

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA PROPAGATION DES RÉCESSIONS AU CANADA

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
STÉPHANE SURPRENANT

JUILLET 2018

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.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur, monsieur Dalibor Stevanovic. Il a su répondre à mes nombreuses questions, ainsi qu'à mes hésitations et mes doutes. Nos discussions m'ont permis de revoir à plusieurs reprises le contenu de ce travail et je lui suis grandement redevable pour sa qualité et l'étendue des problématiques considérées.

Je remercie le CIRANO et le Ministère des Finances du Québec pour leur soutien financier, ainsi que pour leurs commentaires et leurs questions. Aussi, je remercie mes collègues, Charles-Olivier Couture, Hugo Couture, Marc-André Géraldo Demers et Manuel Paquette-Dupuis. Nos discussions sur la programmation et l'économétrie m'ont permis de clarifier mes idées plus d'une fois et m'ont largement aidé à diagnostiquer des problèmes de codes assez embêtants. Je tiens aussi à remercier Martine Boisselle-Lessard et Julie Hudon pour leur aide concernant le respect des règles administratives tout au long de la maîtrise.

Je me sens aussi redevable envers ma famille. Mes parents et mon frère m'ont aidé plus d'une fois au cours de mes études. Ce sont parfois de petits gestes, mais leur aide et leur écoute m'ont rendu la vie plus facile et ils ont certainement contribué à ma réussite académique. De même, je remercie mon amie, Alex Faucher, d'avoir été présente en dépit de mon humeur d'une qualité souvent discutable.

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX	vii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
MODÈLES UNIVARIÉS DU CYCLE	14
1.1 Données	14
1.1.1 Statistiques descriptives	15
1.1.2 Tests de racines unitaires	18
1.2 Saisonnalité	23
1.2.1 Évolution de la saisonnalité au Canada	24
1.2.2 Désaisonnalisation par la méthode X11	26
1.2.3 Modélisation regARIMA	28
1.2.4 Évaluation de la désaisonnalisation	30
1.3 Modèles univariés à changements de régime markoviens	35
1.3.1 Présentation du modèle	36
1.3.2 Choix des dates de bris structurels	40
1.3.3 Problèmes	41
1.4 Résultats	43
1.5 Comparaison avec les données désaisonnalisées par Statistique Canada	49
CHAPITRE II	
MODÈLES MULTIVARIÉS DU CYCLE	55
2.1 Construction de la base de données	56
2.2 Modèles à facteurs à changements de régime markoviens	62

2.2.1	Difficultés liées à l'hétéroscédasticité conditionnelle	65
2.2.2	Observations manquantes et spécifications alternatives	66
2.3	Résultats	67
	CONCLUSION	83
	ANNEXE A	
	TESTS DE RACINES UNITAIRES	88
	ANNEXE B	
	DÉSAISONNALISATION	92
	ANNEXE C	
	MODÈLES À CHANGEMENTS DE RÉGIME MARKOVIENS	99
C.1	Modèles univariés	100

TABLE DES FIGURES

Figure	Page
1.1 Données d'emplois non ajustées pour différentes régions canadiennes	16
1.2 Données d'emplois non ajustées par secteur au Canada	17
1.3 Composition des structures industrielles canadiennes	18
1.4 Taux de croissance saisonniers par régions	25
1.5 Taux de croissance saisonniers par secteurs au Canada	26
1.6 Effets des filtres pour le Canada	33
1.7 Séries désaisonnalisées et originales pour le Canada	35
1.8 Exemples de problèmes d'estimation	42
1.9 Probabilités de récessions au Canada	44
1.10 Probabilités de récessions au Québec et en Ontario	45
1.11 Comparaison des cycles estimés	48
1.12 Comparaison des cycles estimés	50
1.13 Comparaison des cycles estimés pour l'emploi total au Québec . .	51
1.14 Comparaison des cycles estimés pour l'emploi du secteur des biens au Canada	52
1.15 Comparaison des cycles estimés pour l'emploi total en Ontario . .	53
2.1 Composition des premiers facteurs estimés	69
2.2 Composition des premiers facteurs estimés sur les séries orthogo- nalisées	71
2.3 Comparaison des cycles estimés pour le Canada	72
2.4 Cycle estimé par le modèle MS-ARDL à facteurs, Canada	73

2.5	Comparaison des cycles estimés pour les provinces atlantiques . . .	74
2.6	Cycle estimé par le modèle MS-AR à facteur, Atlantique	76
2.7	Comparaison des cycles estimés pour le Québec et l'Ontario . . .	77
2.8	Cycle estimé par le modèle MS-ARDL à facteurs, Québec	78
2.9	Cycle estimé par le modèle MS-AR à facteur, Ontario	79
2.10	Comparaison des cycles estimés pour les Prairies	80
2.11	Cycle estimé par le modèle MS-AR à facteur, Prairies	81
2.12	Comparaison des cycles estimés pour la Colombie-Britannique . .	82
B.1	Effets des filtres pour Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard . . .	94
B.2	Effets des filtres pour la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick	95
B.3	Effets des filtres pour le Québec et l'Ontario	96
B.4	Effets des filtres pour le Manitoba et la Saskatchewan	97
B.5	Effets des filtres pour l'Alberta et la Colombie-Britannique	98
C.1	Modèles MS-ARDL et MS-AR à facteurs avec variance unique . .	114
C.2	Modèles MS-ARDL et MS-AR à facteurs avec variance unique (suite)	115

