est de 25$ avec une forte variabilité (σ= 9,81 ; Min.= 13,89$ et Max.= 35,33$) et pour le secteur de la Finance et assurance, le salaire moyen est plus élevé soit de 28,34$ (σ= 2,65 ; Min.= 25,01$ et Max.= 32$). Dans les résultats une augmentation de salaire peut réduire la pénurie de main-d'oeuvre, cependant l'augmentation des salaires peut dans certaines circonstances augmenter les coûts de production des entreprises (Pérez Trujillo *et al.*, 2018; Sell *et al.*, 2016; Sell et Reinisch, 2013). Alors pour ces entreprises une variété de mécanismes non salariaux pourrait être mise en place pour attirer de nouveaux travailleurs comme par exemple la publicité, les campagnes de recrutement, les agences de recrutement, le paiement des frais de déménagement et l'offre des primes. Également, le recours accru au temps partiel et à la sous-traitance pourrait aider les entreprises à éviter l'augmentation des salaires de tous les employés lors de l'embauche de main-d'œuvre supplémentaire.

Deuxièmement, nos résultats montrent que la proportion de personnes de plus de 45 ans sur le marché de l'emploi explique une grande partie de la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant et contribue également à la hausse des salaires réels sur le marché. Une des conclusions que nous tirons de ce résultat et que le maintien en activité des personnes âgées réduit les emplois vacants, le départ à la retraite de ceux-ci creuse davantage le manque de main-d'oeuvre sur le marché de l'emploi. Ce résultat renforce les conclusions de Cocolakis-Wormstall (2018) et Saba et Guérin (2004) qui démontrent que les entreprises tirent un avantage concurrentiel à travers le maintien en emploi des personnes âgées, ce qui contribue indirectement

aussi à la réduction de la pénurie. Par ailleurs, une explication à l'augmentation du salaire réel est l'amélioration des compétences et des qualifications sur le marché par la présence accrue des personnes âgées. L'analyse au niveau des industries en ce qui concerne la proportion des personnes âgées de plus de 45 ans sur le marché de l'emploi montre une homogénéité au niveau des industries et des régions avec une moyenne autour de 46%.

Troisièmement, les heures supplémentaires ont un impact significatif sur la réduction des emplois vacants à court terme et l'institutionnalisation du marché du travail a pour conséquence le renforcement de la durée passée en emploi et vice-versa. Ce résultat est en accord avec les résultats de Fang (2009) et Cocolakis-Wormstall (2018) qui démontrent que les entreprises mettent en place des solutions de courts termes afin de faire face à la pénurie de main-d'oeuvre au Canada. Ces solutions comprennent la flexibilité du temps de travail, l'augmentation des heures supplémentaires et l'augmentation des emplois à temps partiel. Aussi, le taux de séparation de l'emploi vers le chômage est beaucoup plus élevé dans les industries du premier groupe : 3,8 pour l'industrie de l'art, spectacle et loisir ; 4,11 pour les services d'hébergement et de restauration et 3,75 pour l'industrie des autres services sauf les administrations publiques. La moyenne de la durée passée en emploi est généralement dans toutes les industries, supérieure à 70 semaines. Mais plus faible que la moyenne dans l'industrie des arts, spectacles et loisirs (79 semaines), les services d'hébergement et de restauration (87 semaines) contre 99 semaines pour les secteurs des administrations publiques.

Quatrièmement, nos résultats confirment que l'institutionnalisation du marché du travail a pour conséquence le renforcement de la durée passée en emploi et vice-versa. Ainsi, un accent pourrait être mis sur le renforcement du taux de syndicalisation

afin de remédier à l'affaiblissement du pouvoir de négociation des travailleurs tout en réformant la législation du travail.

Enfin, le tableau A.3 reporte que le taux de chômage reste élevé dans les régions de l' Île-du-Prince-Édouard (10,59%), en Terre-Neuve-et-Labrador (12,92%), au Nouveau-Brunswick (9,41%) et en Nouvelle-Écosse (8,62). Et plus faible au Manitoba (5,59%), en Saskatchewan (5,15%) en Alberta (6,02%) et en Colombie-Britannique (6,10%). Pour les politiques en faveur de la réduction du taux de chômage, la priorité pourrait être accordée à ces régions ayant un taux élevé de chômage. Dans la formulation de ces politiques, l'accent pourrait être mis sur le développement de la technologie et la réorganisation du travail avec pour objectif des niveaux de compétence plus élevés afin d'atteindre une croissance de la productivité plus élevée. Cela signifie également l'élaboration d'un programme pour encourager les emplois qualifiés dans l'ensemble de l'économie.

CONCLUSION

L'objectif de ce travail était d'analyser empiriquement les facteurs qui influencent la pénurie de main-d'oeuvre au Canada en utilisant la méthode PVAR. Nous avons analysé l'impact sur les emplois vacants, le chômage, et la tension du marché de travail, des chocs de la participation des personnes âgées sur le marché du travail, les salaires réels, le taux de syndicalisation, les heures supplémentaires et la proportion d'employés transitant de l'emploi vers le chômage. Nos résultats et recommandations sont les suivants :

Premièrement, une augmentation du salaire réel réduit le taux d'emploi vacant. Le salaire réel peut donc être un outil pour la réduction de la pénurie de main-d'oeuvre surtout pour les industries dans lesquelles le taux d'emploi vacant est plus élevé. Néanmoins, un salaire plus élevé peut dans certaines circonstances augmenter les coûts de production des entreprises (Pérez Trujillo *et al.*, 2018; Sell *et al.*, 2016; Sell et Reinisch, 2013). Il serait donc aussi bénéfique d'opter pour une variété de mécanismes non salariaux.

Deuxièmement, la proportion de personnes de plus de 45 ans sur le marché de l'emploi explique une grande partie de la variance de l'erreur de prévision du taux d'emploi vacant et contribue également à la hausse des salaires réels sur le marché. L'accent pourrait être mis sur l'élaboration de politiques permettant le maintien en activité le plus longtemps possible des personnes âgées sur le marché du travail. Aussi, les entreprises tirent un avantage concurrentiel à travers le maintien en emploi des per-

sonnes âgées (Cocolakis-Wormstall, 2018; Saba et Guérin, 2004), ce qui contribue indirectement aussi à l'augmentation du salaire réel du fait de l'amélioration des compétences et des qualifications sur le marché par la présence accrue de ceux-ci et à la réduction de la pénurie.

Troisièmement, les heures supplémentaires ont un impact significatif sur la réduction des emplois vacants à court terme et l'institutionnalisation du marché du travail a pour conséquence le renforcement de la durée passée en emploi et vice-versa. Ce résultat est en accord avec les résultats de Fang (2009) et Cocolakis-Wormstall (2018) qui démontrent que les entreprises mettent en place des solutions de courts termes afin de faire face à la pénurie de main-d'oeuvre au Canada. Pour contrôler la pénurie de main-d'oeuvre à court terme, l'accent devrait être mis sur la flexibilité du temps de travail, l'augmentation des heures supplémentaires et l'augmentation des emplois à temps partiel.

