

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LE RÔLE DE LA DÉMOGRAPHIE DANS LES FLUCTUATIONS CYCLIQUES
DU MARCHÉ DU TRAVAIL CANADIEN

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
MOÏSE MBIKAYI

SEPTEMBRE 2021

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

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

REMERCIEMENTS

Gloire soit rendu à Dieu, donateur de tout don, d'avoir permis que je puisse finaliser ce mémoire. Grand merci à Papa pour tout ce que tu as fait. Maman, les mots ne suffiront pas pour traduire ma gratitude, merci !

Je tiens à remercier mon directeur Étienne Lalé, pour son encadrement et sa patience qui ont contribué à la rédaction de ce mémoire. Il s'est disponibilisé et a répondu à plusieurs de mes questions pendant mes moments d'hésitation. Sa direction ainsi que nos échanges ont été une grande source d'apprentissage.

Merci au personnel administratif, particulièrement à Martine, Julie et Karine pour tout le soutien qu'elles m'ont apporté durant cette maîtrise. Je remercie également le LAREQ et la CNSSAP qui m'ont accompagné tout le long de ce parcours ainsi que tous mes amis particulièrement Roger Emone, Maxi Dialufuma, Adelphine Kabedi.

Je remercie toute ma famille qui m'a toujours soutenue et encouragée. Enfin, je remercie mon épouse Priscille Mwema Mbikayi pour tout l'amour témoigner à mon égard. Ta présence et tes prières m'ont été d'un grand réconfort.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	v
LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS, DES SIGLES ET DES ACRONYMES	viii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I REVUE DE LITTERATURE	6
1.1 Marge intensive	6
1.2 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage	8
CHAPITRE II DONNÉES ET TRAITEMENT DE DONNÉES	13
2.1 Enquête sur la Population Active (EPA)	13
2.2 Description des variables	15
2.3 Comptabilité des heures	16
2.3.1 Décomposition linéaire	17
2.4 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage	19
2.4.1 Cadre théorique	19
2.4.2 Construction du taux d'entrée et de sortie du chômage	20
2.4.3 Statistiques du marché du travail canadien	23
CHAPITRE III MODÈLE QUANTITATIF	35
3.1 Environnement économique	35
3.1.1 Démographie	35
3.1.2 Préférences	36

3.2	Marché du travail	37
3.2.1	Entreprises	37
3.2.2	Frictions	39
3.3	Équations de Bellman	41
3.3.1	Travailleurs	41
3.3.2	Entreprises	42
3.3.3	Surplus joint, Négociation salariale	43
3.3.4	Libre entrée	45
3.4	Simulation	45
3.4.1	Spécification	45
3.4.2	Calibration	46
3.4.3	Stratégie de calibration	48
3.4.4	Simulation	51
3.5	Résultats	53
	CONCLUSION	56
	ANNEXE A DÉVELOPPEMENT ALGÈBRE	58
A.1	Élasticité	59
	ANNEXE B DÉCOMPOSITION LINÉAIRE	60
	ANNEXE C COMPOSANTES CYCLIQUES	62
C.1	Probabilités d'entrée et de sortie du chômage par rapport au taux de chômage	62
C.2	Probabilité d'entrée et de sortie du chômage par rapport aux heures par participant à la population active	67

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Décomposition des heures totales travaillées	18
2.2 Moyenne et Écart-type selon le sexe	24
2.3 Corrélation d'une variable X avec les heures par participant selon l'âge et le sexe	27
3.1 Valeurs des paramètres	50
3.2 Paramètres calibrés	53
3.3 Résultats du modèle par rapport aux moments ciblés par la calibration.	55
3.4 Résultats du modèle non ciblé par la calibration.	55
A.1 Élasticité	59

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Statistiques : Hommes	25
2.2 Statistiques : Femmes	26
2.3 Heure par travailleur selon le sexe	29
2.4 Heure par travailleur selon l'âge et sexe	30
2.5 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage selon le sexe	31
2.6 Taux de chômage selon l'âge et le sexe	32
2.7 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage selon l'âge : Hommes . .	33
2.8 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage selon l'âge : Femmes . .	34
C.1 Composantes cycliques des probabilités d'entrée et de sortie du chô- mage par rapport au taux de chômage selon le sexe	63
C.2 Composantes cycliques des probabilités d'entrée et de sortie du chô- mage par rapport au taux de chômage selon l'âge : Hommes	64
C.3 Composantes cycliques des probabilités d'entrée et sortie du chômage par rapport au taux de chômage selon l'âge : Femmes	65
C.4 Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport au taux de chômage selon le sexe	66
C.5 Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport au taux de chômage selon l'âge et le sexe	68
C.6 Composantes cycliques des probabilités d'entrée et de sortie du chô- mage par rapport aux heures par participant à la population active selon le sexe	69

C.7	Composantes cycliques des probabilités d'entrée et sortie du chômage par rapport aux heures par participant à la population active selon l'âge : Hommes	70
C.8	Composantes cycliques des probabilités d'entrée et sortie du chômage par rapport aux heures par participant à la population active selon l'âge : Femmes	71
C.9	Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport aux heures par participants à la population active selon le sexe	72
C.10	Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport aux heures par participant à la population active selon l'âge et le sexe . .	73

LISTE DES ABRÉVIATIONS, DES SIGLES ET DES ACRONYMES

EPA	:	Enquête sur la Population Active
CPS	:	Current Population Survey
DMP	:	Diamond-Mortensen-Pissarides
HPP	:	Heure par participant à la population active
H	:	Heure totale travaillée
h	:	Offre de travail
U	:	Chômage
OCDE	:	Organisation de Coopération et de Développement Économiques
F	:	Probabilité de sortie du chômage
S	:	Probabilité d'entrée dans le chômage

RÉSUMÉ

Dans ce mémoire, nous étudions les sources des fluctuations cycliques des heures totales travaillées en fonction de l'âge au Canada. Nous documentons pour la première fois au moyen de données de l'Enquête sur la Population Active (EPA), l'hétérogénéité de la volatilité du marché du travail canadien selon l'âge et le sexe pour les trois dernières récessions. Nous rationalisons par la suite les résultats empiriques au prisme d'un modèle à la Diamond-Mortensen-Pissarides incluant capital humain, cycle de vie et offre de travail. En particulier, pour répliquer les faits empiriques pour les hommes, le modèle repose sur une élasticité Frisch d'offre de travail très faible ce qui est cohérent avec les micro-données.

Mots clés : Démographie, offre de travail, cycle de vie, cycle économique, marché du travail

INTRODUCTION

Dans ce mémoire, nous étudions les sources des fluctuations cycliques des heures totales travaillées. Le coeur de notre étude porte sur la comparaison entre les fluctuations observées au niveau agrégé et les fluctuations observées au sein de sous-groupes de la population stratifiée par catégories d'âge et de genre. Cette comparaison nous semble importante et pertinente pour contribuer à l'analyse théorique des fluctuations de l'activité économique. En effet, les théories macroéconomiques consacrées à ce thème sont, pour la plupart, fondées sur l'hypothèse du *ménage représentatif*. Si les sources des fluctuations cycliques des heures totales travaillées au niveau agrégé correspondent bien à ce que nous observons au sein des sous-groupes de la population, alors l'hypothèse du *ménage représentatif* se justifie empiriquement – l'hypothèse sortirait donc renforcée de notre examen. En revanche, si les sous-groupes diffèrent quant au comportement de leurs heures totales travaillées, alors les fluctuations observées au niveau agrégé sont principalement dues à l'agrégation de comportements hétérogènes et le ménage représentatif serait en fait peu *représentatif* – il ne correspondrait à aucun comportement observable. L'hypothèse serait même trompeuse: ignorant l'hétérogénéité individuelle et les phénomènes d'agrégation, elle ne permettrait pas de construire une théorie pertinente des fluctuations des heures totales travaillées observées au niveau macroéconomique.

L'objectif de ce travail est (i) de documenter la dynamique du marché du travail canadien selon l'âge et le sexe en exploitant les données de l'Enquête sur la Population Active de 1976m1 à 2016m12, (ii) d'utiliser le cadre d'un modèle à-la Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP) pour trouver les préférences et la technologie qui rationalisent ces faits empiriques. Pour ce faire, nous commençons par documenter empiriquement les sources de volatilité du marché du travail par groupe démographique au cours de trois dernières récessions. C'est une analyse essentiellement descriptive. Il ressort de cette analyse que la source principale de la volatilité des heures totales travaillées est les heures par participant à la population active et que cette dernière a comme source de volatilité, le chômage. Par conséquent, il nous semble important de s'intéresser à la dynamique d'entrée et de sortie du chômage car ces flux s'avèrent très volatiles le long du cycle économique. La méthodologie de construction de flux d'entrée et de sortie du chômage utilisée est celle de Shimer (2012). Une décomposition a été appliquée aux heures totales travaillées (i) pour les décomposer en nombre des travailleurs en emploi (la marge extensive) et en nombre d'heure par travailleur en emploi (la marge intensive) et (ii) pour quantifier ses sources de volatilité au cours de trois dernières récessions.

Nos résultats montrent premièrement que lors de trois dernières récessions que les hommes sont les travailleurs les plus touchés comparativement aux femmes. Conformément aux travaux de Clark et Summers (1981), Jaimovich et Siu (2009) et Osotimehin et Laroque (2015), la baisse la plus importante des heures totales travaillées a été remarquée chez les jeunes que ce soit chez les hommes tout comme chez les femmes. Les jeunes contribuent le plus à la volatilité des heures totales travaillées et ont une volatilité du chômage très élevée. Suivant Hoynes *et al.* (2012),

nous constatons que sur le marché du travail canadien, la récession¹ de 1989-93 a été drastiquement négative chez les jeunes avec une forte diminution des heures totales travaillées comparativement à d'autres récessions. En outre, nous observons que les travailleurs d'âge moyen ont connu une baisse des heures totales travaillées moins importante que les travailleurs plus âgés. Deuxièmement, nous constatons que les probabilités de transitions des travailleurs plus âgés aussi bien pour les hommes que pour les femmes sont très sensibles au cycle économique, bien plus que celles des travailleurs jeunes et d'âge moyen. La volatilité des probabilités d'entrée et de sortie du chômage ainsi que le chômage augmentent au regard du profil de l'âge. La volatilité de la marge intensive évolue en forme de U suivant le profil de l'âge.

Dans le cadre de ce mémoire, nous construisons un modèle à-la Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP) où les travailleurs accumulent du capital humain sur l'emploi et en même temps font face à un risque de perte du capital humain après la destruction de l'emploi. Nous nous concentrons sur la dynamique du capital humain et de l'âge comme source d'hétérogénéité à la lumière de la vaste littérature qui étudie l'impact du capital humain sur le chômage (Lalé, 2018).

En outre, le modèle à-la DMP avec accumulation du capital seulement et le modèle avec accumulation du capital humain, perte du capital humain n'expliquent que 10% à 15% de la volatilité des variables du marché du travail. Tandis qu'un modèle ayant un environnement avec accumulation du capital dans lequel on ajoute de la perte

¹Voir Lalé et Kostyshyna (2020) pour de détails sur la datation de récessions sur le marché du travail canadien

du capital réduit de 20% à 45% la distance entre le modèle et les données sur les fluctuations du marché du travail (Lalé, 2018).

Dans sa forme standard, le modèle Diamond-Mortensen-Pissarides (modèle à-la DMP) ne prend pas en considération le fait que le chômage a des conséquences drastiques sur les revenus des travailleurs et sur leurs perspectives de réemploi. Par exemple, les travailleurs sans emploi subissent souvent des pertes importantes et permanentes du capital humain, et sont parfois confrontés à des longues périodes de chômage qui les conduisent finalement à sortir du marché du travail (Davis et Wachter (2011), Victor Ortego-Martí et al. (2017)).

Spécifiquement, nous considérons un modèle à-la DMP que nous modifions en incluant de l'hétérogénéité à la productivité des travailleurs, un choc stochastique à la productivité agrégée, offre de travail endogène et le cycle de vie professionnel. Dans le modèle, nous considérons que les probabilités d'entrée et de sortie du chômage des travailleurs diffèrent. Les travailleurs sont considérés *ex-ante* sans capital humain c'est ainsi qu'ils se doivent d'être en emploi de façon continue afin d'accumuler du capital humain et d'augmenter leur pouvoir de négociation. Les opportunités d'emploi sont déterminées en fonction de l'âge et de l'offre de travail.

La contribution de ce mémoire est (i) de documenter pour la première fois l'hétérogénéité des flux d'entrée et de sortie du chômage dans le marché du travail canadien par groupe démographique, (ii) la construction d'un modèle à la Diamond-Mortensen-Pissarides pour rationaliser les faits empiriques du marché du travail canadien. Après

calibration sur données caractérisant le marché du travail canadien et simulation du modèle, nos résultats montrent que le modèle est cohérent c'est-à-dire que notre stratégie de calibration permet au modèle de rapprocher au mieux les comportements des variables empiriques. En particulier, pour répliquer les faits empiriques pour les hommes, le modèle repose sur une élasticité Frisch d'offre de travail très faible ce qui est cohérent avec les micro-données.

Hormis l'introduction et la conclusion, ce mémoire est subdivisé en trois chapitres. Le premier chapitre dresse un portrait sommaire des recherches s'étant intéressées à la dynamique du marché du travail. Le deuxième chapitre présente une description des sources de volatilité des heures par travailleur et une description de données empiriques. Le troisième chapitre, présente un modèle à la Diamond-Mortensen-Pissarides et discute des résultats.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTERATURE

Les fluctuations du marché du travail au cours du cycle économique diffèrent selon les groupes d'âge. Le présent chapitre dresse un portrait sommaire des recherches qui se sont intéressées à la dynamique du marché du travail, tels que la probabilité d'entrée et de sortie du chômage qui composent le taux de chômage. Pour ce faire, nous nous focalisons sur le modèle de type Diamond-Mortensens-Pissarides (DMP) qui sont largement utilisés pour expliquer la dynamique des variables du marché du travail.

1.1 Marge intensive

La séparation des heures totales travaillées en nombre d'heure travaillée par travailleur (marge intensive) et en nombre de travailleurs en emploi (marge extensive) est une distinction au centre de l'analyse moderne du cycle économique. La littérature¹ montre que la marge extensive est celle qui joue le rôle dominant dans

¹Par exemple: Rios-Rull (1996), Ohanian et Raffo (2012), Shimer (2012), Osotimehin et Laroque (2015)

l'explication des fluctuations cycliques des heures totales travaillées.

Les travaux de Clark et Summers (1981) et Rios-Rull (1996) sont parmi les premiers, en utilisant les données du marché du travail des États-Unis à étudier des modèles avec cycle de vie ou capital humain et à constater que la volatilité des heures totales évolue en forme de U selon le profil de l'âge. Les heures totales pour les jeunes travailleurs sont plus volatiles que celles des travailleurs d'âge moyen et que la volatilité des heures des travailleurs plus âgés se situent entre celle des jeunes et de travailleurs d'âge moyen. Jaimovich et Siu (2009) proposent le changement démographique comme un cadre qui peut rationaliser l'évolution de la volatilité des variables du marché du travail des États-Unis. De plus, ils considèrent ce cadre comme pertinent pour comprendre l'évolution de la volatilité des heures totales observées dans d'autres économies industrialisées pour les périodes d'après-guerre. Ainsi, ils arrivent à établir une relation entre démographie et volatilité des variables du marché du travail. Ils constatent que les changements dans la composition par âge de la population active expliquent une fraction importante de la variation de la volatilité du cycle économique aux États-Unis ainsi que dans les pays membres du G7. En outre, ils observent que la volatilité des heures totales évolue en forme de U selon l'âge et que la volatilité des heures totales pour les travailleurs jeunes est plus grande que celle de travailleurs d'âge moyen et que celle pour les travailleurs plus âgés se situe entre les deux. Par la suite, Jaimovich *et al.* (2013) décomposent la variation des heures totales travaillées en marge intensive et extensive, et ils se rendent compte que les contributions de ces deux marges pour tous les groupes d'âge à la variation des heures totales travaillées sont très similaires.

Ohanian et Raffo (2012) construisent un nouvel ensemble de données couvrant les pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE) sur une longue période du temps. Ils documentent que les mouvements dans la marge intensive et extensive sont quantitativement importants pour expliquer les variations des heures totales travaillées. La variation de la marge extensive reste dominante dans leurs données, elle représente plus de 50% de la main d'oeuvre totale tant aux États-Unis que dans les plus grandes économies européennes.

Pour documenter la manière dont la volatilité des heures totales varie selon l'âge, le genre et l'éducation sur le marché du travail au cours du cycle économique, Gomme *et al.* (2005) développent un modèle avec un ménage représentatif afin d'expliquer pourquoi la volatilité des heures de certains groupes d'âge varie plus ou moins par rapport à d'autres groupes d'âge. En effet, une telle analyse est pertinente dans le sens qu'elle permet de comprendre la volatilité au niveau agrégé et en outre d'explorer par rapport au modèle, les implications des chocs standard puis d'évaluer les prédictions d'une version du modèle de croissance avec cycle de vie. Ainsi après analyse, ils constatent que la volatilité des heures totales évolue en forme de U selon le profil de l'âge et que les jeunes étaient les plus sensibles au variation du cycle économique.