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Tests ERS des séries en niveau	21
1.2 Tests de saisonnalité Kruskal-Wallis	31
2.1 Séries canadiennes pour les modèles à facteurs	58
2.2 Séries atlantiques pour les modèles à facteurs	59
2.3 Séries québécoises pour les modèles à facteurs	60
2.4 Séries ontariennes pour les modèles à facteurs	60
2.5 Séries des Prairies pour les modèles à facteurs	61
2.6 Séries de la Colombie-Britannique pour les modèles à facteurs . .	62
A.1 Tests ERS des taux de croissance mensuel	89
A.2 Test ERS des taux de croissance trimestriel	90
A.3 Test ERS des taux de croissance annuel	91
B.1 Choix des modèles ARIMA	93
C.1 Tests Quandt-Andrews de bris (taux mensuels)	100
C.2 Tests Quandt-Andrews de bris (taux trimestriels)	101
C.3 Tests Quandt-Andrews de bris (taux annuels)	102
C.4 Choix des retards par AIC	103
C.5 Choix des retards par BIC	104
C.6 Analyse visuelle des modèles de base	105
C.7 Tests Quandt-Andrews de bris (taux mensuels)	106
C.8 Tests Quandt-Andrews de bris (taux trimestriels)	107

C.9 Tests Quandt-Andrews de bris (taux annuels)	108
C.10 Choix des retards par AIC avec désaisonnalisation de Statistique Canada	109
C.11 Choix des retards par BIC avec désaisonnalisation de Statistique Canada	110
C.12 Analyse visuelle des modèles de base avec désaisonnalisation de Statistique Canada	111
C.13 Choix des retards par BIC et AIC	112
C.14 Choix des retards par BIC et AIC (variance unique)	112
C.15 Choix du nombre de facteurs selon IC_{p2}	113
C.16 Analyse visuelle des modèles factoriels à changements de régime markoviens	113

RÉSUMÉ

Cette étude propose d'établir un historique des cycles économiques au Canada et de comparer les cycles estimés. Des cycles sont estimés sur des données d'emplois provinciales et sectorielles par des modèles à changements de régime markoviens (*Markov-switching models*). Ils sont comparés à l'aide de mesures basées sur les corrélations des séries de probabilités de récession estimées par ces modèles. Une certaine dispersion des cycles économiques semble exister au Canada, surtout entre l'est et l'ouest du pays, mais les cycles apparaissent relativement contemporains. L'exercice est effectué selon deux désaisonnalisations des données d'emplois et il appert qu'un lissage plus important lors de la désaisonnalisation affecte la saillance des points de retournement. Une approche multivariée est proposée en tablant sur une base de données de plus de 150 variables macroéconomiques canadiennes et l'analyse factorielle par composantes principales. Les résultats suggèrent encore des différences cycliques entre l'est et l'ouest du pays et des cycles relativement synchrones, mais il semble que l'analyse univariée présente des différences plus importantes entre les régions que l'approche multivariée.

Mots clés : *Markov-switching*, chaîne de Markov, changement, régime, cycle, récession, synchronisation, facteur, Canada

INTRODUCTION

Le comportement cyclique des données macroéconomiques constitue un aspect caractéristique de l'activité économique. Certaines périodes sont alors marquées par des taux de croissance faibles ou même négatifs de la production, ainsi que de différents agrégats macroéconomiques tels que la consommation ou l'investissement, alors que d'autres semblent plus propices à la croissance. Cette dynamique d'alternance est à la base de la définition de la notion de cycle économique. Elle revêt une importance particulière pour la prise de décisions d'acteurs privés comme publics, entre autres parce que les fluctuations associées aux récessions peuvent être liées à des variations substantielles du taux de chômage. Par exemple, au Canada, le taux de chômage a grimpé de 1,5 point de pourcentage aux mois de décembre 1979, 1990, 1997 et 2008 (Statistique Canada, Tableau 282-0007).

Il faut aussi penser que le comportement cyclique de l'activité économique n'est pas nécessairement homogène à travers le temps, les secteurs d'activité ou les régions étudiées. Un niveau appréciable d'hétérogénéité vis-à-vis de la composition industrielle d'une province pourrait induire des réponses distinctes à des chocs agrégés comme des changements à la politique fiscale ou monétaire simplement parce que les secteurs d'activités ne sont pas tous affectés de la même façon par ces chocs (Carlino et Sill, 2001). Un exemple récent serait l'effet de la baisse prolongée des prix du pétrole sur l'activité économique des provinces pro-

ductrices de pétrole comme l'Alberta comparativement aux effets ressentis dans les autres provinces. C'est d'ailleurs ce que rapportent Carlino et DeFina (2003) pour les États-Unis où certaines différences cycliques entre les états sont en partie imputables aux différences dans leur composition industrielle. Un autre exemple existe au Royaume-Uni, alors que l'amplitude des variations cycliques semble liée à la prépondérance de l'industrie manufacturière dans une région donnée (Martin *et al.*, 2016). La présence d'une certaine variabilité dans la distribution des industries à travers les régions constitutives d'un pays ouvre aussi la porte à des chocs régionaux et donc aussi à des dynamiques proprement régionales (Carlino et Sill, 2001).