Cependant, ce travail est loin d'avoir apporté toutes les réponses à la pénurie de main-d'oeuvre au Canada. Les données disponibles lors de cette étude ne nous permettent pas d'intégrer la population des immigrants dans nos estimations empiriques, les recherches ultérieures pourraient donc approfondir cette relation. De même, les données trimestrielles utilisées pour les estimations du PVAR au niveau des industries couvrent la période de 2015 à 2019 uniquement, une extension de ces résultats pourrait donc être faite dans le futur quand il y aura une série temporelle plus longue. Malgré l'efficacité des résultats obtenus à l'aide de la technique d'estimation par panel, la limite de cette étude est que les conclusions et recommandations de politiques s'appliquent au niveau des industries et régions, mais ne s'appliquent probablement pas au niveau agrégé. Par conséquent, d'autres études devraient utiliser des données de séries chronologiques agrégées.

ANNEXE A

STATISTIQUES DESCRIPTIVES COMPLÉMENTAIRES

Tableau A.1: Liste des régions

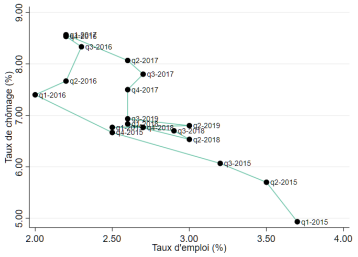
	Régions
1	Terre-Neuve-et-Labrador
2	Île-du-Prince-Édouard
3	Nouvelle-Écosse
4	Nouveau-Brunswick
5	Québec
6	Ontario
7	Manitoba
8	Saskatchewan
9	Alberta
10	Colombie-Britannique
11	Yukon
12	Territoires du Nord-Ouest
13	Nunavut

Sources : l'Enquête sur la population active.

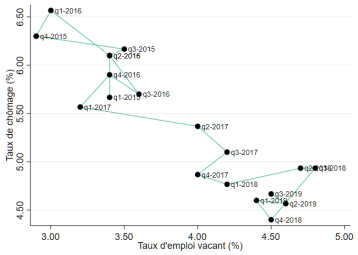
Tableau A.2: Liste et définitions des variables

Variables	Définitions	Sources	Périodes
Taux d'emploi vacant par industrie [Vacant]	Mesure le nombre de postes vacants exprimé en pourcentage de la demande de travail, c'est-à-dire l'ensemble des postes occupés et des postes vacants par industrie	EPVS	Trimestrielle 2015-2019
Taux d'emploi vacant par région [Vacant]	Mesure le nombre de postes vacants exprimés en pourcentage de la demande de travail, c'est-à-dire l'ensemble des postes occupés et des postes vacants par industrie	SPV	Annuelle 2011-2018
Taux de chômage [Unemployment]	Le taux de chômage est le nombre de personnes en chômage exprimé en pourcentage de la population active	EPA	Mensuelle 1970-2019
Salaire moyen [Wage]	Prend en compte le salaire moyen hebdomadaire ou traitement, y compris les pourboires, les commissions et les primes, avant impôt et autres déductions	EPVS	Mensuelle 1970-2019
Personnes âgées de 45 ans et plus [Age45]	Mesure la proportion de la population active dont l'âge est supérieure à 45 ans, cette variable est une mesure du vieillissement de la population active	EPA	Mensuelle 1970-2019
Le flux de l'emploi au chômage [Separation]	Mesure la proportion de personnes quittant leur emploi et deviennent de nouveaux chômeurs	EPA	Mensuelle 1970-2019
Taux de couverture syndicale [Union]	Le taux de couverture syndicale comprend les membres d'un syndicat et les non-membres qui sont couverts par une convention collective	EPA	Mensuelle 1970-2019
La durée de l'emploi [Tenure]	La durée de l'emploi mesure le nombre de mois ou d'années consécutives durant lesquels une personne a travaillé pour l'employeur actuel (ou le plus récent)	EPA	Mensuelle 1970-2019
Heures supplémentaires [Extra]	Total des heures supplémentaires travaillées par semaine par un employé, rémunérées ou non	EPA	Mensuelle 1970-2019
Taux d'emploi [Employment]	Le taux d'emploi est le nombre de personnes occupées exprimé en pourcentage de la population âgée de 15 ans et plus	EPA	Mensuelle 1970-2019

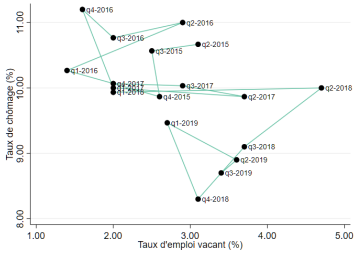
Figure A.1: Évolution des emplois vacants selon l'industrie