1.2 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage

La littérature² sur les comportements cycliques des flux entre emploi et chômage renseigne que la variation du taux de chômage est forcément due aux variations du taux d'entrée dans le chômage (Darby *et al.*, 1986).

²Essentiellement sur l'économie des États-Unis et très peu sur les pays de l'OCDE.

Deux hypothèses fondamentales permettent à Shimer (2005, 2012) de passer d'un modèle à temps continu à un modèle à temps discret. Shimer (2012) apporte un résultat qui vient s'opposer aux résultats déjà connus dans la littérature. En effet, trois variables principales sont utilisées dans la construction des taux d'entrée et de sortie du chômage dont: le chômage, le chômage de court terme et l'emploi. Les résultats de son étude ont montré que le taux de sortie du chômage permet d'expliquer presque toutes les hausses du taux de chômage tandis que le taux d'entrée dans le chômage peine à expliquer la moitié du taux de chômage. Le taux de chômage et le taux d'entrée dans le chômage évoluent dans la même direction. Par ailleurs, Shimer (2012) fait remarquer que même lorsque les hypothèses sur la taille de la population active et d'homogénéité sont relâchées, ses résultats sont robustes.

Fujita et Ramey (2009) étudiant les mouvements d'entrée et de sortie du chômage parviennent quant à eux à des conclusions opposées à celles de Shimer (2005). Fujita et Ramey (2009) obtiennent alors des résultats qui se rapprochent davantage à ceux généralement connus dans la littérature. En effet, utilisant les données du Current Population Survey, Fujita et Ramey (2009) procèdent de façon légèrement différente que Shimer (2012) dans la construction des taux d'entrée et de sortie du chômage et du taux de chômage. Ils se focalisent sur comment les taux d'entrée et de sortie du chômage évoluent avec la productivité et le taux de chômage ainsi que dans quelle mesure les mouvements de ces taux contribuent-ils à la variabilité du chômage. Les résultats obtenus sont tels que le taux de sortie et d'entrée du chômage explique 51% des variations du taux de chômage pour la période complète et 46% pour la sous-période de 1985-2005. Par contre, en appliquant leur méthode aux données de

l'article de Shimer (2012), ils trouvent que le même taux d'entrée du chômage explique 56% et 42% des fluctuations du taux de chômage pour la période complète et la sous-période.

Une pratique standard dans la théorie de la dynamique du chômage est l'utilisation des modèles à-la Diamond-Mortesen-Pissarides (DMP) pour analyser et comprendre en détail plusieurs régularités empiriques. De telles études ont été essentiellement réalisées pour les États-Unis et pour quelques pays de l'Organisation de coopération et de développement (OCDE). Les modèles à la DMP sont considérés comme la référence dans l'étude de la dynamique du marché du travail.

Hairault *et al.* (2019) proposent un modèle standard à la Mortesen-Pissarides dans un environnement avec cycle de vie dans lequel l'effort de recherche et de séparation sont endogènes incluant des chocs agrégés. Dans le modèle, Hairault *et al.* (2019) veulent illustrer l'effet de la distance séparant les travailleurs plus âgés jusqu'à la retraite en réponse au cycle économique. En utilisant les données du Current Population Survey, les faits empiriques suggèrent que la volatilité des taux d'entrée et de sortie du chômage augmente selon le profil de l'âge et que les fluctuations du marché du travail des travailleurs plus âgés sont plus volatiles que celles des travailleurs d'âge moyen et aussi que la cyclicalité des taux d'entrée et de sortie du chômage explique 30% des fluctuations du taux de chômage pour les travailleurs jeunes et 45% pour les travailleurs d'âge moyen. En outre, le modèle développé est cohérent c'est-à-dire qu'il arrive à répliquer les faits empiriques.

Est-ce-que le modèle à la Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP) capture les fluctuations du chômage ? La réponse dépend de la taille des revenus par rapport à l'emploi et aussi dans la manière dont les revenus sont mesurés. Pour ce faire, Bils *et al.* (2012) exploitent un modèle à la Diamond-Mortensen-Pissarides (DMP) avec séparation endogène incluant les différences entre les revenus et l'emploi des travailleurs (avantage comparatif du marché) selon l'hétérogénéité et capital humain des travailleurs et aussi dans leur évaluation du temps en dehors du marché du travail dans l'objectif de générer des volatilités de magnitude élevée dans le taux de chômage. Les résultats prédits par le modèle sont intéressants dans le sens que ce dernier génère une volatilité élevée et que les travailleurs avec un faible avantage comparatif ont de taux d'entrée dans le chômage qui sont plus volatiles.

Très peu d'études ont essayé de documenter les comportements des taux d'entrée et de sortie du chômage dans la variation cyclique du taux de chômage pour le Canada. Campolieti (2011) étudie les entrées et sorties du chômage au Canada au niveau agrégé et à un certain nombre de niveaux de désagrégation. Campolieti (2011) utilise les méthodes de Shimer (2012) et Elsby *et al.* (2009) qu'il applique aux données de l'Enquête sur la population active entre la période allant de 1976 à 2008 pour calculer les flux à l'entrée et à la sortie du chômage ainsi que leurs contributions dans les changements du taux de chômage au cours du cycle économique. Campolieti (2011) constate que les entrées en chômage sont contre-cycliques et les sorties pro-cycliques et qu'au niveau agrégé, les changements dans les taux de sortie du chômage expliquent le gros des changements dans les taux de chômage alors que les flux à l'entrée sont plus importants à certains niveaux de désagrégation.

Utilisant les données de l'Enquête sur la Population Active et celles basées sur les dossiers administratifs des travailleurs ayant perdus leur emploi, Nakamura *et al.* (2019) étudient la variabilité cyclique des flux d'entrée et de sortie du chômage ainsi que les flux des travailleurs d'employeur à employeur au Canada entre 1978 à 2016. Se basant sur la méthodologie de Shimer (2012) pour calculer les taux d'entrée et de sortie du chômage, Nakamura *et al.* (2019) montrent que le taux de sortie explique environ entre 60% à 70% de la variation du taux de chômage et que le taux d'entrée explique environ 20% à 40%. Nakamura *et al.* (2019) documentent que les flux d'employeur à employeur sont fortement procycliques et constituent la composante dominante à la fois de flux de sortie et d'entrée du chômage.

Petrongolo et Pissarides (2008) utilisent les données des enquêtes administratives et de la population active afin d'analyser la contribution du taux d'entrée et de sortie du chômage dans le taux de chômage pour trois pays de l'Europe à savoir l'Espagne, la France et le Royaume-Uni. Les résultats suggèrent que pour la France, la dynamique du chômage est significativement expliquée par le taux de sortie. Pour l'Espagne, les deux taux contribuent de manière significative à la dynamique et que pour le Royaume-Uni le taux d'entrée est devenu un contributeur significatif après le milieu des années 80, 90 et 2000.

Elsby *et al.* (2009) proposent une analyse sur plusieurs pays pour évaluer les taux d'entrée et de sortie du chômage. Ainsi, ils arrivent à la conclusion que le taux d'entrée dans le chômage joue un rôle important dans l'augmentation du chômage pendant les récessions.

CHAPITRE II

DONNÉES ET TRAITEMENT DE DONNÉES

2.1 Enquête sur la Population Active (EPA)

Notre analyse est basée sur les données de l'Enquête sur la Population Active de janvier 1976 à décembre 2016 . L'EPA était une enquête-ménage à fréquence trimestrielle administrée par Statistique Canada dont la collecte de premières données remontait à novembre 1945. Depuis, plusieurs modifications ont été apportées à l'EPA. Sept ans après, soit en décembre 1952, l'EPA deviendra une enquête à fréquence mensuelle. Suite au remaniement intervenu en 1976, l'EPA changera de format pour adopter le format actuel c'est-à-dire répondre aux besoins d'information courants (Statistique Canada, 2020).

L'EPA est une enquête transversale par échantillon organisée autour d'un questionnaire qui a été mise à jour entre septembre 1996 et janvier 1997. L'enquête est réalisée sur un échantillon aléatoire reparti entre les provinces et, à l'intérieur de provinces, entre les régions. L'EPA interroge un échantillon d'environ 56,000 ménages représentatifs de la population civile de 15 ans et plus. Elle recueille des données concernant l'activité sur le marché du travail, les caractéristiques démographiques de la popu-

lation en âge de travailler, fournit des estimations du nombre et des caractéristiques des personnes occupées, en chômage ou inactives ainsi que des informations sociodémographiques.

Avant janvier 1997, la formulation et la structure du questionnaire étaient telles qu'un certain nombre de personnes mises à pied temporairement n'étaient pas considérées comme telles et étaient classées dans la catégorie des *personnes inactives* plutôt que dans la catégorie des *chômeurs*. C'est lors du remaniement de 1997 soit entre septembre 1996 et janvier 1997 que l'EPA a remédié à ce problème. Ce qui a fait qu'on a commencé à recenser un plus grand nombre de personnes mises à pied temporairement (Gray, 2004). Ces changements ont amené une rupture de la continuité de la série de données sur les personnes mises à pied temporairement (Statistique Canada, 2020).

Ainsi donc les changements qui ont été introduits dans l'EPA lors du remaniement de 1997 ont eu une incidence dans le chômage de courte durée. Par conséquent, dans l'étude de l'évolution des probabilités d'entrée et de sortie du chômage (Campolieti, 2011) mesurées selon la méthodologie de Shimer (2012) nous pouvons clairement observer un pic autour de l'année 1997. Ainsi, il est donc nécessaire de corriger la série du chômage de courte durée afin de pouvoir interpréter des séries sur longues périodes. Nous avons ajusté les données de courte durée afin de corriger au mieux cette rupture.

Dans notre analyse, nous restreignons l'échantillon aux travailleurs en âge de travailler, soit la période durant laquelle les ménages sont généralement actifs sur le marché du travail. Les variables principales sont: heure de travail des ménages, chômage, chômage de courte durée, emploi. Nous distinguons également les travailleurs en fonction de certaines caractéristiques sociodémographiques, à savoir l'âge et le sexe. Les données couvrent la période de 1976m1 à 2016m12 et sont corrigées des variations saisonnières au moyen de la méthode X-13ARIMA-SEATS¹.

2.2 Description des variables

La variable heure totale travaillée peut-être décomposée en nombre des travailleurs en emploi (marge extensive) et en nombre d'heures travaillées par les travailleurs en emploi (marge intensive) notée h . Le chômage (U) donne le nombre des individus qui durant la semaine de référence, étaient sans travail, disponibles pour travailler et, soit avaient été mises à pieds temporairement, soit avaient cherché un emploi au cours de quatre dernières semaines, soit devaient commencer un emploi au cours des quatre prochaines semaines. L'emploi (E) donne le nombre des individus occupés qui au cours de la semaine de référence, ont effectué un travail quelconque contre une rémunération ou en vue d'un bénéfice, ou avaient un emploi mais n'étaient pas au travail.

Afin de prendre en compte l'aspect sociodémographique, nous stratifions notre échantillon en deux catégories, hommes et femmes, au moyen de la variable sexe. En outre, le cycle de vie des travailleurs est représenté par la variable âge qui est subdivisé en trois groupes : les jeunes (16-24), les individus d'âge moyen (25-54) et les plus âgés

¹Voir Ghysley et Osborn (2001) pour plus de détail sur la méthode.

(55+). Puisque nous ne considérons pas le choix d'une variable retraite dans le modèle, nous considérons les travailleurs âgés de 55 ans et plus.

2.3 Comptabilité des heures

Les heures totales travaillées pour chaque groupe, noté H peuvent être décomposées en nombre moyen d'heures travaillées par travailleur en emploi, noté h (marge intensive) et en nombre d'individus en emploi, noté E (marge extensive). Soit:

$$H = h \times E. \quad (2.1)$$

Or la marge extensive est définie comme suit:

$$E = (1 - U) \times P. \quad (2.2)$$

Par conséquent, l'équation (2.1) peut se réécrire comme un produit des heures par participant à la population active et de la participation à la population active via l'équation (2.2):

$$H = h \times (1 - U) \times P \quad (2.3)$$

où U désigne le taux de chômage et P désigne le taux de participation.

Les heures totales travaillées notées H peuvent être obtenues comme une somme pondérées des heures travaillées pour chaque groupe démographique H_i par les parts

de ces groupes dans la population, notées w_i . Soit:

$$H = \sum_i w_i \times H_i = w_i \times h_i \times (1 - U_i) \times P_i. \quad (2.4)$$

2.3.1 Décomposition linéaire

Nous utilisons une décomposition linéaire (voir annexe B pour plus de détail) afin d'étudier les sources des variations des heures totales. Cette décomposition nous permet de quantifier l'importance des certaines variables du marché du travail aux variations des heures totales pour chaque groupe démographique lors de trois dernières récessions canadienne i.e. entre la date du pic, noté s et la date du creux, noté t . Les dates de récessions que nous utilisons dans le cadre de ce travail sont tirées de Lalé et Kostyshyna (2020).

Après avoir appliqué cette décomposition linéaire à l'équation (2.4), nous obtenons l'approximation linéaire suivante exprimée en pourcentage pour tous les groupes:

$$\frac{\Delta H}{H_s} \simeq \frac{\Delta h}{h_s} + \frac{\Delta(1 - U)}{1 - U_s} + \frac{\Delta P}{P_s} \quad (2.5)$$

où $\Delta H = H_t - H_s$ désigne la variation des heures du groupe entre la date du pic s et la date du creux t .

En effet, de l'équation 2.5 nous obtenons le tableau 2.1 qui nous permet de comprendre quantitativement les sources des variations des heures totales travaillées. L'équation 2.5 est une combinaison de l'approximation des heures par participant à

la population active, $h \times (1 - U)$ qui est représenté dans le tableau 2.1 par **hpp** et de la participation, **P**, à la population active. Le tableau 2.1 documente et propose l'explication du fait empirique suivant: la source principale des variations des heures totales travaillées provient des heures par participant à la population active tandis que la source principale des variations des heures par participant à la population active provient du chômage. Il est donc primordial pour nous au regard de ces résultats de s'intéresser à ces deux sources principales des variations.

Tableau 2.1: Décomposition des heures totales travaillées

Variations	Hommes				Femmes			
	16-25	26-55	56-75	16+	16-25	26-55	56-75	16+
1981Q2–1983Q1								
H	-15.26	-7.25	-8.51	-10.14	-6.45	-1.24	-6.01	-4.13
P	-3.35	-1.14	-2.85	-2.29	0.28	3.57	0.21	1.65
Hpp	-12.41	-6.22	-5.89	-7.97	-6.76	-4.69	-6.39	-5.92
Ratio Hpp sur H	<i>81.34</i>	<i>85.90</i>	<i>69.20</i>	<i>78.64</i>	<i>104.69</i>	<i>377.12</i>	<i>106.52</i>	<i>143.40</i>
h	-2.64	-0.86	-1.64	-1.36	-1.09	-0.42	-2.76	-0.91
U	-10.03	-5.40	-4.31	-6.50	-5.72	-4.28	-3.73	-4.55
Ratio U sur Hpp	<i>80.82</i>	<i>86.84</i>	<i>73.79</i>	<i>81.52</i>	<i>84.68</i>	<i>91.28</i>	<i>58.33</i>	<i>76.88</i>
1989Q3–1993Q3								
H	-19.21	-6.80	-13.86	-12.28	-16.67	-0.82	-6.68	-8.04
P	-7.34	-2.27	-10.05	-5.57	-6.28	-3.08	0.09	-1.36
Hpp	-12.87	-4.71	-4.37	-7.06	-11.14	-3.85	-6.98	-7.19
Ratio hpp sur H	<i>67.01</i>	<i>69.31</i>	<i>31.59</i>	<i>57.50</i>	<i>66.82</i>	<i>467.50</i>	<i>104.51</i>	<i>89.47</i>
h	-5.50	-0.59	-0.95	-1.88	-6.87	-1.09	-2.95	-3.25
U	-7.79	-4.14	-3.45	-5.09	-4.58	-2.79	-4.14	-3.84
Ratio U sur Hpp	<i>60.57</i>	<i>87.84</i>	<i>78.84</i>	<i>72.04</i>	<i>41.17</i>	<i>72.43</i>	<i>59.39</i>	<i>53.34</i>
2008Q1–2009Q3								
H	-9.85	-5.83	-2.96	-6.53	-4.99	-2.40	1.39	-2.70
P	-3.04	-1.10	1.92	-1.21	-1.23	0.42	2.96	0.16
Hpp	-7.07	-4.80	-4.86	-5.48	-3.83	-2.82	-1.55	-2.70
Ratio Hpp sur H	<i>71.78</i>	<i>82.41</i>	<i>163.85</i>	<i>83.99</i>	<i>76.85</i>	<i>117.54</i>	<i>-111.41</i>	<i>99.83</i>
h	-1.36	-1.78	-1.65	-1.43	-1.61	-1.24	-0.42	-1.13
U	-5.78	-3.07	-3.25	-4.01	-2.26	-1.60	-1.13	-1.65
Ratio U sur Hpp	<i>81.78</i>	<i>63.98</i>	<i>66.97</i>	<i>73.01</i>	<i>58.96</i>	<i>56.63</i>	<i>73.25</i>	<i>61.46</i>
Std. H	4.24	1.72	3.02	2.50	4.00	1.88	3.99	2.66
Std. Hpp	3.08	1.48	1.53	1.87	2.40	1.26	1.59	1.55
Std. U	14.53	16.26	16.11	14.77	10.55	10.74	14.14	10.35

Notes : Calcul de l'auteur. Les séries mensuelles sont agrégées à la fréquence trimestrielle en prenant la valeur moyenne sur trois mois. Toutes les variables sont exprimées en pourcentages. Hpp : variation des heures par participant. H : variation des heures totales. h : variation des heures par travailleur. U : variation du chômage. Std : Écart-type

2.4 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage

Le taux de sortie du chômage caractérise la proportion de chômeurs qui ont trouvé un emploi au cours d'un mois. De même, le taux d'entrée dans le chômage caractérise les travailleurs qui ont quitté ou perdu leur emploi en proportion du stock total d'employés. Pour construire les séries des taux d'entrée et de sortie du chômage, nous nous référons à la méthodologie proposée par Shimer (2005, 2012). Les taux d'entrée et de sortie dans l'emploi sont deux indicateurs importants et largement utilisés dans le modèle de Search and Matching à la Diamond-Mortensen-Pissarides pour comprendre les mouvements d'entrée et de sortie du marché du travail ainsi que la dynamique à court terme du chômage et de l'emploi dans le marché.