L'intérêt principal de l'étude des cycles économiques est de déterminer comment y répondre. Du point de vue des décideurs publics, il s'agit souvent de trouver la meilleure façon de mitiger l'impact des chocs pour réduire la volatilité d'indicateurs clés de l'activité économique ou alors de limiter l'exposition du pays à des risques systémiques. Il peut aussi être pertinent dans certains cas de comparer des interventions plus ciblées à des interventions au niveau national dans le cadre d'une perspective de stabilisation de l'activité économique. Dans ce cas, il convient de situer le cadre d'analyse à un niveau moins agrégé pour obtenir de l'information sur les particularités de chaque région ou de chaque secteur d'activité. Ce type d'analyse manque toutefois pour l'économie canadienne. La présente recherche a donc pour objet l'analyse des cycles économiques des provinces canadiennes et de comparer les cycles économiques provinciaux entre eux, puis avec le cycle fédéral. Aussi, en plus de considérer l'activité économique de chaque économie provinciale, l'analyse est étendue à différents secteurs pour chacune des

provinces, ainsi que pour le Canada. Étant donné l'importance accordée à la prépondérance du secteur manufacturier pour expliquer les différences cycliques entre les états américains (Carlino et DeFina, 2003) et entre les cycles métropolitains (Owyang *et al.*, 2008b), les secteurs considérés sont le secteur de production des biens et le secteur des services. L'avantage d'une telle approche est la possibilité de capter l'hétérogénéité de l'économie canadienne dans une seconde dimension, soit à travers les différents types d'industries.

Pour atteindre cet objectif, il convient d'adopter une définition précise du cycle économique. Dans la littérature, deux types de définitions sont employées. La première approche définit le cycle économique à partir d'une variable continue. Ce type de recherche regroupe l'application de divers filtres, ainsi que les décompositions basées sur des modèles vectoriels à correction d'erreur (*VECM*). Carlino et DeFina (2003) se penchent sur les cycles des états américains, ainsi que sur les dynamiques sectorielles aux États-Unis à partir de données sur l'emploi. Ils proposent une décomposition des séries d'emplois par laquelle la composante cyclique se voit associer à une bande de fréquence correspondant aux variations situées entre 6 et 32 trimestres. Ils extraient cette composante à partir d'un filtre passe-bande (*band-pass filter*). Partridge et Rickman (2005) procèdent de façon similaire, analysant à leur tour les économies des états américains. Leur étude incorpore toutefois un aspect comparatif : ils appliquent un filtre passe-haut (*high-pass filter*), soit le filtre Hordick-Prescott (HP), ainsi que le filtre passe-bande de Christiano et Fitzgerald (CF). La même approche est employée par Engin Duran (2014), bien que cette étude se concentre la dynamique des revenus aux États-Unis, plutôt que sur celle du marché du travail. Il faut aussi noter que les filtres HP et CF ne sont

pas les seuls filtres appliqués en pratique. Par exemple, Duran et Ferreira-Lopes (2017) extraient une composante cyclique à partir d'un de ces filtres, mais aussi d'une différence première. Ce dernier type de filtre est souvent appliqué à des séries en niveau transformées par application d'un logarithme pour obtenir des taux de croissance. L'intention est plus souvent d'éviter le problème posé par la possibilité qu'une série soit intégrée d'ordre un, mais Dixon et Shepherd (2013) montrent que ce choix n'est pas sans incidence. Ces auteurs comparent en fait quatre façons d'obtenir une bande de fréquence, retirant les basses fréquences par une différence première ou par un filtre HP, puis enlèvent les fréquences élevées avec des modèles autorégressifs ou le filtre Butterworth. Ils montrent que l'utilisation de la différence première tend à mettre un poids plus élevé sur le bruit dans la série résultante que ne le fait le filtre HP. Il s'agit en effet d'un filtre passe-haut particulier (c'est un filtre moyenne mobile asymétrique). D'autres auteurs se penchent sur l'utilisation d'une différence première et du filtre HP, cette fois à partir de données d'emploi et de production pour la zone Euro (Duran et Ferreira-Lopes, 2017). Ils utilisent ensuite les corrélations entre les composantes cycliques extraites pour étudier les liens entre les cycles économiques en Europe.

Une autre façon de décomposer les séries pour obtenir une variable continue caractérisant les variations cycliques est d'utiliser des VECM. Carlino et Sill (2001) applique une telle décomposition aux données de revenus par personne des états américains pour étudier l'évolution des disparités de revenus. Un des avantages d'une telle approche est la possibilité de considérer conjointement les liens cycliques de courts termes, mais aussi les liens de long termes. En effet, il est possible que des séries partagent une dynamique cyclique commune, c'est-à-dire qu'elles