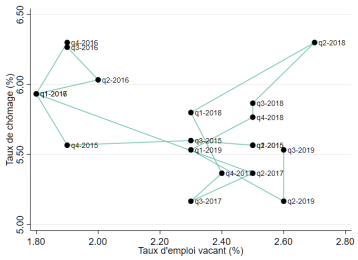
Alberta



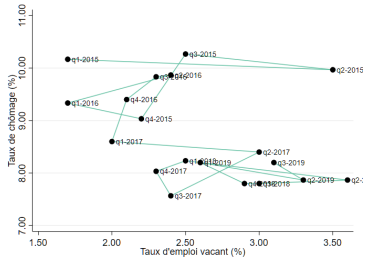
Colombie Britannique



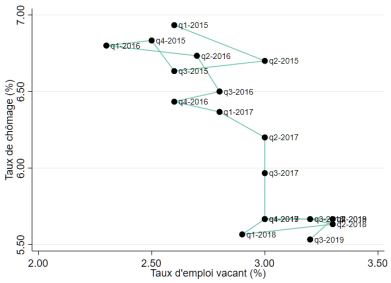
Île-du-Prince Édouard



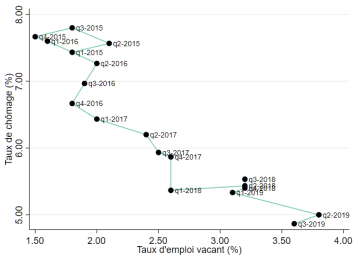
Manitoba



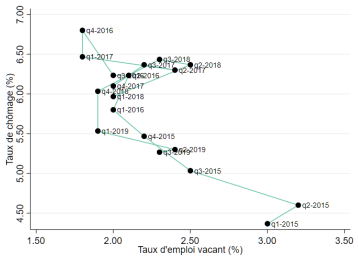
Nouveau Brunswick



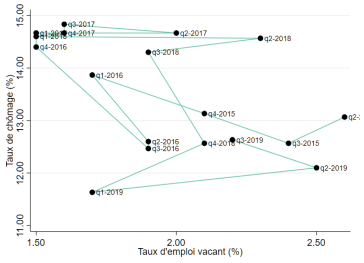
Ontario



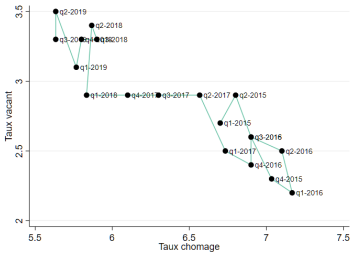
Québec



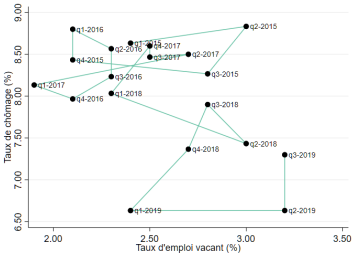
Saskatchewan



Terre-Neuve et Labrador



Canada



Nouvelle-Écosse

Figure A.2: Courbes de Beveridge trimestrielles par région

Tableau A.3: Statistiques descriptives par régions

Régions	**Variables**	**Codes**	**Sd.**	**Mean.**	**Min.**	**Max.**
R1	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,59	2,14	1,40	3,20
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	1,42	6,02	4,60	8,10
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,00	0,45	0,44	0,45
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,22	3,72	3,36	4,02
	Union	[Union]	0,00	0,16	0,15	0,16
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,87	28,40	25,32	30,69
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	2,16	85,53	83,13	89,38
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,25	2,37	2,07	2,68
R2	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,36	1,87	1,40	2,50
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,90	6,10	4,70	7,50
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,49	0,48	0,50
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,12	3,68	3,49	3,88
	Union	[Union]	0,00	0,21	0,21	0,22
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,29	25,53	23,91	27,70
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	1,56	92,74	90,21	95,03
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,06	2,03	1,94	2,12
R3	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,21	1,63	1,40	1,90
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,30	5,59	5,30	6,10
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,45	0,45	0,46
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,04	3,80	3,74	3,86
	Union	[Union]	0,01	0,24	0,23	0,25
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,50	23,02	21,04	25,16
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	1,55	96,33	93,40	97,97
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,11	1,94	1,79	2,13
R4	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,31	1,35	1,20	2,10
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,89	9,41	8,00	10,30
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,02	0,52	0,48	0,53
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,13	3,37	3,20	3,58
	Union	[Union]	0,00	0,18	0,18	0,19
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,20	21,65	19,65	23,45
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	3,04	101,93	96,23	105,92
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,09	1,84	1,69	1,98

Tableau A.3 : Statistiques descriptives par régions (suite)

Régions	**Variables**	**Codes**	**Sd.**	**Mean.**	**Min.**	**Max.**
R5	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,11	1,31	1,20	1,50
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,56	8,62	7,50	9,10
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,52	0,50	0,54
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,18	3,44	3,28	3,82
	Union	[Union]	0,00	0,18	0,18	0,19
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,27	22,31	20,21	24,05
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	1,78	99,64	95,91	101,97
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,08	1,93	1,81	2,08
R6	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,33	1,50	1,20	2,20
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,87	6,90	5,60	7,90
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,49	0,48	0,50
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,06	3,60	3,55	3,69
	Union	[Union]	0,00	0,21	0,20	0,21
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,34	25,58	23,64	27,69
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	0,87	101,30	100,11	102,85
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,09	1,86	1,75	1,98
R7	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,34	1,57	1,20	2,20
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,88	7,13	5,50	7,90
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,48	0,47	0,49
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,10	3,58	3,46	3,74
	Union	[Union]	0,00	0,26	0,26	0,27
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,50	23,71	21,50	25,85
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	1,31	100,38	97,50	102,05
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,05	1,53	1,48	1,62
R8	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,58	1,87	1,30	2,90
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,99	5,15	3,80	6,30
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,45	0,44	0,46
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,15	3,80	3,58	4,03
	Union	[Union]	0,01	0,22	0,21	0,24
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,63	25,97	23,22	28,09
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	1,28	94,36	92,41	96,51
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,23	2,36	2,10	2,68

Tableau A.3 : Statistiques descriptives par régions (suite)

Régions	**Variables**	**Codes**	**Sd.**	**Mean.**	**Min.**	**Max.**
R9	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,18	1,13	0,90	1,40
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	1,06	12,92	11,60	14,80
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,02	0,52	0,49	0,54
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,12	3,37	3,22	3,51
	Union	[Union]	0,01	0,22	0,21	0,23
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,42	24,31	21,55	25,99
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	2,63	92,88	90,46	97,49
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,19	2,34	2,03	2,55
R10	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,29	1,63	1,20	2,00
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	0,72	10,59	9,40	11,60
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,52	0,51	0,54
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,15	3,40	3,23	3,61
	Union	[Union]	0,01	0,17	0,16	0,18
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,22	20,50	18,76	22,33
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	1,77	97,12	94,12	99,06
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,21	1,68	1,36	1,94

Note : Données annuelles, 2011-2018 ; R1 : Alberta, R2 : Colombie-Britanique, R3 : Manitoba, R4 : Nouveau-Brunswick, R5 : Nouvelle-Écosse, R6 : Ontario, R7 : Québec, R8 : Saskatchewan, R9 : Terre-Neuve-et-Labrador, R10 : Île-du-Prince-Édouard.

Tableau A.4: Statistiques descriptives par industries

Industries	**Variables**	**Codes**	**Sd.**	**Mean.**	**Min.**	**Max.**
[1]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,48	2,50	1,80	3,30
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	5,73	10,35	4,18	21,13
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,03	0,47	0,44	0,52
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,20	2,95	2,67	3,32
	Union	[Union]	0,02	0,21	0,18	0,24
	Salaire réel ($)	[Wage]	2,77	27,69	24,31	31,14
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	9,83	96,82	85,41	109,25
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,31	2,48	2,02	3,03
[2]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,35	2,66	1,95	3,20
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	2,97	7,21	3,63	12,81
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,05	0,47	0,40	0,52
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,31	3,44	2,96	3,88
	Union	[Union]	0,07	0,17	0,08	0,24
	Salaire réel ($)	[Wage]	3,68	23,08	18,54	27,12
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	13,83	93,77	75,96	108,12
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,60	1,66	0,82	2,28
[3]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,71	3,14	2,10	4,20
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	1,40	5,92	3,58	8,09
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,02	0,54	0,51	0,58
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,19	3,09	2,61	3,41
	Union	[Union]	0,10	0,14	0,05	0,27
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,29	26,08	24,22	27,78
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	1,80	98,75	94,92	101,01
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,16	1,94	1,63	2,31
[4]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,40	2,86	2,10	3,60
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	4,72	7,13	1,89	13,42
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,06	0,44	0,38	0,52
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,39	3,74	3,15	4,35
	Union	[Union]	0,02	0,09	0,06	0,10
	Salaire réel ($)	[Wage]	4,77	22,43	17,46	27,94
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	15,79	88,37	72,85	107,62
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,40	1,06	0,60	1,54
[5]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,45	2,69	1,95	3,35
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	2,95	6,18	2,99	10,87
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,05	0,52	0,46	0,58
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,23	3,27	2,94	3,79
	Union	[Union]	0,12	0,15	0,02	0,28
	Salaire réel ($)	[Wage]	2,65	28,34	25,01	31,99
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	4,89	93,72	88,29	100,11
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,14	2,06	1,80	2,24

Tableau A.4 : Statistiques descriptives par industries (suite)