2.4.1 Cadre théorique

Shimer (2005, 2012) font deux hypothèses fondamentales pour développer leur méthodologie. Premièrement, les travailleurs ne transitent que de l'emploi vers le chômage (probabilité d'entrée dans le chômage) et du chômage vers l'emploi (probabilité de sortie du chômage). Nous ne considérons pas les transitions des personnes inactives, ni les transitions d'emploi à emploi. Deuxièmement, les travailleurs sont considérés identiques *ex-ante* et les travailleurs au chômage ont la même chance de trouver un emploi et les travailleurs en emploi ont le même risque de perdre un emploi par conséquent on ignore toute hétérogénéité. Étant donné que les variations dans les taux d'entrée et de sortie du chômage dans une période sont non observables, elles sont considérées constantes.

Le cadre d'analyse de (Shimer, 2005, 2012) est un environnement dans lequel le temps est continu mais les données d'analyse disponibles sont recueillies en temps discret. Par conséquent, les taux d'entrée et de sortie du chômage calculés directement dans un tel environnement sous-estimeraient l'ampleur des flux des travailleurs car les transitions d'entrée et de sortie du chômage dans une période donnée ne vont pas être comptabilisées dans les calculs des taux d'entrée et de sortie du chômage sur la période.

Nous utilisons les données de l'Enquête sur la Population Active entre 1976m1 et 2016m12 pour étudier le profil du taux d'entrée et de sortie du chômage en fonction de l'âge dans le marché du travail. Afin de mesurer le premier et deuxième moments de ces séries temporelles, nous considérons les composantes cycliques de ces séries des données extraites au moyen du filtre HP aussi les taux d'entrée et de sortie du chômage seront ensuite moyennés sur un trimestre pour chaque groupe d'âge comme dans (Shimer, 2012).

2.4.2 Construction du taux d'entrée et de sortie du chômage

Considérons $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ comme étant la date où la situation est observée tandis que $\tau \in [0, 1]$ est la durée depuis la dernière date d'observation de l'enquête. Dans ces données, nous observons l'activité en fin du mois, et non l'activité au cours du mois c'est-à-dire t correspond à un mois particulier. Par conséquent, les transitions obtenues sont donc moins sensibles au biais d'agrégation temporel.

Soient $E_{t+\tau}$ le nombre de travailleurs en emploi au temps $t + \tau$ et $U_{t+\tau}$ le nombre de travailleurs au chômage au temps $t + \tau$. Le nombre de travailleurs dans la population active au temps $t + \tau$ est donc $L_{t+\tau} = E_{t+\tau} + U_{t+\tau}$. Le nombre de travailleurs au chômage au temps $t + \tau$ mais qui étaient en emploi entre t et $t + \tau$ est $U_t^s(\tau)$ qui désigne le chômage de courte durée.

Supposons que les travailleurs au chômage trouvent un emploi suivant un processus de Poisson dont le taux est $f_t \equiv -\log(1 - F_t) \geq 0$ et que les travailleurs en emploi perdent leur emploi suivant un processus de Poisson dont le taux est $s_t \equiv -\log(1 - S_t)$. Notons que $F_t = 1 - e^{-f_t} \in [0, 1]$ est la probabilité qu'un travailleur qui commence la période t sans emploi trouve un emploi pendant la période c'est-à-dire avant la date de l'enquête suivante, de même la probabilité qu'un travailleur qui commence la période t étant en emploi perde son emploi pendant la période est $S_t = 1 - e^{-s_t} \in [0, 1]$.

Le nombre des chômeurs évoluent selon la loi suivante:

$$\dot{U}_{t+\tau} = s_t E_{t+\tau} - f_t U_{t+\tau}. \quad (2.6)$$

Le chômage croît quand les travailleurs perdent leur emploi et décroît lorsque les chômeurs reprennent un emploi. De façon similaire, pour le chômage de courte durée, on a:

$$\dot{U}_{t+\tau}^s(\tau) = s_t E_{t+\tau} - f_t U_t(\tau). \quad (2.7)$$

Combinant les équations (2.6) et (2.7) pour éliminer $E_{t+\tau}$, on a:

$$\dot{U}_{t+\tau} = \dot{U}_t^s(\tau) - f_t[U_{t+\tau} - U_t^s(\tau)]. \quad (2.8)$$

Étant donné que les données ne sont disponibles que pour $\tau = 0$ et $\tau = 1$, par construction $U_t^s(0) = 0$, la condition initiale pour U_t . L'équation (2.8) devient:

$$U_{t+1} = (1 - F_t)U_t + U_{t+1}^s. \quad (2.9)$$

Explicitant F_t dans l'équation (2.9), on obtient :

$$F_t = 1 - \frac{U_{t+1} - U_{t+1}^s}{U_t}. \quad (2.10)$$

Ainsi donc la probabilité qu'un travailleur au chômage trouve un emploi est une fonction du chômage et du chômage de courte durée.

Il est donc à présent possible d'obtenir la probabilité d'entrée dans le chômage en utilisant la loi de mouvement du chômage ainsi qu'en combinant l'information sur la population active et sur le taux de sortie du chômage. On a donc :

$$U_{t+1} - U_t = s_t(L_t - U_t) - f_t U_t. \quad (2.11)$$

De la solution de l'équation (2.6), nous pouvons dériver une expression non linéaire pour s_t qui peut être utilisée pour obtenir le taux d'entrée dans le chômage :

$$U_{t+1} = \frac{(1 - \exp\{-(f_t + s_t)\})s_t}{f_t + s_t}L_t + \exp\{-(f_t + s_t)\} \quad (2.12)$$

où $L_t \equiv U_t + E_t$ est la taille de la population active durant la période t , laquelle est supposée être constante. Les équations (2.10) et (2.12) sont importantes pour mesurer quantitativement le niveau des probabilités d'entrée et de sortie du chômage dont la construction nécessite les séries sur les nombres des travailleurs en emploi (E_t), des travailleurs au chômage (U_t) ainsi que les travailleurs au chômage de courte durée (U^s).

2.4.3 Statistiques du marché du travail canadien

Le tableau 2.2 rapporte les moyennes des probabilités d'entrée et de sortie du chômage, du taux de chômage et de la marge intensive en fonction du profil de l'âge et du sexe. Nous remarquons en moyenne que les probabilités de sortie du chômage pour les femmes sont supérieures à celles des hommes ainsi qu'une différence significative entre celles de travailleurs jeunes et d'âge moyen. Comme *Elsby et al.* (2010), nous trouvons de très grandes différences dans la probabilité d'entrée dans le chômage selon le profil de l'âge. La probabilité de sortie du chômage pour les jeunes est 1.3 fois plus grande que celle de travailleurs d'âge moyen pour les hommes et de 1.2 fois plus grande pour les femmes. Nous remarquons également comme dans *Choi et al.* (2015), *Hairault et al.* (2019) et *Elsby et al.* (2010) que les probabilités d'entrée et de sortie du chômage et comme dans *Hairault et al.* (2019) pour les taux de chômage que ces flux diminuent avec l'âge pour les hommes (respectivement pour les femmes).

Comme Hairault *et al.* (2019) et Elsby *et al.* (2009) nous observons également de très grandes différences dans les probabilités d'entrée dans le chômage selon les groupes d'âge. La probabilité d'entrée dans le chômage des travailleurs jeunes est 2.9 fois plus grande que celle de travailleurs d'âge moyen pour les hommes (respectivement 2.1 fois plus grande pour les femmes). Les travailleurs jeunes pour les hommes (respectivement pour les femmes) sont caractérisés par un niveau du taux de chômage plus élevé. Les marges intensives des hommes et de femmes évoluent en moyenne en forme de U inversé (figures 2.1 et 2.2) c'est-à-dire qu'elles augmentent au passage de travailleurs jeunes aux travailleurs d'âge moyen pour ensuite diminuer au passage des travailleurs d'âge moyen aux plus âgés.

Tableau 2.2: Moyenne et Écart-type selon le sexe

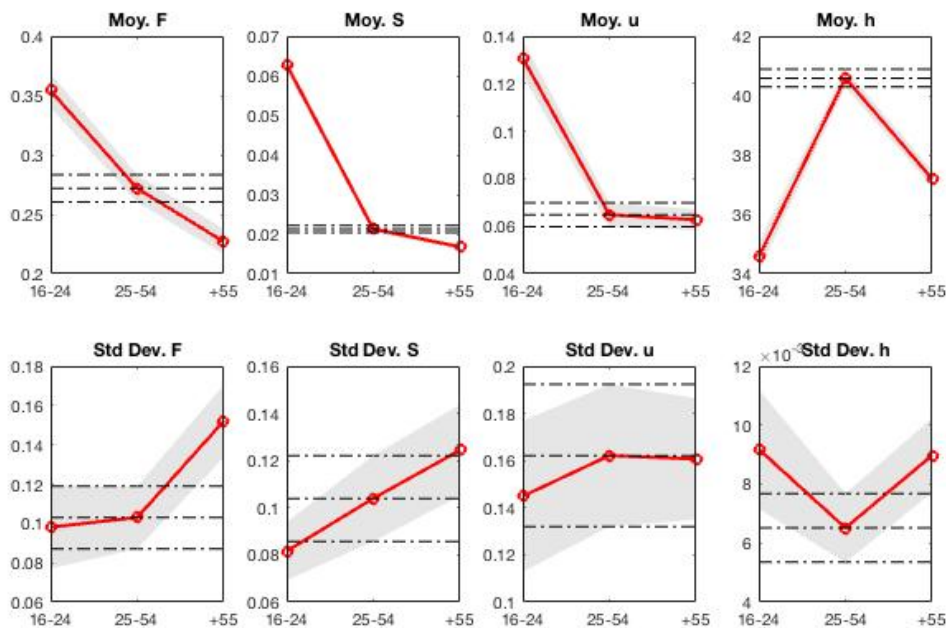
		Hommes				Femmes			
		+16	16-24	25-54	+55	+16	16-24	25-54	+55
Moyenne	h	38.4	34.5	40.5	37.1	30.9	28.5	32.3	29.7
	F	0.3105	0.35	0.27	0.22	0.34	0.38	0.29	0.27
	S	0.03	0.06	0.02	0.01	0.03	0.05	0.02	0.01
	U	0.08	0.13	0.06	0.06	0.08	0.10	0.06	0.05
Std Dev.	h	0.0059	0.0092	0.0065	0.0090	0.0072	0.0127	0.0069	0.0107
	F	0.09	0.09	0.10	0.15	0.08	0.08	0.09	0.17
	S	0.07	0.08	0.10	0.12	0.05	0.06	0.06	0.13

Note : Calcul de l'auteur. h: marge intensive. F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée du chômage. U: chômage. Std Dev: Écart-type. Toutes les séries dans le calcul de l'écart-type sont filtrées au moyen du filtre HP avec le paramètre de lissage 100,000 comme dans Shimer (2012). Les séries mensuelles sont agrégées à la fréquence trimestrielle en prenant la valeur moyenne sur trois mois.

Le tableau 2.2 rapporte les écarts-types des composantes cycliques de la probabilité d'entrée et de sortie du chômage, du taux de chômage et de la marge intensive obtenus à l'aide du filtre HP avec un paramètre de lissage dont la valeur est de 100,000 comme dans Shimer (2012). Les probabilités d'entrée et de sortie du chômage diffèrent selon le profil de l'âge. Les figures 2.1 et 2.2 suggèrent que le niveau élevé du taux de chômage pour les travailleurs jeunes est essentiellement dû par leurs niveaux élevés

des probabilités d'entrée du chômage et cela est cohérent comme dans Elsbey *et al.* (2011) et Gervais *et al.* (2012).

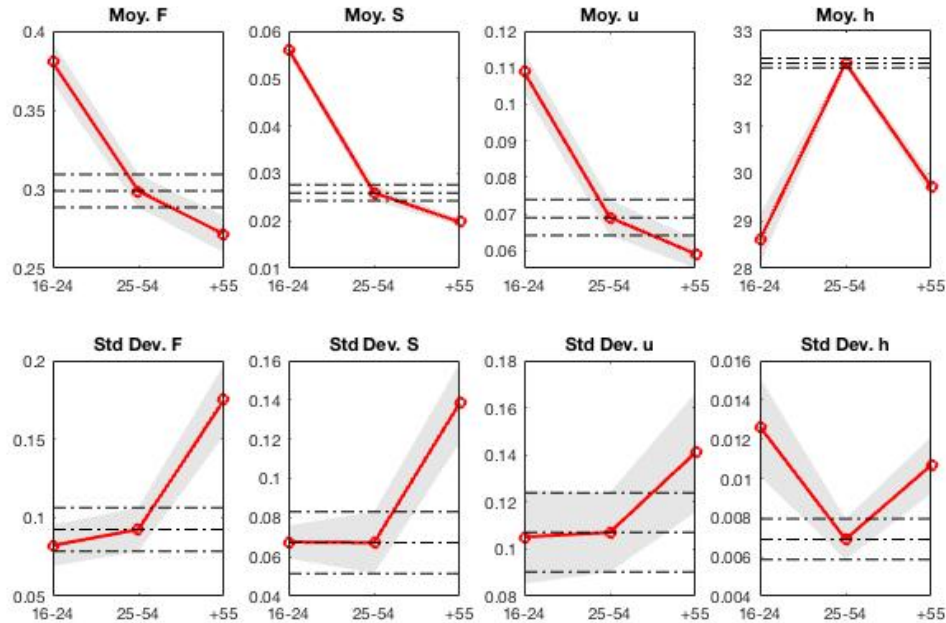
Figure 2.1: Statistiques : Hommes



Note : Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les séries pour le calcul de la volatilité (écart-type) sont filtrées avec le filtre HP où le paramètre de lissage est 100,000. Les séries sont estimées avec la méthode GMM comme dans Hairault *et al.* (2019). Les zones grises représentent l'intervalle de confiance à 95% et les lignes horizontales un intervalle de 95% pour les travailleurs d'âge moyen.

Nous mesurons la volatilité comme étant l'écart-type des composantes cycliques de chaque variable. Au regard des figures 2.1 et 2.2, nous constatons que les probabilités de transitions de travailleurs plus âgés aussi bien pour les hommes que pour les femmes sont sensibles au cycle économique, bien plus que celles de travailleurs jeunes et d'âge moyen. La volatilité des probabilités d'entrée et de sortie du chô-

Figure 2.2: Statistiques : Femmes



Note : Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle. Les séries pour le calcul de la volatilité sont filtrées avec le filtre HP où le paramètre de lissage est 100,000. Les séries sont estimées avec la méthode GMM comme dans Hairault *et al.* (2019). Les zones grises représentent l'intervalle de confiance à 95% et les lignes horizontales un intervalle de 95% pour les travailleurs d'âge moyen.

mage ainsi que le taux de chômage augmentent au regard du profil de l'âge pour les hommes. L'augmentation de la volatilité dans les probabilités d'entrée (de sortie) du chômage est faible dans la transition des travailleurs jeunes à ceux d'âge moyen, soit la volatilité augmente de 8.18% à 10.43% (9.84% à 10.34%) qu'au passage des travailleurs d'âge moyen aux plus âgés, soit de 10.43% à 12.47% (10.34% à 15.26%) d'entrée et de sortie.

Nous documentons que la volatilité de la marge intensive évolue en forme de U (figures 2.1 et 2.2) suivant le profil de l'âge pour les femmes et pour les hommes c'est-à-dire qu'elle diminue au passage des travailleurs jeunes à celle d'âge moyen pour ensuite augmenter au passage des travailleurs d'âge moyen aux plus âgés. La volatilité de la marge intensive des travailleurs plus âgés pour les hommes est plus grande que celle des travailleurs jeunes et d'âge moyen, chose qui n'est pas le cas pour les femmes. La volatilité de la probabilité d'entrée et de sortie du chômage et le chômage des travailleurs plus âgés pour les hommes et pour les femmes est plus grande que celle des travailleurs jeunes et d'âge moyen c'est-à-dire que les travailleurs plus âgés sont plus sensibles au cycle économique.