tendent à répondre similairement à des chocs transitoires potentiellement partagés, mais elles peuvent aussi partager une ou plusieurs tendances stochastiques. Carlino et Sill (2001) trouvent d'ailleurs des liens de cointégrations entre les séries de revenus aux États-Unis. Les disparités de revenus entre les états sont alors associées largement aux différences d'amplitudes et de synchronisation de leur cycle puisque la cointégration implique une convergence à long terme. Une étude portant sur différentes régions du Canada emploie aussi un modèle à correction d'erreur à partir de données trimestrielles sur la production. Wakerly *et al.* (2006) considèrent les interactions entre les cycles et les comportements de long terme de la production pour différentes régions canadiennes. Ils assignent les provinces de façon exogène à un de cinq groupes, soit le Québec, l'Ontario, la Colombie-Britannique, les Maritimes et les Prairies et estiment un VECM. Ils décomposent les séries sur la base de leur estimation en suivant la procédure développée par Beveridge et Nelson, ainsi que Stock et Watson, divisant la dynamique entre comportement de long terme et comportement de court terme (Wakerly *et al.*, 2006). La seconde composante est associée à la dynamique cyclique. Ils trouvent deux liens de cointégrations, ainsi que 3 cycles économiques communs. Ils notent, tel que susmentionné, que l'hétérogénéité de l'économie canadienne appelle à considérer la nécessité d'évaluer le compromis entre la stabilité de l'inflation au niveau national et les effets sur le bien-être pour la conduite de la politique monétaire.

L'autre approche adoptée dans la littérature consiste à opter pour une caractérisation du cycle économique à partir d'une variable discrète. Dans cette perspective, une récession, par exemple, est interprétée comme un état dans lequel se trouve l'économie, plutôt qu'un jugement associé à la sous-performance d'un

ensemble d'indicateurs d'activité économique par rapport à une mesure réputée tendancielle. Une partie des études adoptant ce point de vue procèdent à partir de méthodes non paramétriques basées sur la formalisation algorithmique de critères graphiques. C'est ce qu'utilisent Hall et McDermott (2007) pour étudier les liens entre les cycles économiques de diverses régions néo-zélandaises, ainsi que pour analyser le cycle économique au niveau national. L'algorithme employé divise le cycle économique en périodes d'expansions et de récessions en repérant des maximums et des minimums locaux, sous certaines contraintes de durées pour les deux phases définies. La même stratégie est employée par Harding et Pagan (2002). Ils appliquent cet algorithme à des données de production agrégée pour les États-Unis, le Royaume-Uni et l'Australie, ainsi qu'à d'autres agrégats macroéconomiques américains, soit l'investissement et la consommation. Une partie de leur analyse évalue les contributions de diverses composantes à la dynamique cyclique à partir de simulations et soulignent le problème derrière l'application de certains filtres employés dans l'extraction d'une tendance stochastique, comme le filtre HP ou la différence première. Il semble tout à fait probable qu'une bonne partie des variations qualifiées de cycliques soit en fait partiellement imputable au caractère stochastique des mouvements de long terme. Il y aurait donc une interaction entre les mouvements tendanciels et cycliques (Harding et Pagan, 2002).

La seconde façon d'étudier le cycle sur la base d'une définition discrète repose sur l'utilisation de modèles à changements de régime markoviens (*Markov-switching models*). Ces modèles combinent une spécification de la dynamique de la série ou des séries observées, soit par un processus autorégressif ou par une représentation à correction d'erreur, à une variable latente décrivant l'état ou le régime dans lequel

se trouve le système à chaque moment. La dynamique de la variable latente est habituellement modélisée à partir d'une chaîne de Markov de premier ordre stationnaire et ergodique. Ceci implique que les probabilités associées aux transitions entre les divers régimes du système ne dépendent que du régime actuel dans lequel se trouve le système. Ce type de modèle a été introduit par Hamilton (1989) pour étudier le cycle économique à partir d'une spécification non linéaire relativement simple. Quelques-uns des produits dérivés de l'estimation de ces modèles sont les probabilités de se retrouver dans un régime à chaque période pour la ou les séries observées, ainsi que les probabilités de transition à partir desquelles l'espérance de la durée associée à chaque régime pour chaque série peut être estimée.

Tel que susmentionné, une partie de l'intérêt de ces modèles est leur habilité à capter divers types de non-linéarités. Clements et Krolzig (2003) étudient ces non-linéarités et montrent que l'utilisation de modèles à deux ou trois régimes implique pour la possibilité de capter certains types de comportements non linéaires. Ils formalisent entre autres le concept d'escarpement (*steepness*), lequel exprime une différence entre les augmentations et les baisses. Ils montrent d'ailleurs que ce type de non-linéarité ne peut pas être captée par un modèle à deux régimes. Par exemple, Bodman et Crosby (2000) évaluent la pertinence empirique de ce type de comportements dans la série du produit national brut (*GNP*) pour le Canada. Ils comparent la spécification à deux à celle à trois régimes sur la base d'une version corrigée d'un test de type ratio de vraisemblance et trouvent que le troisième régime offre une contribution statiquement significative au modèle.