Industries	**Variables**	**Codes**	**Sd.**	**Mean.**	**Min.**	**Max.**
[6]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,31	1,77	1,30	2,40
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	1,22	6,46	4,62	9,43
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,02	0,48	0,45	0,51
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,19	3,49	3,25	3,96
	Union	[Union]	0,01	0,08	0,07	0,10
	Salaire réel ($)	[Wage]	5,68	25,29	18,43	32,85
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	15,89	91,38	69,36	107,16
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,14	1,35	1,00	1,56
[7]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,52	2,47	1,80	3,30
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	2,78	5,58	1,53	8,13
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,47	0,46	0,49
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,26	3,61	3,13	4,09
	Union	[Union]	0,21	0,17	0,02	0,48
	Salaire réel ($)	[Wage]	3,23	30,32	25,49	33,92
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	6,51	93,41	87,30	103,28
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,42	1,70	1,06	2,24
[8]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,57	3,00	2,20	4,10
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	5,09	10,66	3,85	18,32
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,05	0,42	0,35	0,49
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,45	3,80	3,25	4,84
	Union	[Union]	0,04	0,13	0,09	0,19
	Salaire réel ($)	[Wage]	1,66	21,23	18,66	24,07
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	8,13	79,06	70,63	92,03
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,12	1,35	1,18	1,62
[9]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,65	4,55	3,40	5,60
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	4,88	9,30	5,25	20,47
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,13	0,39	0,24	0,51
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,25	4,11	3,71	4,59
	Union	[Union]	0,29	0,36	0,03	0,63
	Salaire réel ($)	[Wage]	9,81	25,01	13,89	35,33
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	33,83	87,97	48,42	120,49
	Heures supplémentaires	[Extra]	1,14	1,87	0,56	3,24

Tableau A.4 : Statistiques descriptives par industries (suite)

Industries	**Variables**	**Codes**	**Sd.**	**Mean.**	**Min.**	**Max.**
[10]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,61	3,50	2,40	4,60
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	1,45	5,42	3,15	7,00
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,01	0,47	0,46	0,48
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,30	3,75	3,28	4,13
	Union	[Union]	0,21	0,29	0,05	0,47
	Salaire réel ($)	[Wage]	2,88	24,75	20,84	27,65
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	7,07	96,25	85,39	103,05
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,09	1,26	1,13	1,46
[11]	Taux d'emploi vacant (%)	[Vacant]	0,31	1,65	1,10	2,10
	Taux de chômage (%)	[Unemployment]	8,60	13,16	2,09	23,34
	Âgés de 45ans et plus	[Age45]	0,08	0,41	0,33	0,53
	Flux de l'emploi au chômage	[Separation]	0,45	3,92	3,22	4,84
	Union	[Union]	0,21	0,33	0,16	0,61
	Salaire réel ($)	[Wage]	4,60	27,09	22,33	33,81
	Durée d'emploi (semaines)	[Tenure]	17,59	98,99	78,90	123,64
	Heures supplémentaires	[Extra]	0,26	1,44	1,16	1,89

Note : Données trimestrielles, 2015-2019. [1] : Construction, [2] : Fabrication, [3] : Commerce, [4] : Transport et entreposage, [5] : Finance et assurances, [6] : Gestion de sociétés et d'entreprises, [7] : Soins de santé et assistance sociale, [8] : Arts, spectacles et loisirs, [9] : Services d'hébergement et de restauration, [10] : Autres services sauf les administrations publiques, [11] : Administrations publiques.

ANNEXE B

LE MODÈLE THÉORIQUE D'APPARIEMENT

Cette annexe présente le modèle d'appariement de Pissarides (2000) introduit dans la session 4.1.

Le marché du travail est composé d'un nombre de chômeurs noté U et d'un nombre d'entreprises à la recherche d'un employé noté V. Il y a des frictions sur le marché et trouver un partenaire soit travailleur ou entreprise prend du temps et est coûteux. La fonction d'appariement représente le processus de rencontre entre les chômeurs et les emplois vacants. La fonction d'appariement entre travailleurs et entreprises est notée $M(U,\ V)$ qui est une fonction croissante, concave dans chaque argument et ayant des rendements d'échelle constants. on a deux états dans la population active : un travailleur peut soit être employé ou soit chercher du travail. La taille de la population active est notée L et le nombre de firmes est endogène au modèle. Les firmes doivent poster des emplois vacants chaque période afin de trouver de nouveaux travailleurs. Au niveau des entreprises les emplois ont également deux états, les emplois sont soit vacants ou soit occupés et productif. Soit u le taux de chômage et v le taux d'emploi vacant et m le taux d'appariement on a : $U = uL$, $V = vL$, et $M(U, V) = mL$. La tension de marché est notée $\theta = v/u$ et la probabilité d'apparie-

ment pour le travailleur et l'entreprise sont respectivement $pw = M(U,V)/U = q(\theta)$ et $pf = M(U,V)/V = \theta q(\theta)$. Les transitions vers le chômage sont données par un taux de séparation non agrégé et spécifique pour chaque entreprise noté s. La destruction d'emplois est exogène et pourrait s'interpréter comme un choc négatif sur la productivité, qui élimine la rentabilité de garder un emploi occupé. Le flux des travailleurs de l'emploi vers le chômage est le résultat d'un choc négatif sur les emplois occupés à un taux constant s ; ce taux correspond au taux de séparation de l'emploi. L'appariement a lieu quand un emploi vacant est comblé par un chômeur en recherche d'emploi de façon aléatoire. Les flux d'entrée et de sortie du chômage sont égaux à l'état stationnaire, on a : $s(1-u) = \theta q(\theta)u$. On retrouve la condition d'équilibre du chômage ou la courbe de Beveridge qui donne la relation entre chômages et l'emploi vacant :

$$u = \frac{s}{s + \theta q(\theta)} \tag{1}$$

i) Le problème de la firme

- La création d'emplois

La fonction de la valeur de la création d'un poste vacant est linéaire, il y aura un intérêt à créer un emploi vacant seulement si le rendement espéré d'avoir un emploi vacant non pourvu est égal au taux de rendement d'avoir un actif de valeur fixe qui génère un taux de de rendement de r :

$$rV = -pc + q(\theta)(J - V) \tag{2}$$

rV : le taux d'intérêt sans risque et l'hypothèse est qu'un emploi détruit n'a aucune valeur pour l'employeur,

$-pc$: coût de créer un poste vacant,

$q(\theta)$ = probabilité de pourvoir à un poste vacant avec un travailleur,

$J - V$: valeur du changement d'état d'avoir un poste vacant non pourvu à remplir,

J : le coût d'embauche espéré,

Avec la condition de libre entrée sur le marché, $V = 0$, on a :

$$0 = -pc + q(\theta)J \tag{3}$$

- La valeur de remplir un emploi

La fonction valeur pour un emploi occupé qui est assez productive pour générer un excédent :

$$rJ = p - w - sJ \tag{4}$$

rJ : taux d'intérêt pour la valeur d'un emploi productif

$p - w$: flux de revenus d'avoir un emploi occupé

s : probabilité de perdre l'emploi occupé (taux de séparation)