Tableau 2.3: Corrélation d'une variable X avec les heures par participant selon l'âge et le sexe

		Hommes				Femmes			
		+16	16-24	25-54	+55	+16	16-24	25-54	+55
Corr.	(h, Hpp)	0.71	0.83	0.47	0.48	0.86	0.82	0.56	0.52
	(F, Hpp)	0.89	0.86	0.76	0.61	0.77	0.72	0.70	0.41
	(S, Hpp)	-0.71	-0.66	-0.69	-0.45	-0.44	-0.45	-0.35	-0.27

Note : Calcul de l'auteur. h : marge intensive. F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée du chômage. Hpp: heure par participant. corr : corrélation. Toutes les séries sont filtrées au moyen du filtre HP avec le paramètre de lissage 100,000. Les séries mensuelles sont agrégées à la fréquence trimestrielle en prenant la valeur moyenne sur trois mois.

Le tableau 2.3 rapporte les corrélations de la marge intensive, la probabilité d'entrée et de sortie du chômage avec les heures par participant à la population active en fonction du profil de l'âge et du sexe. Notre analyse de la dynamique du marché du travail selon le profil de l'âge confirme quelques conclusions connues dans la littérature. Nous trouvons que le taux d'entrée du chômage évolue dans la direction

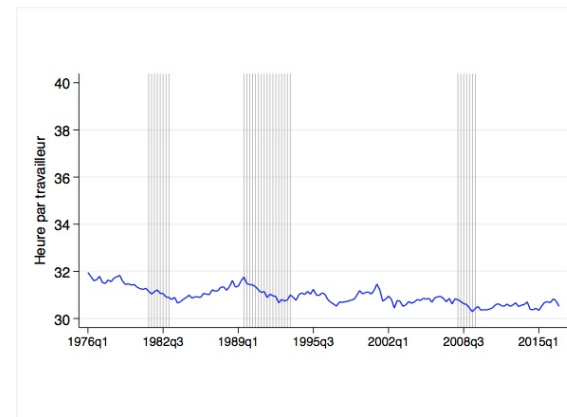
contraire que celle des heures par participant à la population active tandis que la probabilité de sortie du chômage et les heures par travailleur évoluent dans la même direction que celle des heures par participant à la population active (voir l'annexe C.2).

Les graphiques 2.5, 2.6, 2.7 et 2.8 sont construits à partir des données de l'Enquête sur la Population Active agrégées à la fréquence trimestrielle. Les graphiques 2.5, 2.6, 2.7 et 2.8 retracent les évolutions des probabilités d'entrée du chômage et retracent également les évolutions au niveau agrégé et désagrégé selon les profils du sexe et de l'âge de la probabilité de sortie du chômage du 1976Q1 au 2016Q3. Les évolutions de la figure 2.5 sont mises en regard de celle du taux de chômage. Les évolutions des probabilités d'entrée et de sortie du chômage sont cohérentes avec celle du chômage. Les diminutions (augmentations) du chômage coïncident avec des baisses (montées) de la probabilité de sortie dans l'emploi tandis que les diminutions (augmentations) du chômage coïncident avec des montées (baisses) de la probabilité d'entrée dans l'emploi.

Figure 2.3: Heure par travailleur selon le sexe



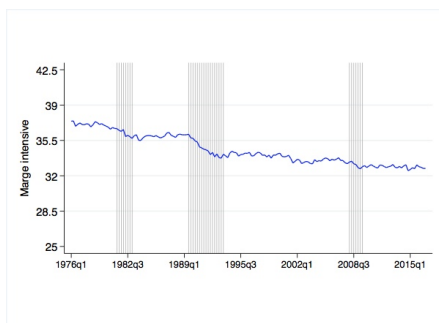
(a) Homme (16+)



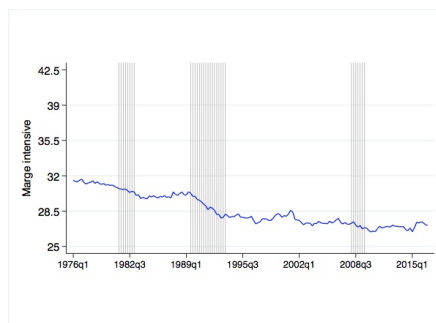
(b) Femme (16+)

Note: Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

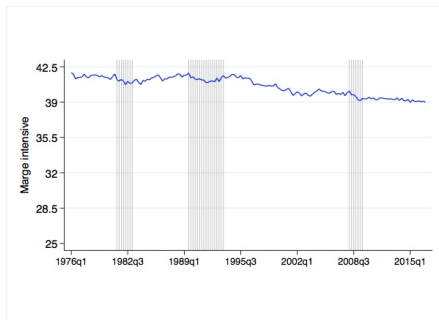
Figure 2.4: Heure par travailleur selon l'âge et sexe



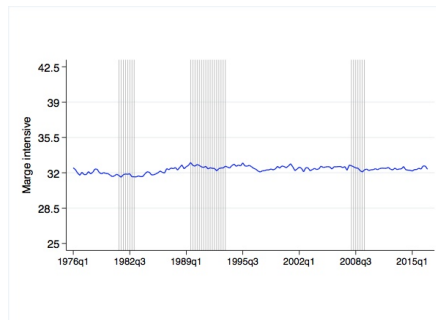
(a) 16-24



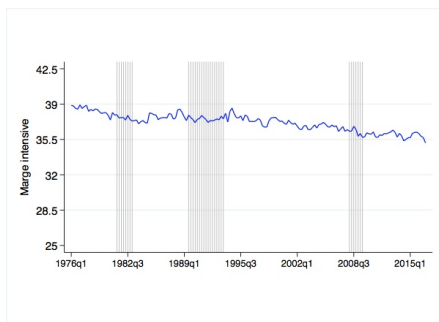
(b) 16-24



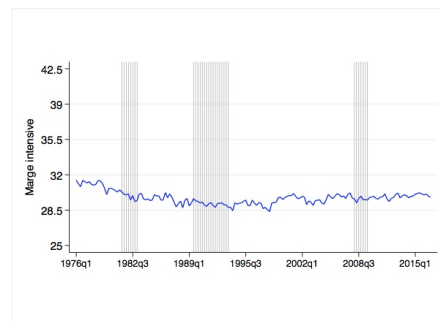
(c) 25-54



(d) 25-54



(e) 55+

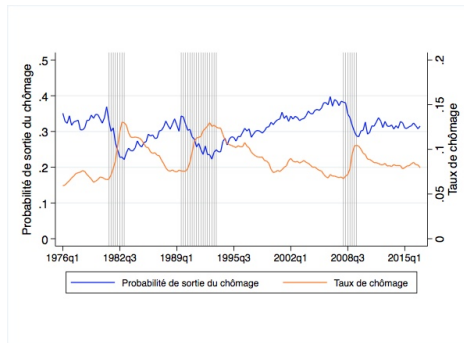


(f) 55+

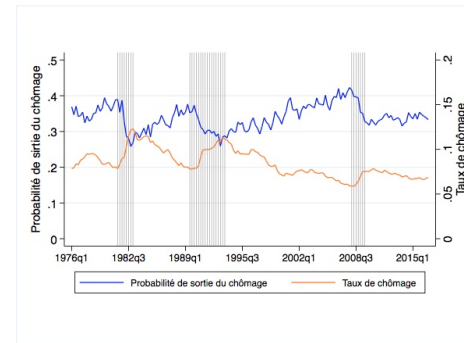
Note:

Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

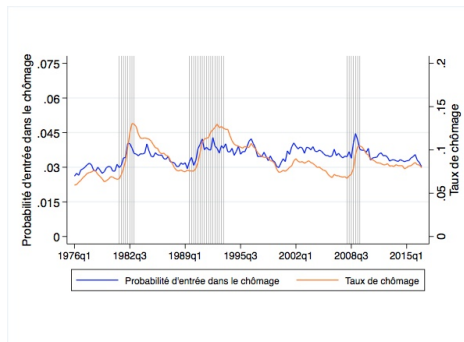
Figure 2.5: Probabilité d'entrée et de sortie du chômage selon le sexe



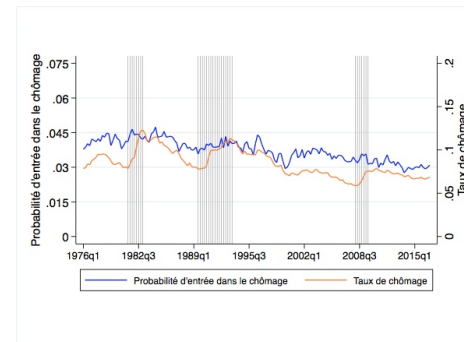
(a) F(+16)



(b) F(+16)



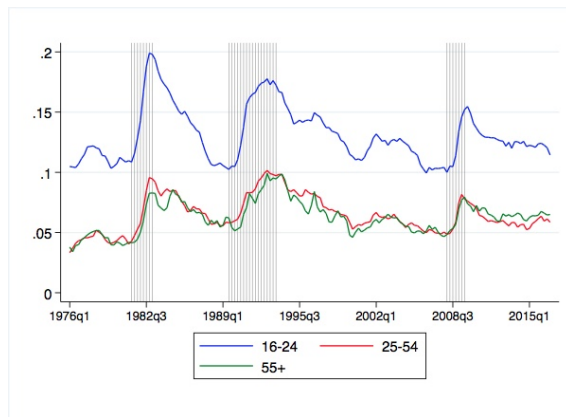
(c) S(+16)



(d) S(+16)

Note: Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. La première colonne représente les statistiques pour les hommes et la deuxième colonne pour les femmes. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

Figure 2.6: Taux de chômage selon l'âge et le sexe



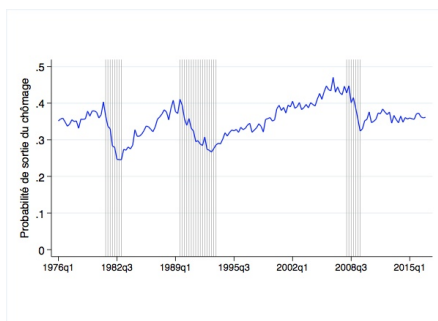
(a) Hommes



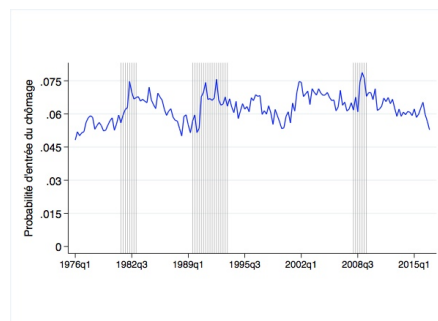
(b) Femmes

Note: Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

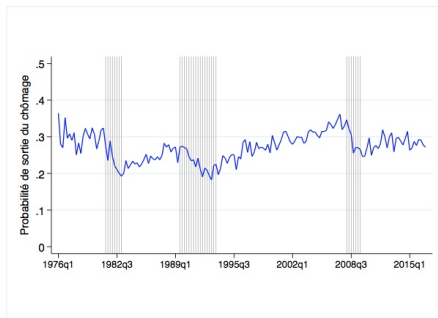
Figure 2.7: Probabilité d'entrée et de sortie du chômage selon l'âge : Hommes



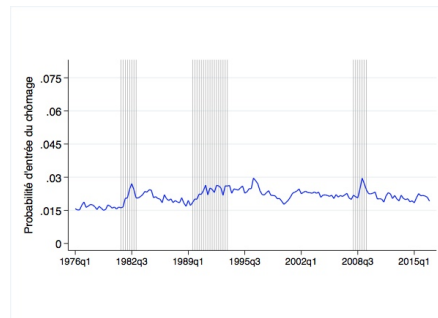
(a) F(16-24)



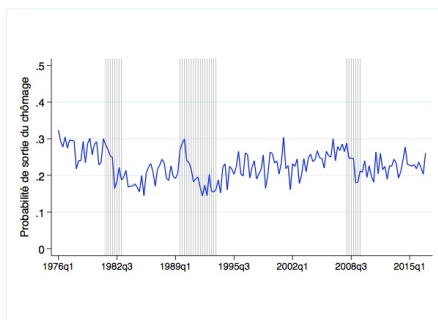
(b) S(16-24)



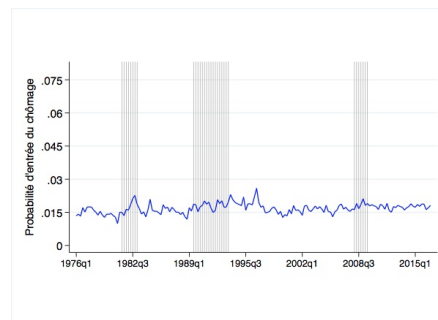
(c) F(25-54)



(d) S(25-54)



(e) F(55+)

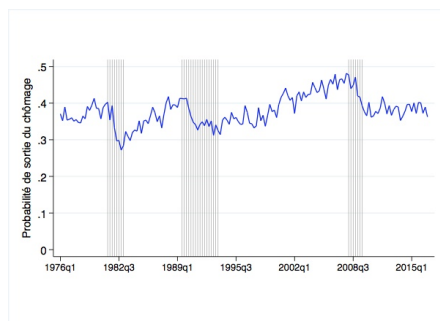


(f) S(55+)

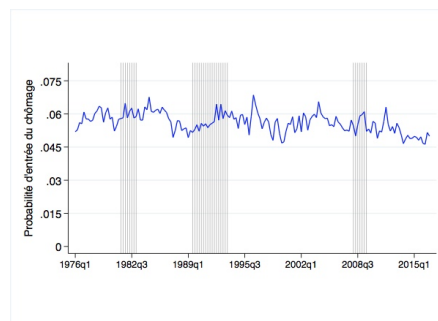
Note:

Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

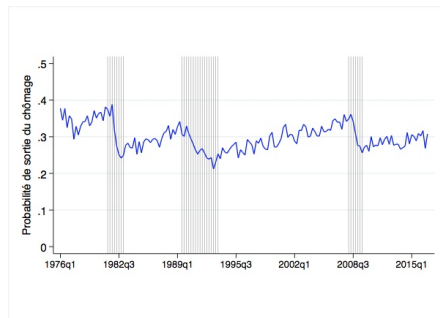
Figure 2.8: Probabilité d'entrée et de sortie du chômage selon l'âge : Femmes



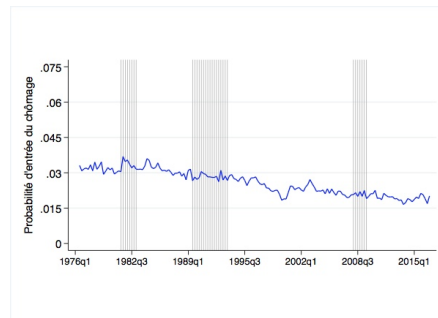
(a) F(16-24)



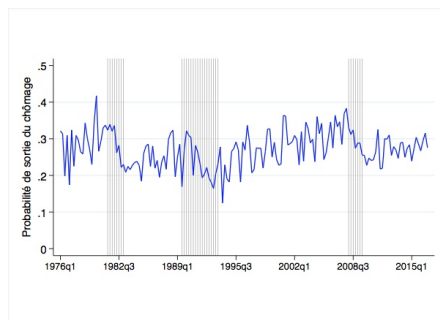
(b) S(16-24)



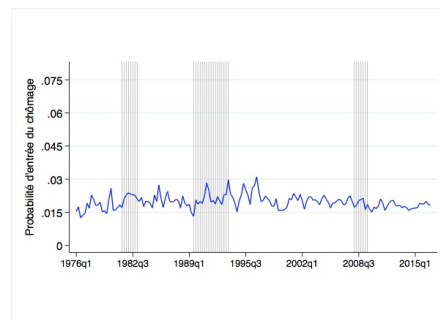
(c) F(25-54)



(d) S(25-54)



(e) F(55+)



(f) S(55+)

Note:

Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

CHAPITRE III

MODÈLE QUANTITATIF

Dans cette section, nous proposons un modèle à la Diamond-Mortesen-Pissarides dans un environnement avec cycle de vie, offre de travail et capital humain. La marge intensive est exploitée pour faire correspondre l'hétérogénéité de l'offre de travail du modèle à celle des données empiriques. Nous allons considérer que la source de variations aléatoire provient d'un choc technologique.

3.1 Environnement économique

3.1.1 Démographie

L'économie est habitée par un continuum des travailleurs. Un travailleur est soit en emploi, soit au chômage. Nous considérons trois groupes d'âge des travailleurs : les travailleurs d'âge jeunes (16-24), les individus d'âge moyen (25-54) et les travailleurs plus âgés (55+). L'âge des travailleurs, noté a_t , est modélisé comme un processus stochastique. Les travailleurs entrent dans le marché du travail comme étant au chômage. La probabilité de passer d'un groupe d'âge a_t vers un autre groupe d'âge a_{t+1}

dans la période suivante est $\alpha(a_t, a_{t+1})$. Le vieillissement est un processus séquentiel. Le groupe de travailleurs est subdivisé en A groupes d'âge. Nous notons par $\alpha(a_t, a_{t+1}) = 0$ si $a_{t+1} \neq a_t + 1$ la probabilité que les travailleurs plus âgés restent dans le même groupe d'âge la période suivante et par $\alpha(a_t, a_t) + \alpha(a_t, a_t + 1) = 1$ la probabilité que les travailleurs plus âgés atteignent la retraite pour tout $a \in \{0, \dots, A - 1\}$. Pour maintenir la taille de la population active constante, nous supposons que le nombre des travailleurs sortant de cette population est remplacé par un nombre égal des travailleurs d'âge jeune.