La contribution de la non-linéarité à l'explication des variables d'activité économique est toutefois un point de débat. Les simulations de Harding et Pagan (2002) suggèrent un rôle limité pour les non-linéarités. Les mêmes auteurs comparent aussi leur approche algorithmique à un modèle simple de changement de régime et concluent en faveur de leur approche, essentiellement sur la base de sa robustesse (Harding et Pagan, 2003). Ils montrent aussi comment il est possible d'exploiter une série d'approximations du filtre non linéaire avancé par Hamilton (1989) pour exprimer les probabilités de récessions sous forme d'une règle similaire à leur algorithme. Leurs efforts considérables mettent en lumière le problème de transparence que peuvent poser les modèles à changements de régime. Il convient toutefois de mentionner qu'une différence philosophique notable existe entre les deux approches. Le cadre analytique des modèles avec changements de régime suppose que, par exemple, une récession est un événement réel dont les probabilités d'occurrence doivent faire l'objet d'une inférence statistique appropriée (Hamilton, 2003). L'approche algorithmique reproduit une appréciation visuelle et, comme le note Hamilton, « *if one were so inclined, one could use this rule to find business cycles in records of rainfall in Mongolia (...)* » (Hamilton, 2003).

Plusieurs autres études utilisent des modèles à changements de régime pour dater le cycle sur une base univariée. Par exemple, Owyang *et al.* (2005) applique un modèle simple à deux régimes aux données pour chaque état américain et évaluent les liens entre les cycles des états et le cycle national à l'aide d'un indice de concordance basé sur la fréquence relative de partage de phases entre les séries. Ils concluent qu'il existe une variation substantielle au niveau des états et l'imputent en partie à la différence des prépondérances des secteurs manufacturier, minier

et financier, ainsi qu'à des indicateurs de niveau d'éducation. Ces mêmes auteurs appliquent une approche similaire aux données d'emploi de régions métropolitaines américaines (Owyang *et al.*, 2008b). Ils reprennent d'ailleurs ce même type d'analyse avec une version corrigée de la mesure de concordance pour pallier le problème du lien entre les probabilités de transition et cette mesure qui entraînait une sous-estimation du lien entre des séries dont les processus markoviens latents étaient liées (Owyang *et al.*, 2013).

Quelques problèmes sont soulevés par cette approche. D'abord, l'étendue temporelle rend pertinente la question de la réduction de l'amplitude des variations des séries macroéconomiques à partir du milieu des années 1980 aux États-Unis. Pour éviter d'introduire une spécification lourde à plusieurs régimes, Doornik (2013) construit un modèle avec deux processus markoviens latents, l'un associés aux paramètres caractérisant la moyenne conditionnelle et, l'autre, à la variance du terme d'erreur. Il montre que son modèle permet d'étendre l'analyse avancée par Hamilton (1989) aux données plus récentes sur la production américaine. Dans cette même optique, Owyang *et al.* (2008a) étudient la dynamique cyclique des états en spécifiant des cycles idiosyncratiques pour chaque état américain, ainsi qu'un bris sur la variance du terme d'erreur déterminé de façon endogène pour chaque état. Ils trouvent que la grande majorité des états ont subi un bris de volatilité dans les années 1980, bien qu'il y ait beaucoup de variabilité au niveau des bris identifiés. L'autre problème consiste en l'utilisation de modèles à changement de régime markoviens pour un ensemble de séries, avant d'utiliser les probabilités de récessions pour étudier les liens entre les cycles. Toutefois, ceci revient à estimer un système d'équations sous la restriction d'une matrice de covariance diagonale

(Smith et Summers, 2005). Chaque processus latent gouvernant le comportement cyclique est construit indépendamment des autres, ce qui pose problème (Leiva-Leon, 2017).

Quelques solutions ont été avancées. Il est possible de prendre en compte les comouvements des séries en intégrant une procédure de regroupement endogène au modèle avec changements de régime (Hamilton et Owyang, 2012). Ces auteurs appliquent ce type d'ajustement à un panel de données américaines sur l'emploi hors agriculture. Ils ne trouvent pas de relations systématiques dans la propagation des récessions de cette façon (Hamilton et Owyang, 2012). Une autre approche consiste à introduire une mesure de synchronisation endogène à la procédure d'estimation comme le fait Leiva-Leon (2017). Cette étude inclut aussi une spécification évolutive des probabilités de transition, ce qui permet de capter des changements dans les mesures de synchronisation. La principale conclusion est l'importance de la structure des économies dans l'explication des liens. En effet, plus les économies se ressemblent, plus elles semblent partager des chocs transitoires. Dufrenot et Keddad (2014) adopte aussi des probabilités de transitions évoluant dans le temps pour étudier les liens entre quelques économies asiatiques. Ils spécifient le changement de probabilité à l'aide d'une transformation logistique du taux de croissance d'autres pays. Une autre solution proposée par Camacho et Perez-Quiros (2006) est de modéliser les liens entre les cycles présents dans un ensemble de séries en les regroupant deux à deux et en estimant leur lien comme un paramètre contrôlant une combinaison convexe de deux spécifications. Dans un cas, les deux séries sont caractérisées par un seul et même cycle et, dans l'autre, elles sont caractérisées par deux cycles indépendants. Une combinaison convexe de

ces deux cas est une façon simple de représenter tous les degrés de synchronisation possibles. Camacho et Perez-Quiros (2006) appliquent ce modèle aux données de production des pays du G7 entre le second trimestre de 1980 et le second trimestre de 2004. Sur la base des estimations pour les données américaines, ils simulent des cycles dépendants et indépendants, confirmant l'existence d'un problème lorsque des modèles univariés sont employés pour étudier les liens entre les cycles : lorsque les séries partagent un même cycle, l'estimateur de corrélation est biaisé à la baisse.