J : la perte de valeur d'avoir un emploi s'il y un choc négatif

On en déduit la condition de la création d'emploi :

$$V = 0 \Longleftrightarrow \frac{p-w}{r+s} = \frac{c}{q(\theta)} \tag{5}$$

iii) Les travailleur

- La valeur espérée d'être chômeur

Les chômeurs bénéficient d'un revenu d'assurance chômage z durant leur période de recherche d'emploi, qui doit être abandonné lorsqu'ils acceptent un emploi. L'équation de la valeur d'être chômeur est :

$$rU = z + \theta q(\theta)(W - U) \tag{6}$$

rU : le salaire de réserve

$W - U$: la valeur de travailler versus pas travailler

- La valeur espérée de travailler

L'équation de la valeur de travailler est :

$$rW = w + s(U - W) \tag{7}$$

rW : la valeur de travailler,

w : le salaire,

$U - W$: la valeur de ne pas travailler versus travailler.

iv) Les salaires

Le modèle suppose que les salaires partagent à tout moment l'excédent de l'emploi dans des proportions fixes. Si nous supposons que W représente le rendement attendu du travailleur en occupant un emploi et que U représente le rendement attendu du chômage, les salaires résolvent :

$$W - U = \beta(J + W - V - U), \beta \in [0, 1) \tag{8}$$

Cette règle de partage peut être dérivée comme la solution à un problème de négociation de Nash généralisé :

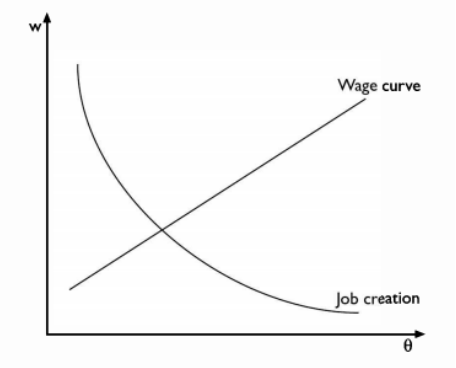
$$w = argmax\{(W - U)^{\beta}(J - V)^{1-\beta}\}$$

et est appelé la règle de partage du surplus collectif de Nash ou simplement comme le salaire de Nash. Après simplification on a :

$$w = (1 - \beta)z + \beta(p + c\theta) \tag{9}$$

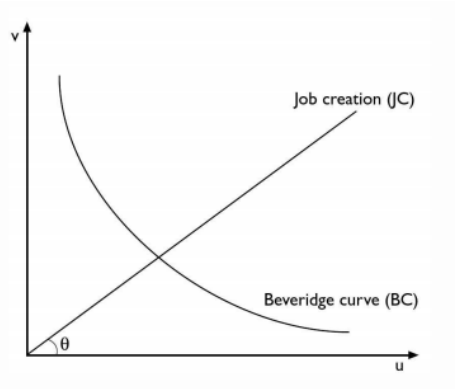
v) L'équilibre

La condition de création d'emplois a une pente décroissante dans l'espace (θ w) et l'équation salariale a une pente positive dans l'axe (θ w), donnant une paire unique



Source : Pissarides (2000), figure 1.1

Figure B.1: Équilibre salaire et tension du marché



Source : Pissarides (2000), figure 1.2

Figure B.2: Équilibre emploi vacant et chômage

d'équilibre tension-salaire. La figure B.1 représente dans le même repère (θ w) les courbes de création d'emploi, JC, et les courbes de destructions d'emploi, JD. La figure B.2 montre la relation inverse entre le taux d'emploi et le taux d'emploi vacant (équation 1). Il est classique de tracer la courbe de Beveridge convexe à l'origine dans l'espace de chômage (Pissarides, 2000). D'une part, des emplois vacants plus élevés impliquent davantage d'appariements d'emplois, de sorte que le chômage doit être plus faible pour un taux d'appariement stationnaire. D'un autre côté, des emplois

vacants plus faibles impliquent également plus de destructions d'emplois, en raison des effets de v/u sur le salaire W, de sorte que le chômage doit être plus élevé pour maintenir le taux de destruction d'emplois fixe.

ANNEXE C

RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES

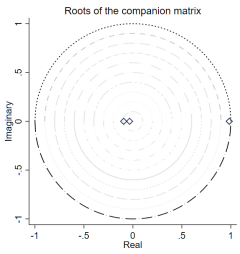
Tableau C.1: Sélection du nombre de retard

Modèle 1.1						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,778245	41,1281	0,040033	21,39447	5,271133	5,56449
2	0,782645	38,75971	0,073069	-50,5715	2,759708	-18,9115
3	0,892623	23,27113	0,075615	-92,8687	-12,8719	-45,3788
Model 1.3						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,911502	32,57964	0,018754	-56,7516	-3,42036	-25,0916
2	0,932686	57,6083	0,036538	-76,3885	3,608297	-28,8986
3	0,903276	16,87969	0,070634	-27,7859	-1,12031	-11,9559
Model 2						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,899983	52,04708	0,232618	-81,9497	-1,95292	-34,45979
2	0,926019	41,12354	0,471464	-48,2077	5,123539	-16,54771
3	0,955075	26,14761	0,193241	-18,5186	8,147612	-2,688012
Model 3.1						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-0,17738	53,75722	0,001629	-80,2396	-0,24278	-32,7497
2	0,011762	32,1247	0,021251	-57,2065	-3,8753	-25,5465
3	0,577594	12,54319	0,184389	-32,1224	-5,45681	-16,2924
Model 3.2						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-1,40299	45,23775	0,015346	-88,7591	-8,76225	-41,2691
2	-0,76274	34,06742	0,112356	-55,2638	-1,93258	-23,6038
3	0,321552	18,02938	0,134834	-26,6362	0,029385	-10,8062
Model 3.3						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,420521	56,34498	0,047778	-77,6518	2,344976	-30,1619
2	0,457476	37,23093	0,098892	-52,1003	1,230926	-20,4403
3	0,81407	21,61091	0,110197	-23,0547	3,610909	-7,22471
Model 4.1						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-0,26556	47,01843	0,009861	-86,9784	-6,98157	-39,4884
2	-0,08545	34,16504	0,012017	-55,1662	-1,83496	-23,5062
3	0,536165	17,24578	0,085003	-27,4198	-0,75422	-11,5898
Model 4.2						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	-0,26556	47,01843	0,009861	-86,9784	-6,98157	-39,4884
2	-0,08545	34,16504	0,012017	-55,1662	-1,83496	-23,5062
3	0,536165	17,24578	0,065003	-27,4198	-0,75422	-11,5898
Model4.3						
lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,328867	52,26119	0,002469	-81,7356	-1,73881	-34,2457
2	0,215061	40,35333	0,111868	-48,9779	4,353325	-17,3179
3	0,795702	28,35099	0,111833	-16,3146	10,35099	-0,48463