3.1.2 Préférences

Le cycle de vie d'un travailleur étant modélisé, ses préférences dépendent de la consommation et du loisir. La consommation du travailleur est fonction de son revenu salarial quand il est en emploi ou de son assurance emploi quand il est au chômage. Le loisir est capturé par une fonction standard définie comme suit :

$$g(1 - h_t) = \frac{(1 - h_t)^{1 - \frac{1}{\gamma}} - 1}{1 - \frac{1}{\gamma}} \quad (3.1)$$

où h_t désigne les heures par travailleur (marge intensive). $1 - h_t$ désigne le loisir. γ désigne l'élasticité Frisch d'offre de travail pour les heures h_t . La fonction d'utilité intra-périodique est donnée par : $c_t + Bg(1 - h_t)$ où B représente la valeur du loisir (désutilité du travail) et c_t la consommation. Plus tard, nous allons faire dépendre B de l'âge afin de capter en moyenne les différences d'offre de travail selon les groupes d'âge. Le paramètre β est le facteur d'escompte du ménage alors que $\frac{1-\beta}{\beta}$ est le taux d'escompte subjectif.

Nous supposons que les travailleurs peuvent accumuler ou perdre leur capital humain au cours de leur cycle de vie. Les travailleurs commencent leur cycle de vie sans aucune expérience de travail (i.e. sans capital humain). Le capital humain est noté x_t et x_t évolue stochastiquement sur le temps. Lorsqu'ils sont en emploi, les travailleurs acquièrent de l'expérience avec une probabilité $p_e(x_t, x_{t+1})$ qui est une chaîne de Markov. Tandis que les travailleurs au chômage perdent au fil du temps leur expérience avec une probabilité $p_u(x_t, x_{t+1})$ qui est une chaîne de Markov (Lalé, 2018). En effet, une hausse du chômage détruit une partie du capital humain car celui-ci a la propriété de se dégrader lorsqu'il n'est pas utilisé.

3.2 Marché du travail

Le marché du travail à la période t est segmenté selon les types des travailleurs (a_t, x_t) . Ces marchés peuvent être interprétés comme le lieu de rencontre entre les travailleurs au chômage mais à la recherche d'un emploi et les entreprises désireuses de pourvoir leur postes vacants. L'appariement se réalise selon l'âge des travailleurs à la recherche d'un emploi ainsi que des heures de travail offertes.

3.2.1 Entreprises

Les entreprises sont supposées être neutres au risque et le coût lié au recrutement pour combler les postes vacants est noté $\eta(x, a)$. Les entreprises escomptent le futur au taux de $\frac{1-\beta}{\beta} > 0$. Après la rencontre entre l'entreprise et le travailleur, la productivité idiosyncratique à la période t (i.e. qualité de l'appariement) y_t est tirée d'une distribution notée K_0 . La productivité agrégée à la période t notée z_t est modélisée

par un processus auto-régressif d'ordre 1. Aussi, un emploi est détruit avec une probabilité exogène δ .

Pour les travailleurs appariés, ils doivent effectuer le choix de l'offre de travail à la marge intensive et en contre partie les entreprises définissent le niveau de production comme:

$$x_t y_t z_t h_t$$

où x_t désigne le capital humain à la période t .

Finalement, la productivité agrégée z évolue sur le temps suivant un processus auto-régressif d'ordre 1:

$$\ln z_{t+1} = \rho_z \ln z_t + v_{t+1} \quad (3.2)$$

où $\rho_z \in (0, 1)$ est la persistance et $v_{t+1} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_z^2)$ est le terme d'innovation. Les travailleurs observent le nouveau niveau de productivité au début de la période.

De manière similaire, la productivité idiosyncratique évolue également sur le temps suivant un processus auto-régressif d'ordre 1 :

$$\ln y_{t+1} = \rho_y \ln y_t + \epsilon_{t+1} \quad (3.3)$$

où $\rho_y \in (0, 1)$ est la persistance et $\epsilon_{t+1} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_y^2)$ est le terme d'innovation. Lorsque le choc s'est produit, la nouvelle valeur de y qui est indépendante des réalisations passées est tirée d'une distribution $K_0 = K(.|1)$. Soit K la fonction de transition du processus stochastique qui régie la dynamique de la production.

3.2.2 Frictions

Les frictions sur le marché du travail ne permettent cependant pas des rencontres instantanées entre les entreprises et les travailleurs de sorte que les entreprises doivent utiliser ses ressources pour trouver des travailleurs sur le marché du travail et cet exercice implique des coûts η à l'entreprise. Si un sous-marché comprend un nombre u_t de demandeurs d'emploi et un nombre v_t des postes vacants à la période t alors le nombre d'appariement (ou d'embauches réalisées) noté $m(u_t, v_t)$ est une combinaison de ces deux variables.

La fonction d'appariement est une fonction standard Cobb-Douglas définie comme :

$$m(u_t, v_t) = Mu_t^\chi v_t^{1-\chi} \quad (3.4)$$

où M désigne l'efficacité de l'appariement et $1 - \chi$ désigne l'élasticité de la probabilité de sortie du chômage par rapport à la tension du marché.

Notons que m est (i) croissant et strictement concave en chacun de ses arguments, et (ii) a des rendements d'échelle constant. La fonction d'appariement est la même dans tous les sous marchés. Un sous-marché contient les travailleurs de même âge et de même capital humain respectivement a_t et x_t . Quand un travailleur est au chômage et change d'âge ou de capital humain, il ne reçoit aucune offre d'emploi durant la période. Ainsi, un travailleur doit passer au moins une période du modèle dans un sous-marché donné avant de pouvoir recevoir une offre d'emploi. L'âge est

parfaitement observé et un travailleur qui postule à un emploi ne correspondant pas à ses caractéristiques aura une production nulle et donc un excédent nul. Les types de postes vacants sont définis suivant l'âge et l'offre de travail des travailleurs.

La tension sur le marché du travail est définie comme le ratio des postes vacants sur le chômage, soit $\theta_t \equiv v_t/u_t$. Quand elle augmente, il est plus avantageux pour les travailleurs de trouver un emploi car il y a plus de postes vacants par rapport aux travailleurs disponibles. À chaque période, un poste vacant peut être pourvu dans chaque sous-marché. Or chaque sous-marché contient les travailleurs de même âge a_t et de même expérience x_t .

Tout au long de l'analyse, nous noterons par $(\cdot)'$ la valeur d'une variable pour la période suivante. Les travailleurs au chômage dans un sous-marché reçoivent des offres d'emploi pour la période suivante avec une probabilité :

$$f_{x',a'}(\theta) = \begin{cases} M\theta^{1-x} & \text{si } x' = x \text{ et } a' = a \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (3.5)$$

En raison des frictions liées à la recherche, il y a des rentes d'emploi à répartir entre les travailleurs et les entreprises. Le pouvoir de négociation des travailleurs est donné par ϕ .

3.3 Équations de Bellman

3.3.1 Travailleurs

Les travailleurs sont supposés identiques *ex-ante* et peuvent être dans deux états: soit au chômage, soit en emploi. Étant donné la tension du marché θ , $f_{x',a'}(\theta)$ désigne la probabilité qu'un travailleur au chômage trouve un emploi tandis que la probabilité qu'un travailleur en emploi perde son emploi est δ celle-ci est affectée par un choc qui conduit à la vacance du poste. Le travailleur négocie un salaire w étant donné son expérience x , son âge a , sa productivité idiosyncratique y ainsi que de l'état de l'économie (productivité agrégée, z). Dénotons par V_e la valeur d'un travailleur en emploi et son équation de Bellman est :

$$V_e(x, a, y; z) = w(y, x, a; z) + Bg(1 - h(y, x, a; z)) + \beta \sum_{a'} \alpha(a, a') \sum_{x'} p_e(x, x') \int \left[(\delta V_u(x', a'; z') + (1 - \delta) \int \max\{V_e(x', y', a'; z'), V_u(x', a'; z')\} dK(y'|y)) \right] dG(z'|z) \quad (3.6)$$

où B désigne la desutilité du travail et la fonction $g(\cdot)$ capture le loisir.

Étant donné l'âge et l'expérience c'est-à-dire (x, a) , un travailleur au chômage reçoit une allocation de chômage, notée $b(x, a)$. Soit V_u la fonction valeur d'un travailleur

au chômage, son équation de Bellman est :

$$\begin{aligned}
 V_u(x, a; z) = & b(x, a) + \beta \sum_{a'} \alpha(a, a') \sum_{x'} p_u(x, x') \int \left[(1 - f_{x', a'}(\theta(x, a; z))) \right. \\
 & \left. V_u(x', a'; z') + f_{x', a'}(\theta(x, a; z)) \int \max\{V_e(x', y', a'; z'), V_u(x', a'; z')\} dK_0(y') \right] dG(z'|z)
 \end{aligned}
 \tag{3.7}$$

où les travailleurs au chômage voient leur expérience se déprécier avec une probabilité $p_u(x, x')$ et $\alpha(a, a')$ dénote la probabilité de transition d'un groupe d'âge vers un autre groupe.

3.3.2 Entreprises

Les entreprises sont supposées détenir des postes de travail. Certains postes de travail peuvent être soit pourvus et donc impliqués dans le processus de production. D'autres par contre sont vacants et donc impliqués dans le processus d'appariement.

Soient w le salaire négocié et h le choix de l'offre de travail à la marge intensive. La valeur de l'entreprise pour un poste pourvu par un travailleur d'âge a dans un sous-marché avec un capital humain x étant donné l'état de l'économie z à l'instant t et une productivité idiosyncratique y est notée $V_f(x, y, a; z)$. Son équation de Bellman

est :

$$V_f(x, y, a, z) = xyzh(y, x, a; z) - w(y, x, a; z) + \beta \sum_{a'} \alpha(a, a') \sum_{x'} p_e(x, x') \int \left[\delta + (1 - \delta) \int \max\{V_f(x', y', a'; z'), 0\} dK(y'|y) \right] dG(z'|z) \quad (3.8)$$

où z désigne la productivité agrégée et $\beta \in (0, 1)$ le facteur d'escompte subjectif. Les travailleurs en emploi acquièrent de l'expérience avec une probabilité $p_e(x, x')$ et ils passent d'un groupe d'âge à un autre avec une probabilité $\alpha(a, a')$. Notons que l'équation (3.8) suppose que la condition de libre entrée est satisfaite.

3.3.3 Surplus joint, Négociation salariale

Comme dans un modèle standard à la DMP, la négociation salariale est formalisée selon la règle de Nash. La solution de ce problème est obtenue en maximisant le produit pondéré des gains nets des travailleurs et des entreprises lors de leur rencontre qui nécessite le choix optimal de l'offre de travail à la marge intensive qui est définie par l'équation suivante :

$$h^* = 1 - B^\gamma (xyz)^{-\gamma} \quad (3.9)$$

Cette négociation est alors solution du problème de maximisation suivant :

$$w(y, x, a; z) = \arg \max \{V_f(y, x, a; z)^{1-\phi} (V_e(y, x, a; z) - V_u(y, x, a; z))^\phi\} \quad (3.10)$$

pour tout $(y, x, a; z)$ où ϕ désigne le pouvoir de négociation des travailleurs, avec $0 < \phi < 1$. À l'inverse le pouvoir de négociation des firmes est $1 - \phi$.

Le surplus joint est :

$$V_s(x, y, a, z) = V_f(x, y, a, z) + V_e(x, y, a, z) - V_u(x, y, a, z). \quad (3.11)$$

Utilisant la règle de partage à la Nash où chaque partie doit recevoir une part constante du surplus généré, on a :

$$V_e(x, y, a, z) - V_u(x, y, a, z) = \phi V_s(x, y, a; z) \quad (3.12)$$

$$V_f(x, y, a, z) = (1 - \phi) V_s(x, y, a; z). \quad (3.13)$$

En combinant les équations (3.6), (3.7), (3.8), (3.12) et (3.13), le surplus joint, équation (3.11) peut se réécrire comme suit :

$$\begin{aligned} V_s(x, y, a, z) = & xyzh(x, y, a, z) + Bg(1 - h(y, x, a; z)) - V_u(x, a; z) + \beta \sum_{a'} \alpha(a, a') \\ & \times \sum_{x'} p_e(x, x') \int \left[V_u(x', a', z') + (1 - \delta) \int \max\{V_s(x', y', a', z'), 0\} dK(y'|y) \right] dG(z'|z) \end{aligned} \quad (3.14)$$

3.3.4 Libre entrée

Nous supposons que les demandeurs d'emploi et les postes vacants se rencontrent à la fin de chaque période du modèle. Par conséquent, la condition de libre entrée des firmes dans chaque sous-marché est donnée par :

$$\eta(x, a) = \beta \sum_{a'} \alpha(a, a') \sum_{x'} p_e(x, x') \frac{f_{x', a'}(\theta(x, a; z))}{\theta(x, a; z)} \int \max\{V_f(x', y', a', z'), 0\} dK(y'|y) dG(z'|z) \quad (3.15)$$

3.4 Simulation

Dans cette section, nous appliquons le modèle aux données et nous le calibrons de manière à reproduire les premiers moments empiriques. Aussi nous analysons la cohérence du modèle sous cette calibration à générer les deuxièmes moments selon le profil de l'âge.

3.4.1 Spécification

Avant de passer aux résultats numériques, nous présentons la procédure utilisée pour évaluer les propriétés cycliques du modèle. En effet, afin de simplifier les calculs nous supposons que le capital humain prend deux valeurs :

$$x = \{1 - \sigma_x, 1 + \sigma_x\}.$$

Nous désignons par $x = 1 - \sigma_x$ un travailleur sans expérience et par $x = 1 + \sigma_x$ un travailleur avec expérience. Les processus de Markov pour l'accumulation et la perte du capital humain sont gouvernés par :

$$p_e(x, x') \sim \begin{bmatrix} 1 - p_e & p_e \\ 0 & 1 \end{bmatrix}; p_u(x, x') \sim \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ p_u & 1 - p_u \end{bmatrix} \quad (3.16)$$

p_e est la probabilité d'accumulation du capital humain de 0 à 1; p_u est la probabilité de revenir à ce processus durant le chômage. Ici p_u capture l'idée de la dépréciation du capital humain, qui est généralement liée à la durée qui réduit les chances des travailleurs d'échapper au chômage de longue durée.

3.4.2 Calibration

Dans cette section, nous procédons à une calibration standard du modèle. Une période du temps du modèle est interprétée comme l'équivalent d'un mois (c'est la fréquence de données canadienne dont on dispose). Les paramètres sont choisis de manière à reproduire à l'état stationnaire du modèle la valeur moyenne de séries temporelles calculées sur données canadiennes.

Le cycle de vie des travailleurs est divisé en périodes suivantes. Les travailleurs se trouvant dans la tranche d'âge 15-24 ans transitent par deux groupes d'âge consécutifs de cinq ans. La probabilité de rester dans chacun de ces groupes d'âge est 0.9833. Ensuite la tranche d'âge 25-54 ans est constitué d'une tranche d'âge de trente ans. La probabilité de rester dans ce groupe est 0.9972. Tandis que dans la tranche d'âge de

55 ans et plus, les travailleurs transitent par trois groupes d'âge consécutifs de cinq ans (encore une fois, la probabilité de rester dans chacun de ce groupe est 0.9833). L'intérêt de cette partition du cycle de vie de professionnel est de rendre les fonctions de décision plus flexible en rapport avec les extrémités inférieures et supérieures de l'âge de la vie active. Nous faisons remarquer que lors du calcul des statistiques par âge, nous agrégeons les sous-groupes de chaque tranche d'âge.

Le facteur d'escompte subjectif est calibré à 0.9967 de manière à obtenir un taux d'intérêt réel annuel de 4%. Le processus auto-régressif de premier ordre qui régit la productivité idiosyncratique y_t est calibré suivant les résultats de Bils *et al.* (2012). Les valeurs pour ρ_y et σ_y : nous utilisons $\rho_y = 0.975$ et $\sigma_y = 0.125$.

En rapport avec le capital humain, nous procédons comme suit: nous configurons la probabilité d'accumulation du capital humain, p_e , à 0.0083. En effet, nous supposons que ça prend en moyenne 10 ans à un travailleur de passer d'un état où il n'a pas de capital humain vers un état où il a acquis du capital humain (conditionné à être en emploi de façon continue). Suivant Ljungqvist et Sargent (2008), nous supposons que la dépréciation du capital humain, p_u , durant le chômage est stochastiquement deux fois plus rapide que l'accumulation du capital humain. Par conséquent, nous définissons p_u , à 0.0167. Nous laissons x prendre deux valeurs symétriquement distribués autour de 1, c'est-à-dire $x \in \{1 - \sigma_x, 1 + \sigma_x\}$. Nous calibrerons σ_x pour correspondre la croissance du cycle de vie dans le salaire horaire.