Le dernier type de problème consiste en l'impact potentiel de liens de long terme exclus de la modélisation. L'introduction de termes à correction d'erreur permet de prendre en compte cette source de fluctuations conjointement avec les liens de court terme. C'est la stratégie adoptée par Smith et Summers (2005). Ils utilisent les corrélations, mais aussi l'indice de concordance de Owyang *et al.* (2005) pour évaluer les liens entre les cycles. La principale différence économétrique entre cette approche et celle de Wakerly *et al.* (2006), exception faite de la méthode d'estimation et des séries utilisées, est la présence de variables latentes dans le modèle panel de Smith et Summers (2005). Il s'agit donc en fait d'une extension à un cadre non linéaire du modèle VECM.

Il existe aussi une considération d'un autre aspect de la dynamique cyclique, soit l'idée qu'une récession est une réalité englobante, visible dans un ensemble d'indicateurs. Il y a donc un aspect de comouvements qui importe dans la définition du cycle économique. Kim et Nelson (1998) proposent d'utiliser un vecteur d'indicateurs pour inférer les probabilités de récessions aux États-Unis. Sur la base

d'une comparaison avec le cycle établi par le NBER, il semble que le succès de leur modèle soit largement imputable à la considération de comouvements.

Bien que cet aspect semble important, il y a des limites aux données disponibles pour l'étude de la synchronisation des cycles économiques au Canada. L'estimation de modèles pertinents requiert un nombre appréciable d'observations, ainsi qu'un historique suffisamment long pour capter plusieurs cycles. Il faut aussi une mesure homogène à travers les provinces et les secteurs industriels. C'est pourquoi les données retenues pour l'analyse univariée proviennent de l'Enquête sur la Population Active de Statistique Canada (Statistique Canada, Tableau 282-0007). Cette approche prend au sérieux l'utilisation répandue du taux de croissance de l'emploi comme indicateur coïncident de l'activité économique. Aussi, un exercice multivarié est conduit. Cette approche est fondée sur une base de données de plus de 150 variables macroéconomiques canadiennes et tente de tirer parti de la grande disponibilité d'information pour établir un historique des cycles économiques au Canada.

Il convient de mentionner qu'aucune méthode unique n'a permis d'estimer des séries de probabilités interprétables comme des probabilités de récession dans tous les cas considérés. Ensuite, comme anticipée par Camacho et Perez-Quiros (2006), la considération isolée de plusieurs cycles et leur comparaison par des corrélations apparaît exagérer un peu les différences entre les cycles, pour autant que les résultats de l'approche multivariée soient pris au sérieux. De même, la façon de traiter la saisonnalité est importante : la méthode proposée au premier chapitre semble

moins lisser les points de retournement que la méthode employée par Statistique Canada.

Cette recherche a toutefois permis de développer quelques constats généraux. D'abord, les cycles ontariens et canadiens apparaissent particulièrement liés et contemporains. L'analyse multivariée suggère par ailleurs que le comportement cyclique des séries des provinces atlantiques et des Prairies est bien distinct du comportement cyclique des séries québécoises, ontariennes et des séries canadiennes agrégées. Il en va de même avec les résultats de l'analyse univariée qui suggère une dispersion importante des cycles économiques et établit une relative synchronicité des cycles économiques sectoriels au Canada, exception faite de certaines séries en Alberta et dans les Maritimes.

Ce mémoire est organisé comme suit. Le premier chapitre couvre en détail l'application du modèle univarié. La section 1.1 introduit les données d'emplois utilisées, alors que la section 1.2 entreprend un traitement approfondi du comportement saisonnier des données et la section 1.3 présente le modèle univarié. Comme la section 1.5 reprend l'analyse univariée avec les données désaisonnalisées par Statistique Canada, une évaluation de l'impact des choix vis-à-vis du traitement de la saisonnalité sur l'estimation des cycles économiques devient possible. Le second chapitre propose une approche multivariée pour extraire les signaux de récessions. La base de données est présentée à la section 2.1 et le modèle à changements de régime à facteurs est introduit à la section 2.2.

CHAPITRE I

MODÈLES UNIVARIÉS DU CYCLE

1.1 Données

L'étude de la propagation des récessions au Canada impose le choix d'un ou de plusieurs indicateurs d'activité à partir desquels il est possible d'extraire de l'information sur l'évolution des cycles économiques régionaux et sectoriels. Les avantages susmentionnés pour ce qui a trait aux fréquences et à l'étendue des données de l'Enquête sur la Population Active en font un choix intéressant pour cet exercice. Plus spécifiquement, différents taux de croissance de l'emploi sont les indicateurs retenus pour l'exercice univarié.