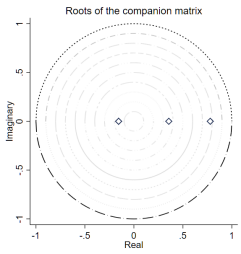
Tableau C.2: Stabilité des modèles

Modèle 1.1			Modèle 3.2		
Eigenvalue			Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus	Real	Imaginary	Modulus
0,8166928	0	0,816693	0,2138011	0	0,2138
0,2182405	0	0,218241	0,0463391	-0,122018	0,13052
-0,0478735	0	0,047874	0,0463391	0,1220184	0,13052
Modèle 1.2			Modèle 3.3		
Eigenvalue			Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus	Real	Imaginary	Modulus
0,9832231	0	0,983223	0,7850645	0	0,78506
0,0339701	0	0,03397	0,1265542	0,0706124	0,14492
-0,0339701	0	0,03397	0,1265542	-0,070612	0,14492
Modèle 1.3			Modèle 4.1		
Eigenvalue			Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus	Real	Imaginary	Modulus
0,7792176	0	0,779218	-0,2048498	0,1930233	0,28146
0,3560291	0	0,356029	0,2048498	0,1930233	0,28146
0,1561307	0	0,156131	0,0073584	0	0,00736
Modèle 2			Modèle 4.2		
Eigenvalue			Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus	Real	Imaginary	Modulus
0,7196847	0	0,719685	0,0040439	0,2555467	0,25558
0,0682408	0,0156938	0,070022	0,0040439	0,2555467	0,25558
0,0682408	0,0156938	0,070022	0,0071523	0	0,00715
Modèle 3.1			Modèle 4.3		
Eigenvalue			Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus	Real	Imaginary	Modulus
0,2287557	0,220672	0,317845	0,7196847	0	0,71968
0,2287557	-.220672	0,317845	0,0682408	0,0156938	0,07002
0,0297994	0	0,029799	0,0682408	0,0156938	0,07002

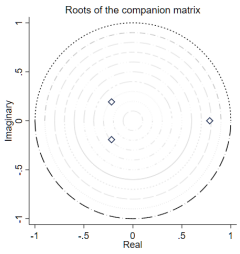
Note : Tous les modèles sont stables, toutes les racines sont dans le cercle unité (voir figure C.1)



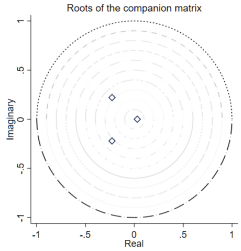
Modèle 1.2



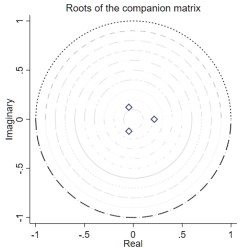
Modèle 1.3



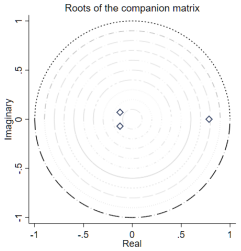
Modèle 2



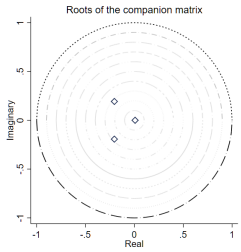
Modèle 3.1



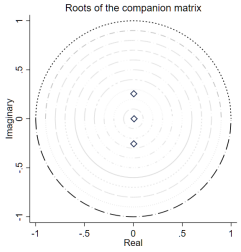
Modèle 3.2



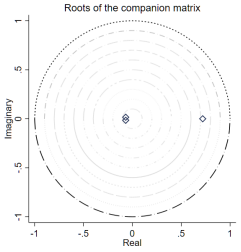
Modèle 3.3



Modèle 4.1

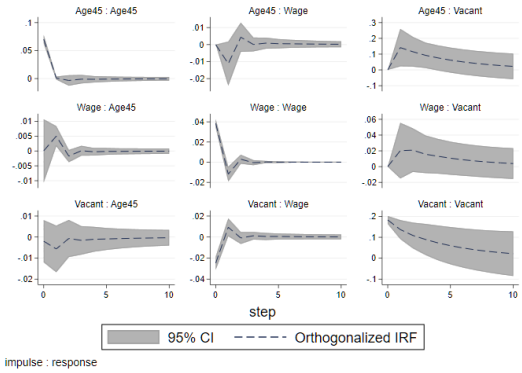


Modèle 4.2

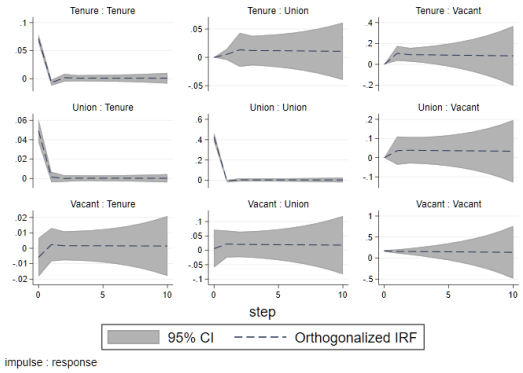


Modèle 4.3

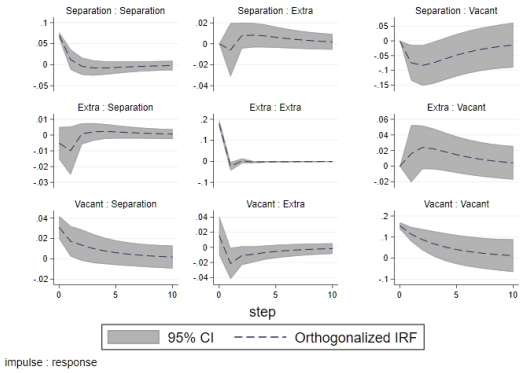
Figure C.1: Stabilité des modèles empiriques