L'élasticité de la probabilité de sortie du chômage par rapport à la tension du marché χ est calibrée à 0.50 suivant Pissarides et Petrongolo (2001) et Blanchard et Diamond (1989). Le pouvoir de négociation des travailleurs ϕ est configuré à 0.5 comme dans Shimer (2005) et Fujita et Ramey (2012). Nous définissons l'efficacité de l'appariement, M , à 0.40. Nous calibrerons les coûts de postes vacants afin qu'ils correspondent à certaines cibles sur le taux de sortie du chômage.

3.4.3 Stratégie de calibration

La suite des paramètres sont calibrés afin de faire correspondre certains moments des données. La liste des paramètres à calibrer est la suivante : ρ_z , σ_z , σ_x , $B(a)$, γ , $\eta(x, a)$, $b(x, a)$, $\delta(a)$. (observons que nous pouvons à présent faire dépendre B et δ de l'âge). Nous attribuons les cibles de calibration suivantes à ces paramètres (notez que pour les 3 premiers nous ciblons les moments du 2ème ordre).

- ρ_z : auto-corrélation de la composante cyclique des heures par participant à la population active
- σ_z : écart-type de la composante cyclique des heures par participant à la population active
- γ : élasticité de la composante cyclique des heures par travailleur par rapport à la composante cyclique des heures par participant à la population active
- σ_x : croissance du salaire horaire moyen entre les groupes d'âge 15-24 et 25-54 de 150 %
- $B(a)$: moyenne des heures par travailleur par groupe d'âge

- $\eta(x, a)$: moyenne du taux de sortie du chômage par groupe d'âge
- $\delta(a)$: moyenne du taux d'entrée dans le chômage par groupe d'âge
- $b(x, a)$: taux de remplacement à 45%

Nous n'effectuerons qu'une seule calibration en utilisant les moments de données des travailleurs de sexe masculin c'est-à-dire les hommes. Cela a beaucoup plus de sens car une calibration pour les femmes nous exigerait de réfléchir davantage au sujet de la marge de participation au marché du travail de ces dernières.

Tableau 3.1: Valeurs des paramètres

Description	Paramètres	Commentaires
facteur d'escompte subjectif	β	suppose un taux d'intérêt annuel de 4%
probabilité démographique	$\alpha(a, a')$	designé d'avoir 3 groupes d'âge 15-24, 25-54, 55+
élasticité des postes pourvus par rapport à la tension	χ	estimé à partir de la littérature
pouvoir de négociation de travailleurs	ϕ	comme dans la littérature, suppose condition d'Hosios
efficacité de l'appariement	M	valeur exogène (parce que nous calibrons η , voir au dessus)
taux de séparation exogène	$\delta(a)$	appariement du taux d'entrée dans le chômage par âge
coût de poste vacant	$\eta(x, a)$	appariement du taux de sortie du chômage par âge
productivité de l'appariement, persistence	ρ_y	à partir de la littérature (Bils <i>et al.</i> (2012))
productivité de l'appariement, écart-type	σ_y	à partir de la littérature (Bils <i>et al.</i> (2012))
désutilité du travail	$B(a)$	match des heures par travailleur par âge
productivité agrégée, persistence	ρ_z	appariement de l'auto-corrélation des heures par participant
productivité agrégée, st. dev.	σ_z	appariement de l'écart-type des heures par participant
UI benefits, replacement ratio	$b(x, a)$	appariement du taux de remplacement de 0.45
spread entre prod. avec capital et sans capital	σ_x	appariement de la croissance du salaire horaire de jeunes au âge moyen
proba. d'acquisition d'expérience	μ_e	supposé exogène à 10 ans (Ljungqvist et Sargent (2008))
proba. pour perdre de l'expérience	μ_u	supposé exogène à 5 ans (Ljungqvist et Sargent (2008))

3.4.4 Simulation

Pour pouvoir résoudre le modèle, il faut définir la loi de transition pour le processus stochastique z (respectivement y). Ces derniers sont supposés être des variables aléatoires discrètes et suivent des processus Markovien de premier ordre c'est-à-dire que la réalisation de z (respectivement y) à la date $t + 1$ ne dépend que de la réalisation de z (respectivement y) à la date t . Ainsi donc, la productivité courante est suffisante pour prédire l'évolution stochastique de la productivité sur tout l'horizon.

Nous discretisons le processus pour la productivité agrégée en utilisant une chaîne de Markov avec 21 états et celui de la productivité idiosyncratique en utilisant une chaîne de Markov avec 45 états. La méthode Rouwenhorst¹ a été utilisée pour l'approximation numérique des processus AR(1).

Pour résoudre le modèle étant donné la tension du marché θ , nous allons itérer sur les équations (3.7), (3.14) et (3.15). Nous sommes intéressés à analyser les prédictions cycliques du modèle. Par cycle nous entendons les fluctuations autour de la tendance des séries temporelles considérées dans les données. Il faut donc dégager le cycle de la tendance sur les séries correspondantes générées par les simulations du modèle.

Après avoir calculé la tension du marché, nous simulons l'économie pour 600 périodes à une fréquence mensuelle. Les 100 premières périodes ne sont pas considérées et les observations restantes sont par la suite agrégées à la fréquence trimestrielle.

¹Voir Kopecky et Suen (2009) pour plus de détail sur la méthode.

Le modèle génère les séries temporelles et nous prenons les logs de séries avant de pouvoir les filtrer au moyen du filtre HP avec le paramètre de lissage configuré à 100,000. Nous utilisons cet ensemble de données pour calculer les premiers et deuxièmes moments dans la section suivante. Finalement, cette procédure est répétée 50 fois et les résultats des simulations sont moyennés sur ses 50 simulations.

3.5 Résultats

Le tableau 3.2 rapporte le résultat de la calibration. Avant de pouvoir commenter ces résultats, examinons l'ajustement en termes de moments calibrés (Tableau 3.3) et vérifions le comportement cyclique de prédiction des variables du marché de travail (Tableau 3.4). Les calculs sont effectués à l'aide des programmes Matlab et Stata. Nous pouvons donc constater que le modèle est capable de rendre compte de ce qui s'est produit empiriquement.

Tableau 3.2: Paramètres calibrés

	paramètres à l'échelle économique		
ρ_z	0.990		
σ_z	0.030		
σ_x	0.304		
γ	0.050		
	Age(-capital humain)-paramètres spécifiques		
	15-24	25-54	55+
$B(a) (\times 10^2)$	0.0242	0.0059	0.0178
$\eta(x, a), x = 1 - \sigma_x$	0.2675	0.6598	0.6216
$\eta(x, a), x = 1 + \sigma_x$	0.5126	1.1806	1.1026
$\delta(a)$	0.0474	0.0095	0.0063
$b(x, a), x = 1 - \sigma_x$	0.1110	0.1524	0.1389
$b(x, a), x = 1 + \sigma_x$	0.2191	0.2959	0.2734

Le tableau 3.3 rapporte les prédictions du modèle calibré sur les données des travailleurs masculins (hommes) par rapport aux moments des variables du marché du travail et les compare aux moments de données empiriques obtenues à l'aide du filtre HP. Nous observons que le modèle arrive à bien répliquer les moments de données empiriques. Plus important encore, nous pouvons constater que le comportement cyclique prédit par le modèle via les variables du marché du travail est très proche des valeurs empiriques des mêmes variables (tableau 3.4). Par contre, le modèle est moins satisfaisant en ce qui concerne le taux d'entrée dans le chômage mais ce n'est

pas d'une importance de premier ordre étant donné que le taux d'entrée dans le chômage importe moins que le taux de sortie du chômage pour expliquer les fluctuations à la marge intensive. En outre, nous constatons comme dans Hairault *et al.* (2019) que les variables du marché du travail sont plus volatiles chez les travailleurs plus âgés. Au regard des résultats, nous pouvons affirmer que le modèle rationalise bien les données empiriques et donc, après avoir calibré le modèle, résumer les résultats principaux comme suit :

- La clé de cette prédiction, réside dans le choix d'une élasticité Frisch d'offre de travail très faible conformément aux micro-données
- La rationalisation du comportement des heures par travailleur nécessite une utilité de loisir en forme de U inversé.
- Nous avons besoin de changements majeurs dans $\delta(a)$ selon les groupes d'âge pour rationaliser le comportement du taux d'entrée dans le chômage, ce qui signifie que le modèle ne nous renseigne pas suffisamment sur la baisse du taux d'entrée dans le chômage au cours du cycle de vie (nous compensons "artificiellement" cette baisse en autorisant des chocs exogènes sur la séparation selon l'âge)
- Les coûts de création d'emplois pour attirer les travailleurs d'âge moyen et plus âgés sont similaires c'est-à-dire que les travailleurs âgés ne coûtent pas cher que les travailleurs d'âge actif.
- Le taux de remplacement ne comporte pratiquement aucune composante du cycle de vie: il varie principalement en fonction des compétences et non de l'âge.

Tableau 3.3: Résultats du modèle par rapport aux moments ciblés par la calibration.

		Paramètres agrégés (2^{ieme} moment)		
Autocorr des heures par participant	données	0.933		
	modèle	0.940		
St. dev. des heures par participant	données	1.87		
	modèle	1.83		
Elasticité des heures par travailleur par rapport aux heures par participant	données	0.25		
	modèle	0.22		
		moment (1^{er}) spécifique à l'âge		
		15-24	25-54	55+
Heure par travailleur	données	34.56	40.60	37.10
	modèle	33.93	39.55	36.29
Sortie du chômage, $x = 1 - \sigma_x$	données	35.82	27.18	22.68
	modèle	35.92	27.33	22.83
Sortie du chômage, $x = 1 + \sigma_x$	données	35.82	27.18	22.68
	modèle	35.90	27.30	22.79
Éntrée du chômage	données	6.270	2.130	1.680
	modèle	6.330	2.489	2.112
UI rep. ratio $x = 1 - \sigma_x$	données	45.00	45.00	45.00
	modèle	44.88	44.85	44.86
UI rep. ratio $x = 1 + \sigma_x$	data	45.00	45.00	45.00
	modèle	44.94	44.91	44.92
Croissance du salaire horaire entre les groupes de 15-24 et 25-54 ans	données	150.0		
	model	150.0		

Tableau 3.4: Résultats du modèle non ciblé par la calibration.

		15-24	25-54	55+
heure par travailleur	données	0.26	0.27	0.40
	modèle	0.34	0.33	0.50
Sortie du chômage	données	2.82	5.17	5.21
	modèle	4.01	4.64	5.94
Entrée du chômage	données	-1.74	-4.87	-3.64
	modèle	-0.52	0.11	-0.09

CONCLUSION

Dans ce mémoire, nous utilisons les données de l'Enquête sur la Population Active pour documenter l'hétérogénéité des fluctuations du marché de travail canadien selon le profil de l'âge et du genre entre 1976m1-2016m4. Il n'y a pas d'études qui ont analysé la dynamique du marché du travail selon l'âge et le sexe pour le Canada. Les probabilités d'entrée et de sortie du chômage ont été construites conformément à la méthodologie de Shimer (2012) qui nécessite une correction de données du chômage de courte durée. Les heures totales ont été décomposées afin d'extraire le nombre d'heure travaillée par travailleur (la marge intensive). Le cycle de vie des travailleurs représenté par la variable âgé est subdivisé en trois groupes : les jeunes (16-24), les individus d'âge moyen (25-54) et les plus âgés (55+).

Nous avons présenté une analyse descriptive dont les résultats empiriques montrent que les heures par participants sont la principale source de volatilité des heures totales travaillées chez les hommes tout comme chez les femmes. En moyenne, au regard du profil de l'âge, le taux de chômage, les probabilités d'entrée et de sortie du chômage évoluent en diminuant tandis que l'offre de travail évolue en forme de U inversé. La volatilité du taux de chômage, des probabilités d'entrée et de sortie du chômage évoluent en augmentant selon le profil de l'âge chez les hommes comme chez les femmes alors que celle de l'offre de travail évolue en forme de U selon le profil de l'âge.

Un modèle théorique avec cycle de vie professionnel, offre de travail et capital humain a été construit au prisme duquel nous avons rationalisé les statistiques du marché de travail canadien. Les résultats de l'analyse empirique ont été utilisés pour calibrer notre modèle. En particulier, nous montrons que ce modèle est capable de bien expliquer les régularités empiriques concernant l'offre de travail et la probabilité de sortie du chômage selon le profil de l'âge. Et qu'il repose sur le choix d'une élasticité Frisch d'offre de travail très faible pour répliquer les faits empiriques. Par contre, le modèle est moins satisfaisant en ce qui concerne le taux d'entrée dans le chômage.

ANNEXE A

DÉVELOPPEMENT ALGÈBRIQUE

La fonction d'utilité du travailleur est une fonction additivement séparable définie comme suit :

$$c_t + Bg(1 - h_t) \tag{A.1}$$

La consommation du travailleur est fonction soit de son revenu salariale quand il est en emploi soit de son assurance chômage quand il est au chômage. Au moment de l'appariement, le travailleur doit choisir son offre de travail sous condition du niveau de production déterminé par l'entreprise. Le problème de maximisation de son utilité intra-temporel est comme suit :

$$\max_{h_t} Bg(1 - h_t) + x_t y_t z_t h_t \tag{A.2}$$

La condition de premier ordre est :

$$B(1 - h_t)^{-\frac{1}{\gamma}} = x_t y_t z_t \tag{A.3}$$

cette condition égalise le produit marginal de l'offre de travail au bénéfice marginal

du loisir.

Après quelques développements algébrique, on obtient une expression statique :

$$h^* = 1 - B^\gamma(xyz)^{-\gamma} \quad (\text{A.4})$$

Laquelle est exactement l'équation (3.9).

A.1 Élasticité

Le tableau 2.1 nous présente les élasticités de la composante cyclique des heures par participants par rapport à la composante cyclique d'une variable X calculés à partir de données de l'EPA.

Tableau A.1: Élasticité

	Hommes				Femmes			
	16-25	26-55	56-75	Tous	16-25	26-55	56-75	Tous
$\epsilon_{Hpp/h}$	0.26	0.27	0.40	0.22	0.48	0.41	0.55	0.39
$\epsilon_{Hpp/F}$	2.82	5.17	5.21	4.49	2.43	4.84	3.48	3.34
$\epsilon_{Hpp/S}$	-1.74	-4.87	-3.64	-2.95	-1.35	-1.79	-2.50	-1.66

Notes : Calcul de l'auteur. Les séries mensuelles sont agrégées à la fréquence trimestrielle. Hpp : heure par participant. F : probabilité de sortie du chômage. S : probabilité d'entrée dans le chômage. h : Heure par travailleur

ANNEXE B

DÉCOMPOSITION LINÉAIRE

Soit

$$\Delta X = X_1 - X_0$$

Décomposition avec 2 variables, on a :

$$\begin{aligned}\Delta XY &= X_1 Y_1 - X_0 Y_0 \\ &= (X_1 - X_0) \frac{Y_1 + Y_0}{2} + (Y_1 - Y_0) \frac{X_1 + X_0}{2} \\ &= \Delta X \left(Y_0 + \frac{\Delta Y}{2} \right) + \Delta Y \left(X_0 + \frac{\Delta X}{2} \right),\end{aligned}$$

si bien que :

$$\begin{aligned}\frac{\Delta XY}{X_0 Y_0} &= \frac{\Delta X}{X_0} \left(1 + \frac{\Delta Y}{2 Y_0} \right) + \frac{\Delta Y}{Y_0} \left(1 + \frac{\Delta X}{2 X_0} \right) \\ &= \frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0} + \frac{\Delta X}{X_0} \frac{\Delta Y}{Y_0}\end{aligned}\tag{B.1}$$

Le terme $\frac{\Delta X}{X_0} \frac{\Delta Y}{Y_0}$ est du second ordre (c'est le produit de 2 taux de variations) par

rapport à $\frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0}$. Pour cette raison, on peut utiliser l'approximation suivante :

$$\frac{\Delta XY}{X_0 Y_0} \simeq \frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0} \quad (\text{B.2})$$

Décomposition avec 3 variables, nous remplaçons la variable Y par YZ dans l'équation (B.1). Il vient que :

$$\begin{aligned} \frac{\Delta XYZ}{X_0 Y_0 Z_0} &= \frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y Z}{Y_0 Z_0} + \frac{\Delta X \Delta Y Z}{X_0 Y_0 Z_0} \\ &= \frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0} + \frac{\Delta Z}{Z_0} + \frac{\Delta Y \Delta Z}{Y_0 Z_0} + \frac{\Delta X}{X_0} \left(\frac{\Delta Y}{Y_0} + \frac{\Delta Z}{Z_0} + \frac{\Delta Y \Delta Z}{Y_0 Z_0} \right) \\ &= \frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0} + \frac{\Delta Z}{Z_0} + \frac{\Delta Z \Delta Y}{Z_0 Y_0} + \frac{\Delta X \Delta Z}{X_0 Z_0} + \frac{\Delta X \Delta Y \Delta Z}{X_0 Y_0 Z_0}. \end{aligned} \quad (\text{B.3})$$