Les niveaux d'emplois rapportés au tableau 282-0007 correspondent au nombre estimé d'individus de la population active, bornée inférieurement à 15 ans par Statistique Canada, qui occupait un emploi au moment de l'enquête. Les divisions retenues pour le présent travail sont d'abord provinciales, c'est-à-dire qu'une division est effectuée entre l'activité agrégée entre les provinces et, ensuite, entre les secteurs d'activité. Les secteurs retenus sont caractérisés par la production de biens et par la prestation de services. Le premier secteur inclut formellement les

secteurs 11 à 31 du système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), alors que le second inclut les secteurs 41 à 91 (Statistique Canada, Tableau 282-0007). Le secteur de production des biens inclus des activités comme l'agriculture, l'industrie minière, la construction et l'industrie manufacturière, et le secteur des services, des activités aussi diversifiées que la vente, l'entreposage, la finance ou des services éducatifs (Statistique Canada, s.d.). Les mêmes séries, mais désaisonnalisées par Statistique Canada, sont disponible au tableau 282-0088. Ceci permet un exercice de sensibilité à la section 1.5.

1.1.1 Statistiques descriptives

Les niveaux d'emplois au Canada varient considérablement entre les régions, les secteurs d'activités, ainsi qu'à travers le temps. Il convient donc d'en dresser un portrait préalablement à son usage dans une analyse des dynamiques cycliques canadiennes. À cet effet, la figure 1.1 présente l'évolution des niveaux d'emplois au Canada, les agglomérant pour cinq régions. Il est évident que l'Ontario et le Québec dominent largement l'activité économique canadienne, puis que l'ensemble des provinces maritimes regroupe une très faible fraction des emplois canadiens.

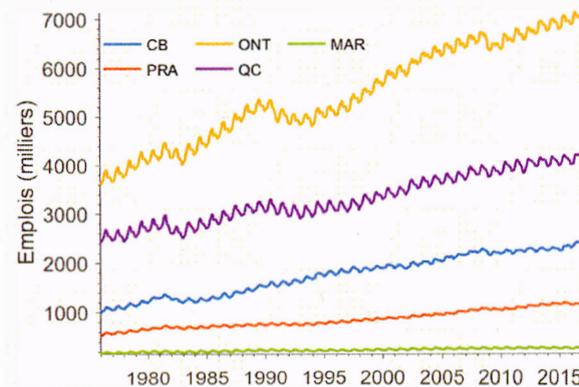


FIGURE 1.1: Données d'emplois non ajustées pour différentes régions canadiennes

Note : Les régions présentées sont la Colombie-Britannique (CB), les Prairies (PRA) avec l'Alberta, la Saskatchewan et le Manitoba, l'Ontario (ONT), le Québec (QC) et les Maritimes (MAR) avec l'Île-du-Prince-Édouard, Terre-Neuve, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick.

Ensuite, le comportement saisonnier des données est tout aussi apparent. Pour le Québec et l'Ontario, l'échelle le permettant, ces mouvements à haute fréquence semblent d'ailleurs relativement réguliers sur l'ensemble de l'échantillon. Ils semblent tout aussi clairs dans la décomposition de l'emploi canadien présenté dans la figure 1.2. L'explicitation de cette dimension rend toutefois visible une différence particulière entre les deux types d'activités : l'allure des séries suggère que le secteur des biens est davantage sujet à des variations saisonnières que le secteur des services. Cette figure rend aussi évidente la direction à long terme de l'économie canadienne, soit l'intensification de la concentration de l'activité dans le secteur des services. Le nombre d'emplois dans le secteur des biens est remarquablement stable sur toute la période et la quasi-totalité de la croissance de l'emploi est imputable au secteur des services.

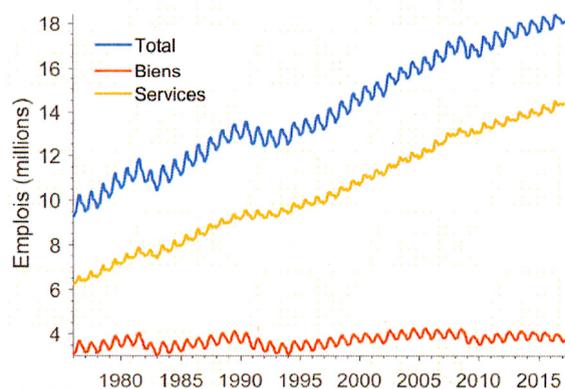


FIGURE 1.2: Données d'emplois non ajustées par secteur au Canada

L'importance des services dans la part des emplois au niveau canadien est une réalité commune à toutes les provinces canadiennes, comme le montre la figure 1.3b. Aussi, étant donné l'importance accordée à la diversité industrielle dans la littérature, la figure 1.3a présente un indice de diversité industriel, basé sur la définition employée par Owyang *et al.* (2008b). Les indices ont été calculés à partir d'une division en $I = 16$ sous-secteurs, i , du niveau d'emplois pour chaque province p selon l'équation 1.1.

$$D_p = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\sum_{i=1}^I \left(\frac{Emp_{i,p,t}}{Emp_{p,t}} \right)^{0.5} \right)^2. \quad (1.1)$$

L'indice de diversité se situe dans l'intervalle $[1, I = 16]$, où 1 correspond à l'emploi dans un seul secteur et 16 à une division égale entre les 16 secteurs. La diversité de l'activité économique est semblable partout au Canada à ce niveau de désagrégation, à tout le moins vis-à-vis du nombre des emplois.