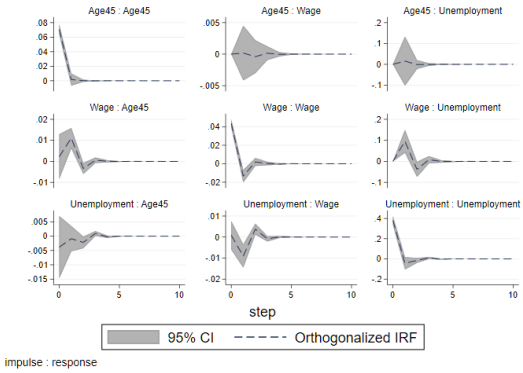
Modèle 1.1



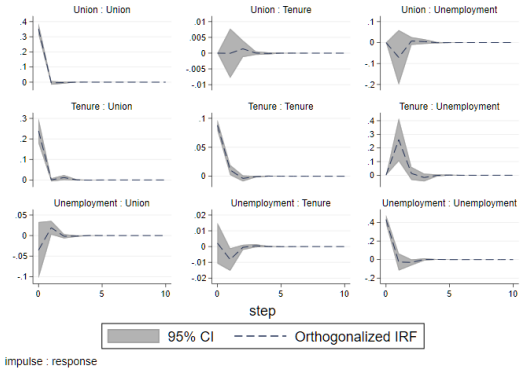
Modèle 1.2



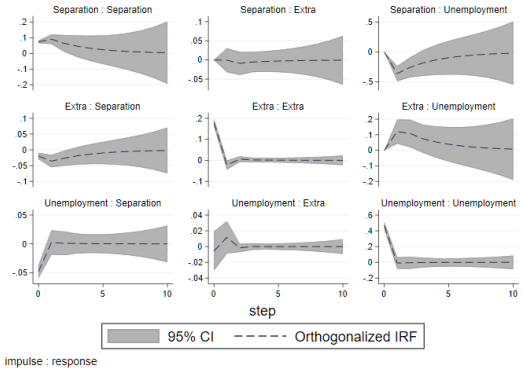
Modèle 1.3



Modèle 4.1

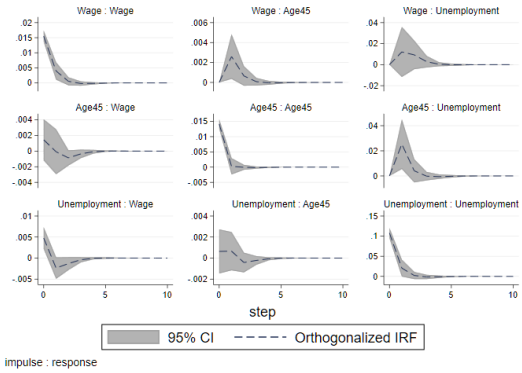


Modèle 4.2

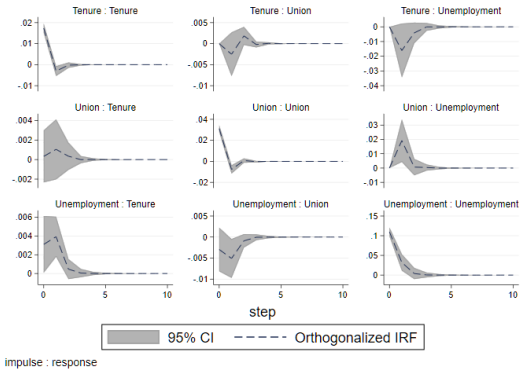


Modèle 4.3

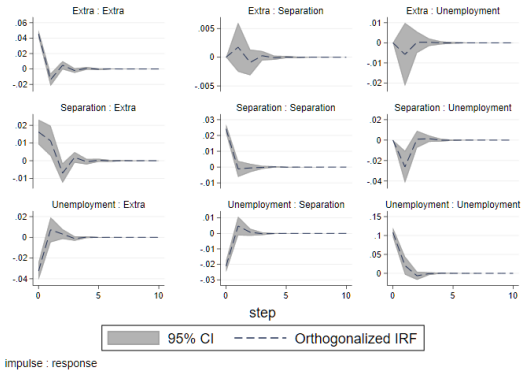
Figure C.2: Fonctions de réponses avec changement dans l'odre des variables



Modèle 4.1



Modèle 4.2



Modèle 4.3

Figure C.3: Fonctions de réponses, analyse au niveau des régions

BIBLIOGRAPHIE

Abrigo, M. R. et Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in stata. *The Stata Journal*, *16*(3), 778–804.

Allen, J. et Van der Velden, R. (2001). Educational mismatches versus skill mismatches : effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search. *Oxford economic papers*, *53*(3), 434–452.

Alonso-Borrego, C. et Arellano, M. (1999). Symmetrically normalized instrumental-variable estimation using panel data. *Journal of Business & Economic Statistics*, *17*(1), 36–49.

Alsaedi, Y. H. et Tularam, G. A. (2020). The relationship between electricity consumption, peak load and gdp in saudi arabia : A var analysis. *Mathematics and Computers in Simulation*, *175*, 164–178.

Anderson, P. M. et Burgess, S. M. (2000). Empirical matching functions : estimation and interpretation using state-level data. *Review of Economics and Statistics*, *82*(1), 93–102.

Arellano, M., Bover, O. et Azcona, J. M. L. (1997). *Autoregressive models with sample selectivity for panel data.* Centro de Estudios Monetarios y Financieros.

Baxter, M. et King, R. G. (1999). Measuring business cycles : approximate band-pass filters for economic time series. *Review of economics and statistics*, *81*(4), 575–593.

Boswell, C., Stiller, S. et Straubhaar, T. (2004). Forecasting labour and skills shortages : how can projections better inform labour migration policies ? Récupéré de http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.506.2039&rep=rep1&type=pdf

Boubtane, E., Coulibaly, D. et Rault, C. (2013). Immigration, growth, and unemployment : Panel var evidence from oecd countries. *Labour*, *27*(4), 399–420.

Brunello, G. et Wruuck, P. (2019). Skill shortages and skill mismatch in europe : A review of the literature. Récupéré de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3390340

Budd, A., Levine, P. et Smith, P. (1988). Unemployment, vacancies and the long-term unemployed. *The Economic Journal*, *98*(393), 1071–1091.

Burda, M. (1993). Unemployment, labour markets and structural change in eastern europe. *Economic policy*, *8*(16), 101–137.

Calmfors, L. et Driffill, J. (1988). Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance. *Economic policy*, *3*(6), 13–61.

Charemza, W. W., Deadman, D. F. *et al.* (1997). New directions in econometric practice. *Books*. Récupéré de http://www.e-elgar.com/shop/isbn/9781858986005

Charfeddine, L. et Kahia, M. (2019). Impact of renewable energy consumption and financial development on co2 emissions and economic growth in the mena region : A panel vector autoregressive (pvar) analysis. *Renewable energy*, *139*, 198–213.

Choi, I. (2006). Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels. *Econometric Theory and Practice : Frontiers of Analysis and Applied Research :*

Essays in Honor of Peter CB Phillips. Cambridge University Press, Chapt, *11*, 311–333.

Choi, K.-H. et Shin, S. (2015). Population aging, economic growth, and the social transmission of human capital : An analysis with an overlapping generations model. *Economic modelling*, *50*, 138–147.

Cocolakis-Wormstall, M. (2018). Worker scarcity in canada and what businesses can do to respond. *Business Development Bank of Canada*. Récupéré de `https://pced.uwaterloo.ca/index.php/pced/article/view/97`

Coles, M. G. et Smith, E. (1996). Cross-section estimation of the matching function : evidence from england and wales. *Economica*, 589–597.

Davidson, R., MacKinnon, J. G. *et al.* (1993). Estimation and inference in econometrics. *OUP Catalogue*. Récupéré de `https://EconPapers.repec.org/RePEc:oxp:obooks:9780195060119`

Denton, F. T. et Spencer, B. G. (1978). On the prospect of a labour shortage. *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, 101–118.

Diamond, P. et Blanchard, O. (1989). The beveridge curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1*, 1–76.

Diamond, P. A. (1982). Aggregate demand management in search equilibrium. *Journal of political Economy*, *90*(5), 881–894.

Diamond, P. A. et Maskin, E. (1979). An equilibrium analysis of search and breach of contract, i : Steady states. *The Bell Journal of Economics*, 282–316.

Fang, T. (2009). Workplace responses to vacancies and skill shortages in canada. *International Journal of Manpower*, *30*(4), 326–348.

Feng, N., Feng, H., Li, D. et Li, M. (2020). Online media coverage, consumer engagement and movie sales : A pvar approach. *Decision Support Systems*, *131*, 113267.