Les termes $\frac{\Delta Y \Delta Z}{Y_0 Z_0}$, $\frac{\Delta X \Delta Y}{X_0 Y_0}$ et $\frac{\Delta X \Delta Z}{X_0 Z_0}$ sont du second ordre par rapport à $\frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0} + \frac{\Delta Z}{Z_0}$. Le terme $\frac{\Delta X \Delta Y \Delta Z}{X_0 Y_0 Z_0}$ est du troisième ordre par rapport à $\frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0} + \frac{\Delta Z}{Z_0}$. On peut donc négliger tous ces termes et écrire l'approximation suivante :

$$\frac{\Delta XYZ}{X_0 Y_0 Z_0} \simeq \frac{\Delta X}{X_0} + \frac{\Delta Y}{Y_0} + \frac{\Delta Z}{Z_0} \quad (\text{B.4})$$

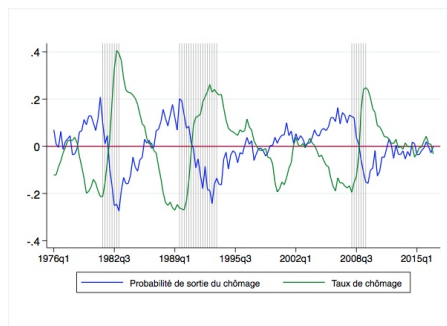
ANNEXE C

COMPOSANTES CYCLIQUES

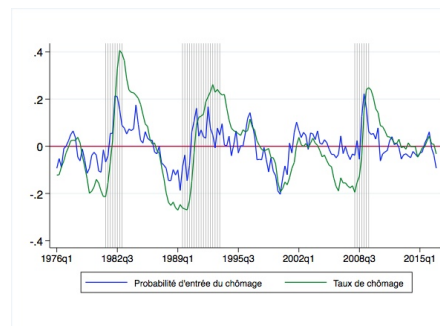
C.1 Probabilités d'entrée et de sortie du chômage par rapport au taux de chômage

Les figures C.6, C.2, C.10 sont les composantes cycliques de toutes nos séries, contrairement aux figures présentées dans la sous section 2.4.3 qui sont considérées en niveau et obtenues à partir de données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle. Les barres grises représentent les dates de récessions canadiennes comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

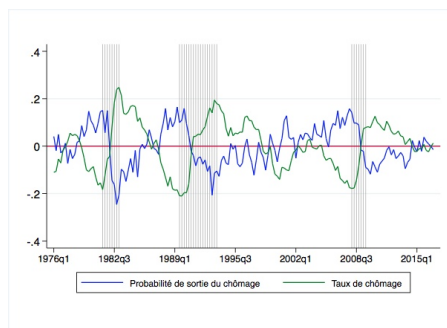
Figure C.1: Composantes cycliques des probabilités d'entrée et de sortie du chômage par rapport au taux de chômage selon le sexe



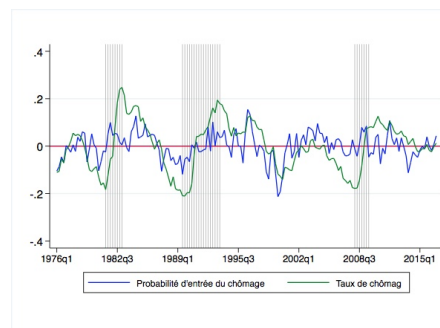
(a) F(+16)



(b) S(+16)



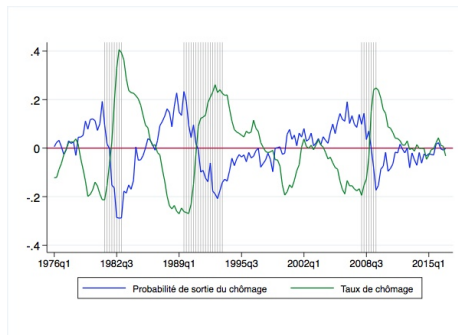
(c) F(+16)



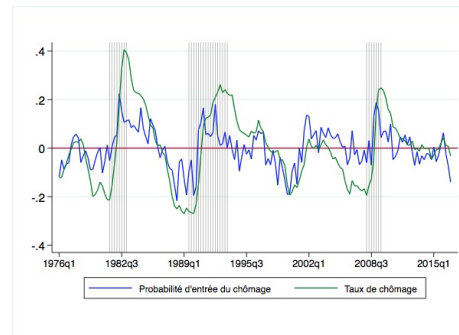
(d) S(+16)

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée du chômage. Première colonne : statistiques hommes. Deuxième colonne : statistiques femmes.

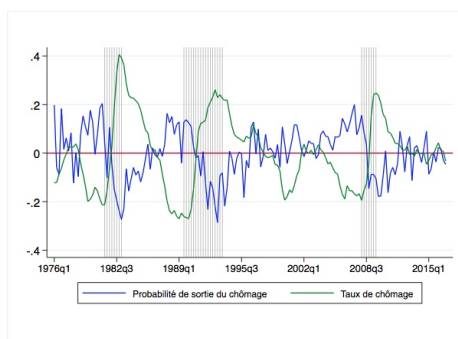
Figure C.2: Composantes cycliques des probabilités d'entrée et de sortie du chômage par rapport au taux de chômage selon l'âge : Hommes



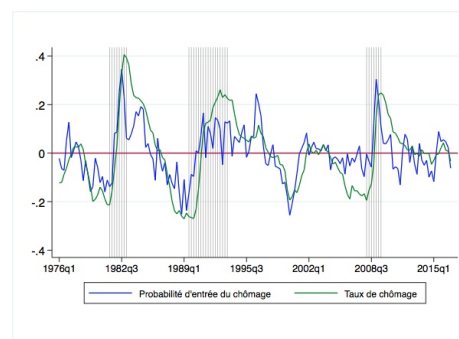
(a) F(16-24)



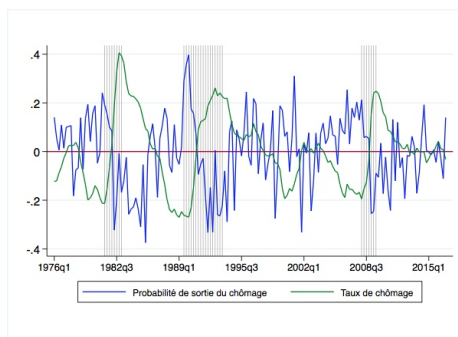
(b) S(16-24)



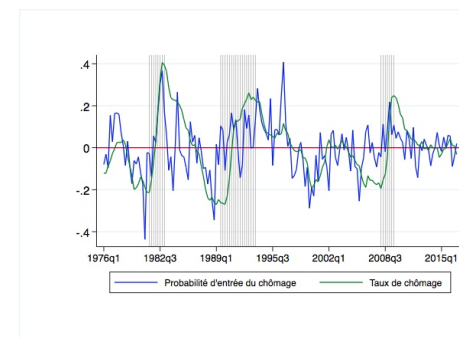
(c) F(25-54)



(d) S(25-54)



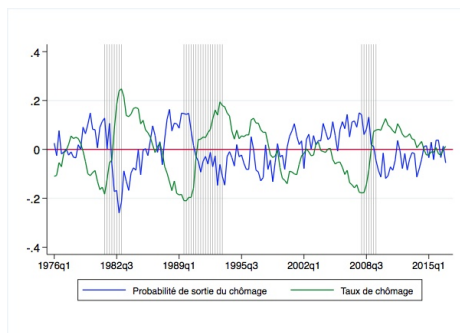
(e) F(+55)



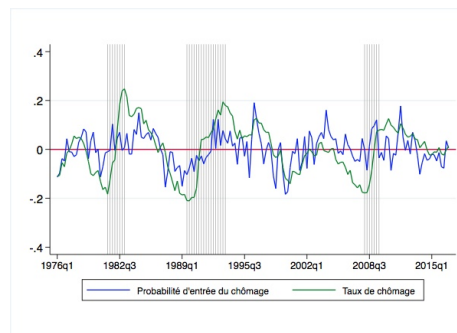
(f) S(+55)

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

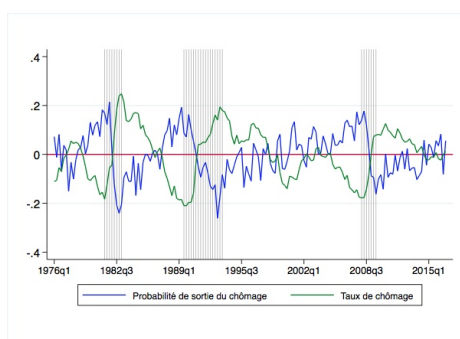
Figure C.3: Composantes cycliques des probabilités d'entrée et sortie du chômage par rapport au taux de chômage selon l'âge : Femmes



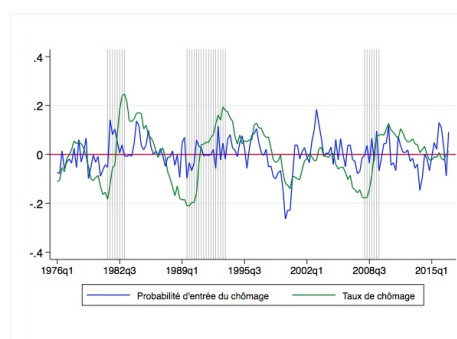
(a) F(16-24)



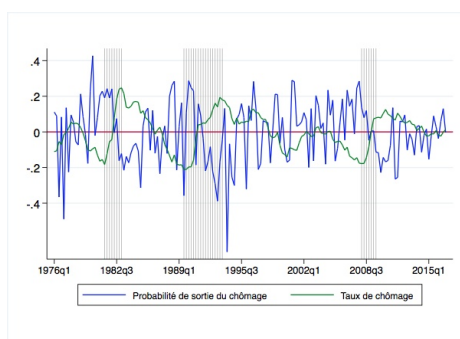
(b) S(16-24)



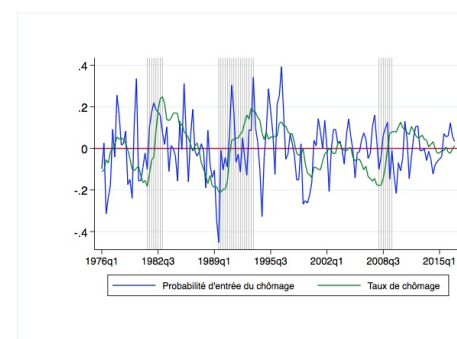
(c) F(25-54)



(d) S(25-55)



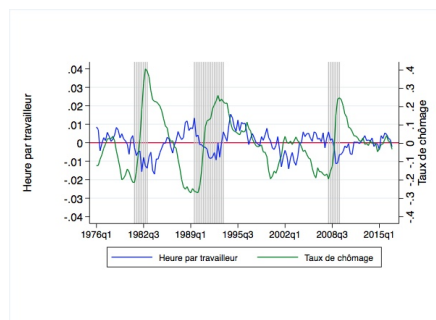
(e) F(+55)



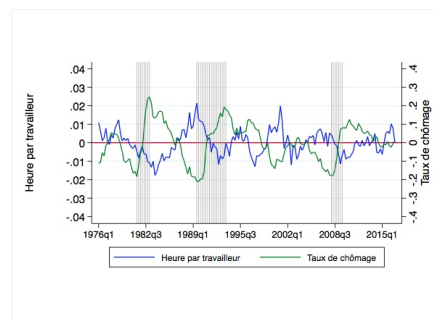
(f) S(+55)

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

Figure C.4: Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport au taux de chômage selon le sexe



(a) Homme (16+)



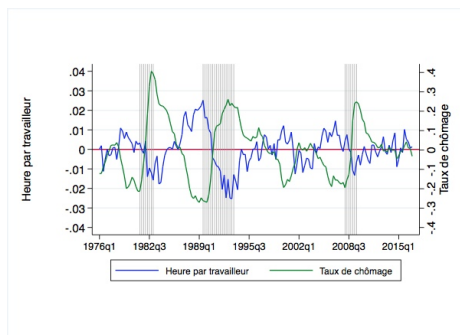
(b) Femme (16+)

Note : Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

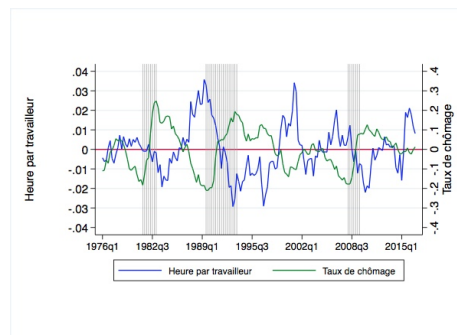
C.2 Probabilité d'entrée et de sortie du chômage par rapport aux heures par participant à la population active

La source principale de volatilité des heures totales travaillées est les heures par participant. Les figures ci-dessous sont les composantes cycliques de toutes nos séries qui sont mises en regard de celles des heures par participants. Toutes les séries sont filtrées avec le filtre HP avec le paramètre de lissage de 100,000. Les barres grises représentent les dates de récessions canadiennes comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

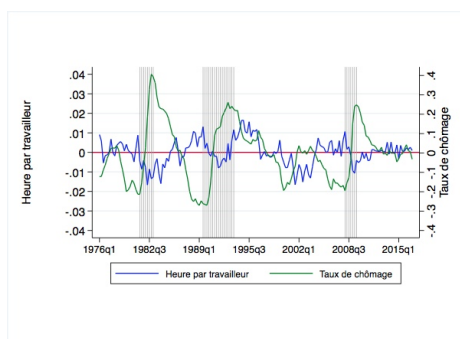
Figure C.5: Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport au taux de chômage selon l'âge et le sexe



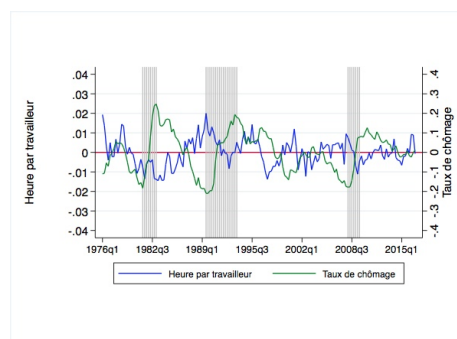
(a) 16-24



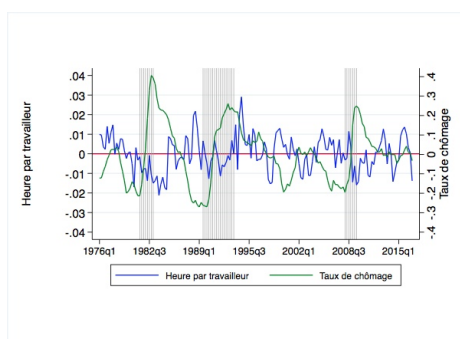
(b) 16-24



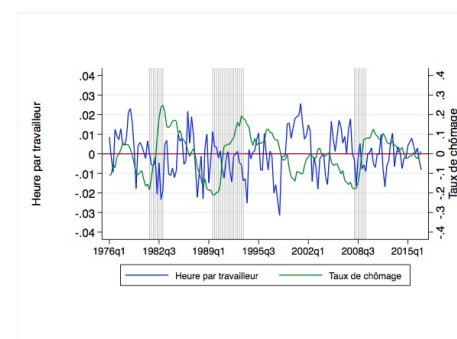
(c) 25-54



(d) 25-55



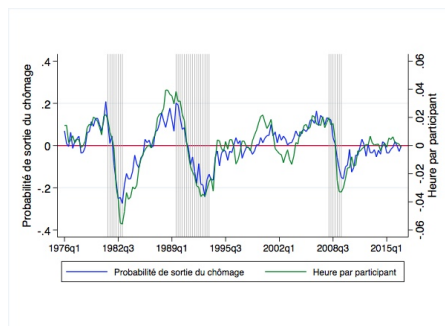
(e) 55+



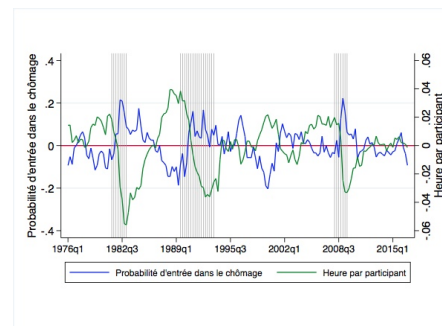
(f) 55+

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

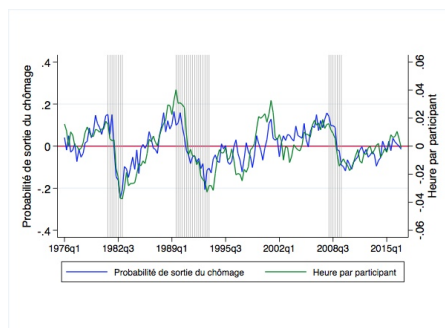
Figure C.6: Composantes cycliques des probabilités d'entrée et de sortie du chômage par rapport aux heures par participant à la population active selon le sexe



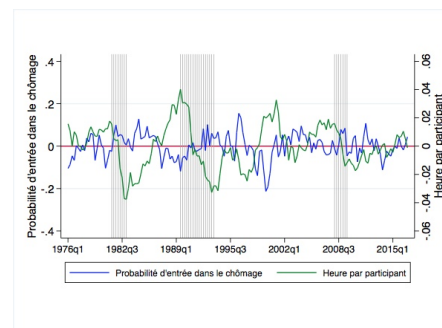
(a) F(+16)



(b) S(+16)



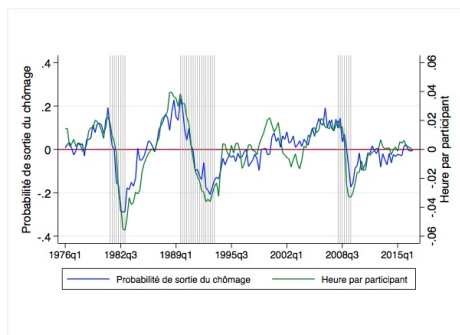
(c) F(+16)



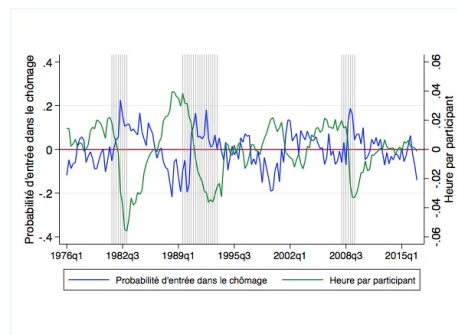
(d) S(+16)

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée du chômage. Première colonne : statistiques hommes. Deuxième colonne : statistiques femmes.