Foley, P. D., Watts, H. D. et Wilson, B. (1993). New technologies, skills shortages and training strategies. *New Technologies and the Firm : Innovation and Competition*, 131–152.

Gorter, C., Ours, J. C. *et al.* (1992). *Matching unemployment and vacancies in regional labour markets : an empirical analysis for the Netherlands*. Vrije Universiteit.

Grenier, A. (2011). Les pénuries de main d'œuvre guettent-elles le marché du travail québécois. *Regards sur le travail*, *7*(2), 1–12.

Guay, A. et St.-Amant, P. (2005). Do the hodrick-prescott and baxter-king filters provide a good approximation of business cycles ? *Annales d'Economie et de Statistique*, 133–155.

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, *3*(2), 148–161.

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*, volume 2. Princeton New Jersey.

Hansen, L. P. et Singleton, K. J. (1982). Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1269–1286.

Harris, R. D. et Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of econometrics*, *91*(2), 201–226.

Haskel, J. et Martin, C. (2001). Technology, wages, and skill shortages : evidence from uk micro data. *Oxford Economic Papers*, *53*(4), 642–658.

Healy, J., Mavromaras, K. et Sloane, P. J. (2015). Adjusting to skill shortages in australian smes. *Applied Economics*, *47*(24), 2470–2487.

Hodgson, G. (2010). Canada's future labour market : Immigrants to the rescue ? *Policy Options*, *54*(7), 54–57.

Hodrick, R. J. et Prescott, E. C. (1997). Postwar us business cycles : an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1–16.

Holtz-Eakin, D., Newey, W. et Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica : Journal of the econometric society*, 1371–1395.

Im, K. S., Pesaran, M. H. et Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, *115*(1), 53–74.

Jawadi, F., Mallick, S. K. et Sousa, R. M. (2016). Fiscal and monetary policies in the brics : A panel var approach. *Economic Modelling*, *58*, 535–542.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, *90*(1), 1–44.

Koeniger, W., Leonardi, M. et Nunziata, L. (2007). Labor market institutions and wage inequality. *ILR Review*, *60*(3), 340–356.

Kroft, K., Lange, F., Notowidigdo, M. J. et Tudball, M. (2019). Long time out : unemployment and joblessness in canada and the united states. *Journal of Labor Economics*, *37*(S2), S355–S397.

Krusell, P. et Rudanko, L. (2016). Unions in a frictional labor market. *Journal of Monetary Economics*, *80*, 35–50.

Kuang, B., Lu, X., Han, J., Fan, X. et Zuo, J. (2020). How urbanization influence urban land consumption intensity : Evidence from china. *Habitat International*, p. 102103.

Levin, A., Lin, C.-F. et Chu, C.-S. J. (2002). Unit root tests in panel data : asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1–24.

Lin, B. et Zhu, J. (2017). Energy and carbon intensity in china during the urbanization and industrialization process : A panel var approach. *Journal of Cleaner Production*, *168*, 780–790.

Love, I. et Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior : Evidence from panel var. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *46*(2), 190–210.

Maddala, G. S. et Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *61*(S1), 631–652.

Martel, L. (Mars 2019). Population active du canada et de ses régions : projections jusqu'en 2036. *Statistique Canada*, *No 75-006-X au catalogue ISSN 2291-0859*.

Meer, J. et West, J. (2016). Effects of the minimum wage on employment dynamics. *Journal of Human Resources*, *51*(2), 500–522.

Miner, R. (2014). The great canadian skills mismatch : People without jobs, jobs without people and more. *Retrieved from Miner Management Consultants. Récupéré de :* *http://www.minerandminer.ca/data/Miner_March_2014_final(2).pdf*.

Morissette, R. et Zhang, X. (2001). Which firms have high job vacancy rates in canada ? Récupéré de `http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.197.330&rep=rep1&type=pdf`

Mortensen, D. T. et Pissarides, C. A. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The review of economic studies*, *61*(3), 397–415.

Neumark, D. et Wascher, W. (1992). Employment effects of minimum and subminimum wages : panel data on state minimum wage laws. *ILR Review*, *46*(1), 55–81.

Newton, K., Betcherman, G. et Meltz, N. (1981). Diagnosing labour market imbalances in canada. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 94–102.

Ng, S. et Perron, P. (2001). A note on the selection of time series models. *Working Papers in Economics*, p. 116.

Nickell, S. et Layard, R. (1999). Labor market institutions and economic performance. *Handbook of labor economics*, *3*, 3029–3084.

Oreopoulos, P., Von Wachter, T. et Heisz, A. (2012). The short-and long-term career effects of graduating in a recession. *American Economic Journal : Applied Economics*, *4*(1), 1–29.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *61*(S1), 653–670.

Pérez Trujillo, M., Ruesga Benito, S. et Sell, F. L. (2018). *" Mismatch" in the labor market and inflation : An integrative model with lessons from the Spanish experience*. Rapport technique, Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge.

Pissarides, C. A. (1985). Short-run equilibrium dynamics of unemployment, vacancies, and real wages. *The American Economic Review*, *75*(4), 676–690.

Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium unemployment theory* (1 éd.), volume 1. MIT press.

Ranjan, P. (2013). Offshoring, unemployment, and wages : The role of labor market institutions. *Journal of International Economics*, *89*(1), 172–186.

Rao, S. et Kapsalis, C. (1982). Labour shortages and immigration policy. *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, *8*(3), 379–383.

Rebitzer, J. B. et Taylor, L. J. (1995). The consequences of minimum wage laws some new theoretical ideas. *Journal of Public Economics*, *56*(2), 245–255.

Reder, M. W. (1960). Job scarcity and the nature of union power. *ILR Review*, *13*(3), 349–362.

Roodman, D. (2009). How to do xtabond2 : An introduction to difference and system gmm in stata. *The stata journal*, *9*(1), 86–136.

Rutkowski, J. (2007). From the shortage of jobs to the shortage of skilled workers : labor markets in the eu new member states. Récupéré de https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1078895

Saba, T. et Guérin, G. (2004). Planifier la relève dans un contexte de vieillissement de la main-d'œuvre. *Gestion*, *29*(3), 54–63.

Sell, F. L. *et al.* (2016). Combining the beveridge and the phillips curve into an integrative model : The modified output gap. *Review of Economics & Finance*, *6*, 1–12.

Sell, F. L. et Reinisch, D. C. (2013). How do the eurozone's beveridge and phillips curves perform in the face of global economic crisis ? *International Labour Review*, *152*(2), 191–204.

Shah, C. et Burke, G. (2003). *Skills shortages : concepts, measurement and implications*. Monash University-ACER Centre for the Economics of Education and Training.

Shao, Q., Liu, X. et Zhao, W. (2020). An alternative method for analyzing dimensional interactions of urban carrying capacity : case study of guangdong-hong kong-macao greater bay area. *Journal of Environmental Management*, *273*, 111064.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica : journal of the Econometric Society*, 1–48.

Wu, H., Li, Y., Hao, Y., Ren, S. et Zhang, P. (2020). Environmental decentralization, local government competition, and regional green development : Evidence from china. *Science of The Total Environment*, *708*, 135085.