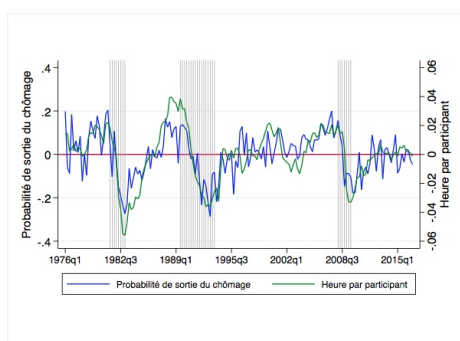
Figure C.7: Composantes cycliques des probabilités d'entrée et sortie du chômage par rapport aux heures par participant à la population active selon l'âge : Hommes



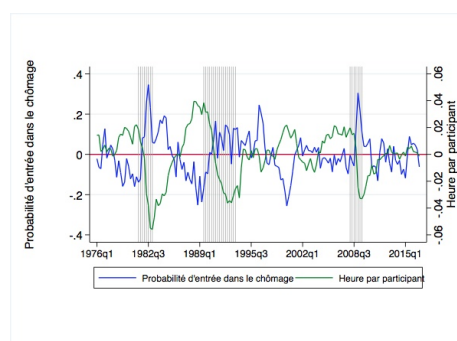
(a) F(16-24)



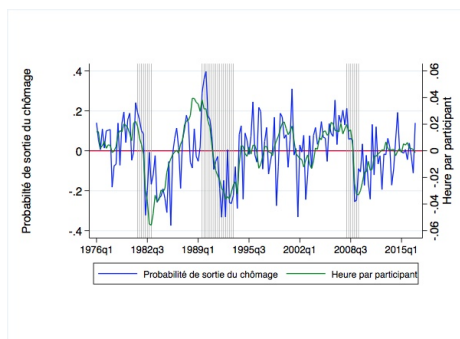
(b) S(16-24)



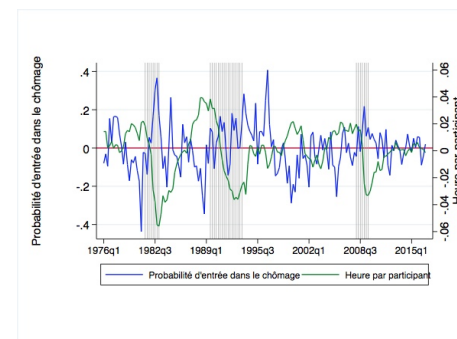
(c) F(25-54)



(d) S(25-55)



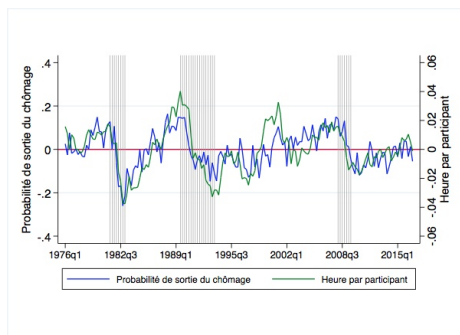
(e) F(+55)



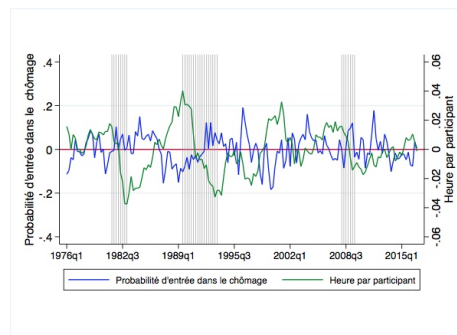
(f) S(+55)

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

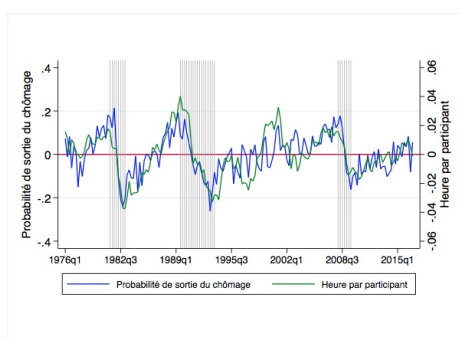
Figure C.8: Composantes cycliques des probabilités d'entrée et sortie du chômage par rapport aux heures par participant à la population active selon l'âge : Femmes



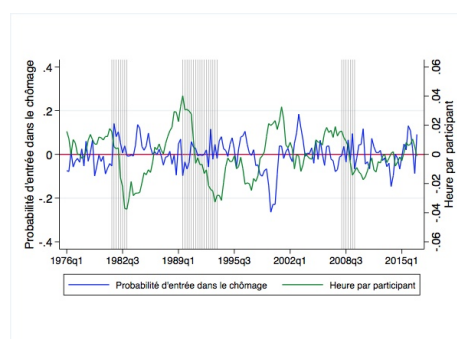
(a) F(16-24)



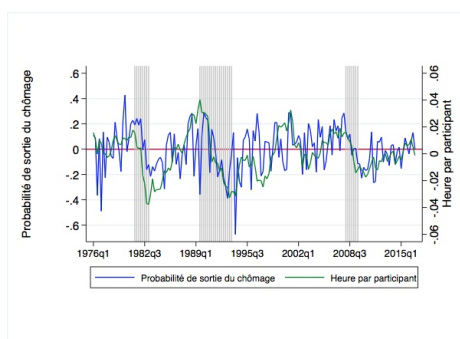
(b) S(16-24)



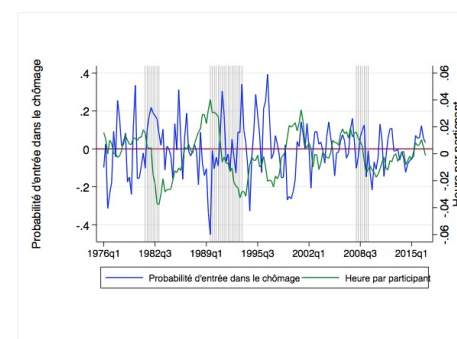
(c) F(25-54)



(d) S(25-55)



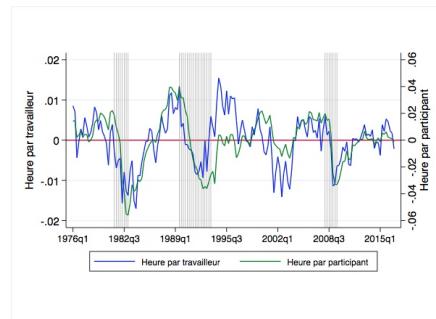
(e) F(+55)



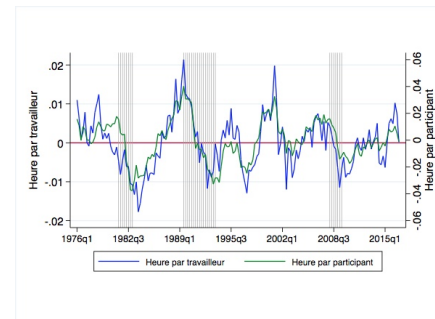
(f) S(+55)

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020). F: probabilité de sortie du chômage. S: probabilité d'entrée dans le chômage.

Figure C.9: Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport aux heures par participants à la population active selon le sexe



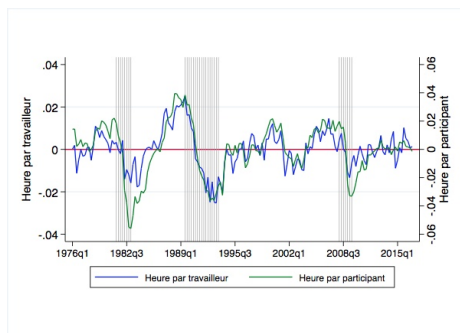
(a) Homme (16+)



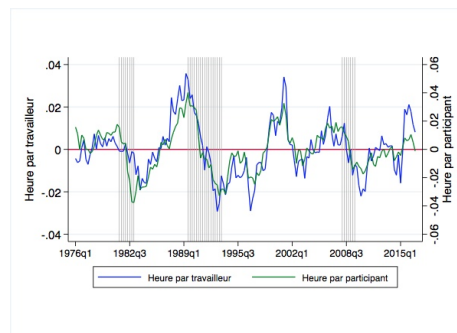
(b) Femme (16+)

Note : Calcul de l'auteur. Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

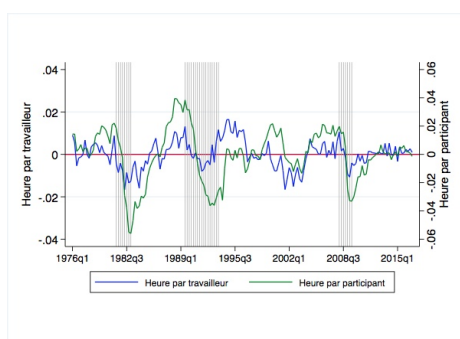
Figure C.10: Composantes cycliques des heures par travailleur par rapport aux heures par participant à la population active selon l'âge et le sexe



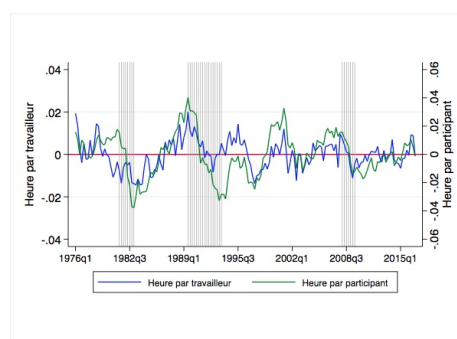
(a) 16-24



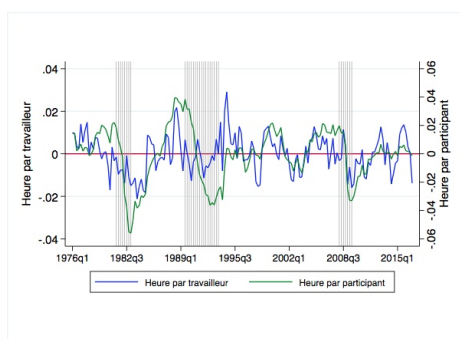
(b) 16-24



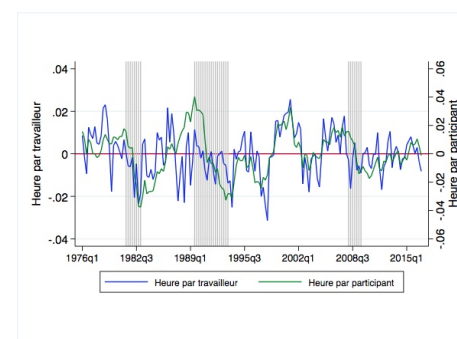
(c) 25-54



(d) 25-54



(e) 55+



(f) 55+

Note : Calcul de l'auteur avec la méthode de Shimer (2012). Données mensuelles de l'EPA agrégées à la fréquence trimestrielle 1976Q1-2016Q4. Les barres grises représentent les récessions comme dans Lalé et Kostyshyna (2020).

RÉFÉRENCES

- Bils, M., Chang, Y. et Kim, S.-B. (2012). Comparative advantage and unemployment. *Journal of Monetary Economics*.
- Blanchard, O. J. et Diamond, P. (1989). The beveridge curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, 20(1), 1–76.
- Campolieti, M. (2011). The ins and outs of unemployment in canada, 1976-2008. *Revue canadienne d'Economique*, 44(4), 1331–1349.
- Choi, S., Janiak, A. et Villena-Roldan, B. (2015). Unemployment, participation and worker flows over the life-cycle. *Economic Journal*, 589(125), 1705–1733.
- Clark, K. B. et Summers, H. L. (1981). Demographic difference in cyclical employment variation. *The Journal of Human Resources*, 16(1), 61–79.
- Darby, M. R., Haltiwanger, J. C. et Plant, M. W. (1986). The ins and outs of unemployment: The ins win. nber working papers 1997, national bureau of economic research, inc.
- Davis, S. J. et Wachter, T. (2011). Recessions and the Costs of Job Loss. *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, 1–72.
- Elsby, M., Hobijn, B. et Sahin, A. (2010). The labor market in the great recession. *Brookings Papers on Economic Activity (Spring)*, 1–48.

- Elsby, M., Michaels, R. et Solon, G. (2009). The ins and outs of cyclical unemployment. *American Economic Journal*, 1(1), 84–110.
- Elsby, M., Smith, J. et Wadsworth, J. (2011). The role of worker flows in the dynamics and distribution of uk unemployment. *Oxf. Rev. Econ. Policy*, 27(2), 338–363.
- Fujita, S. et Ramey, G. (2009). The cyclicalities of separation and job finding rates. *Internation Economic Review*, 50(2), 415–430.
- Fujita, S. et Ramey, G. (2012). Exogenous vs. endogeneous separation. *American Economic Journal*, 4, 68–93.
- Gervais, M., Jaimovich, N., Siu, H. et Yehid-Levi, Y. (2012). What should i be when i grow up ? occupation and unemployment over the life cycle. mimeo.
- Ghysley, E. et Osborn, D. (2001). The econometric analysis of seasonal time series. *Cambridge University Press, Cambridge*.
- Gomme, P., Rogerson, R., Rupert, P. et Wright, R. (2005). The business cycle and the life cycle, in m. gertler et k. roogoff, 'national bureau of economic research macroeconomics annual', cambridge. *MA:MIT Press*.
- Gray, D. (2004). Employment insurance: what reform has delivered. *C.D. Howe Institute Backgrounder*.
- Hairault, J.-O., Langot, F. et Sopraseuth, T. (2019). Unemployment fluctuations over the life cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 100, 334–352.
- Hoynes, H., Miller, D. L. et Schaller, J. (2012). Who suffering during recessions ? *Journal of Economic Perspectivec*, 26(3), 27–48.

- Jaimovich, N., Pruit, S. et Siu, H. (2013). The demand for youth: Explaining age difference in the volatility of hours. *American Economic Review*, 103(7), 3022–44.
- Jaimovich, N. et Siu, H. (2009). The young, the old, and the restless: Demographics and business cycle volatility. *American Economic Review*, 99(3), 804–26.
- Kopecky, K. A. et Suen, R. (2009). Finite state markov-chain approximations to highly persistent processes. *Munich Personal RePEc Archive*, (15122), 52.
- Lalé, E. (2018). Loss of Skill and Labor Market Fluctuations. *Labour Economics*, 50, 20–31.
- Lalé, E. et Kostyshyna, O. (2020). On the Evolution of Multiple Jobholding in Canada. *Working paper*.
- Ljungqvist, L. et Sargent, T. J. (2008). Two questions about european unemployment. *Econometrica*, 78(1), 1–29.
- Nakamura, A., Nakamura, E., Phong, K. et Steinsson, J. (2019). Worker reallocation over the business cycle. *Working paper*, 1–39.
- Ohanian, L. et Raffo, A. (2012). Aggregate hours worked in OECD country: New measurement and implications for business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 59(1), 40–56.
- Osootimehin, S. et Laroque, G. (2015). Fluctuations In Hours of Work and employment age and gender. *Institute For Fiscal Studies*, 1–10.
- Petrongolo, B. et Pissarides, C. A. (2008). The ins and outs of european unemployment. *American Economic Review*, 2(58), 256–262.

- Pissarides, C. A. et Petrongolo, B. (2001). Looking into the black box: A survey of the matching function. *Journal of Economic Literature*, 39(2), 390–431.
- Rios-Rull, J. V. (1996). Life cycle economies and aggregate fluctuations. *The Review of Economics Studies*, 63(3), 465–489.
- Shimer, R. (2005). The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies. *American Economic Review*, 1(95), 25–49.
- Shimer, R. (2012). Reassessing the ins and out of unemployment. *Review of Economic Dynamics*, 15, 127–148.
- Statistique Canada. (2020). *Guide de l'Enquête sur la Population Active produit no. 71-543-G, version mise à jour le 9 avril 2020*. Récupéré le 18-04-2020 de <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/71-543-g/71-543-g2020001-fra.htm>
- Victor Ortego-Martí et al. (2017). The cyclical behavior of unemployment and vacancies with loss of skills during unemployment. *Macroeconomic Dynamics*, 21(6), 1277–1304.