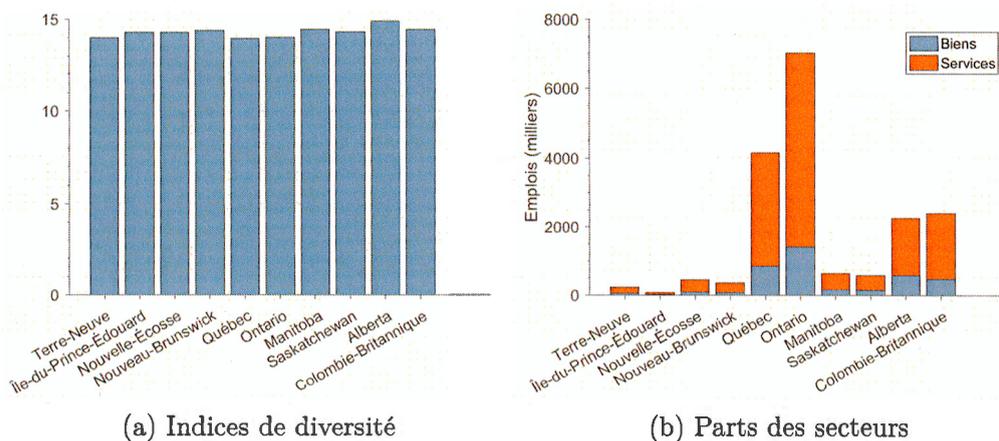


FIGURE 1.3: Composition des structures industrielles canadiennes

Note : Les valeurs exprimées correspondent à des moyennes sur l'ensemble de la période considérée.

1.1.2 Tests de racines unitaires

Une des questions préliminaires importantes consiste à déterminer le degré d'intégration des séries employées dans une analyse économétrique. La procédure employée ici consiste à effectuer des tests de racines unitaires sur les séries en niveau, ainsi que sur leurs taux de croissance. Dans cette optique, une série y_t peut être représentée par une combinaison d'un processus déterministe d_t et d'un processus stochastique η_t . Les tests portent essentiellement sur la présence d'une racine unitaire dans une représentation autorégressive du processus η_t :

$$\eta_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i \eta_{t-i} + v_t. \quad (1.2)$$

À partir de l'équation 1.2, il est possible de réécrire le processus de génération de la série y_t :

$$\Delta y_t = \delta_0 d_t + \delta_1 y_t + \sum_{i=1}^{k+1} \phi_i \Delta y_{t-i} + v_t \quad (1.3)$$

où $\delta_0 = 1 - \sum_{i=1}^k \alpha_i$, $\delta_1 = \sum_{i=1}^k \alpha_i - 1$, $\phi_i = -\sum_{j=i}^{k+1} \alpha_j$ et Δ est l'opérateur de différence première. Une procédure de test répandue, le test de Dickey-Fuller augmenté, consiste à estimer l'équation (1.3) par moindres carrés ordinaires et à appliquer un test à l'aide d'une statistique t sous l'hypothèse nulle d'une racine unitaire $\delta_1 = 0$. L'alternative est fixée à partir d'un processus déterministe choisi d_t et d'une représentation autorégressive d'ordre $k + 1$.

La littérature sur le sujet insiste sur l'importance du choix de l'ordre autorégressif. Si trop peu de retards en différence sont inclus, il subsiste une dynamique dans le terme résiduel ϵ_t et la loi asymptotique de la statistique de test est polluée par des paramètres de nuisances, ce qui fausse la taille du test. Si trop de retards sont inclus, le test perd rapidement en puissance. Suite à des simulations, Elliot *et al.* (1996) proposent une façon d'améliorer la puissance des tests et de mitiger les problèmes associés à leur taille. Ils suggèrent d'estimer les composantes déterministes à part et d'utiliser une série corrigée \tilde{y}_t de ces effets pour effectuer la régression (1.3) avec $d_t = 0$. Le lecteur est référé à Elliot *et al.* (1996) pour les détails de cette procédure d'ajustement. Quant au choix du nombre de retards en différence à utiliser, Ng et Perron (2001) proposent des critères d'informations modifiés et recommande, en particulier, une modification du critère d'Akaike (MAIC) sur la base de leurs simulations :

$$\begin{aligned}
 MIC(k) &= \ln(\hat{\sigma}_k^2) + \frac{C_T(\tau_T(k) + k)}{T - k_{max}} & (1.4) \\
 \tau_T(k) &= \frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}_k^2} \sum_{t=k_{max}}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \\
 \hat{\sigma}_k^2 &= \frac{\sum_{t=k_{max}+1}^T \hat{v}_t^2}{T - k_{max}}
 \end{aligned}$$

\hat{v}_t sont les résidus de la régression (1.3) avec la série ajustée \tilde{y}_t . Le critère MAIC utilise $C_T = 2$, alors que le critère d'information bayésien modifié (MBIC) emploie $C_T = \ln(T - k_{max})$ (Ng et Perron, 2001). Afin de s'assurer de prendre en compte la périodicité de la dynamique des séries comportant une composante saisonnière, l'ordre maximal des retards considérés est fixé à 24 mois ($k_{max} = 24$). Les résultats du test DF-GLS d'Elliott-Rothenberg-Stock sont présentés dans le tableau 1.1.

Tableau 1.1: Tests ERS des séries en niveau

	MAIC		MBIC	
	Retards	t	Retards	t
Canada (T)	24	-2,7603	16	-2,1537
Canada (B)	24	-2,8541	18	-1,7071
Canada (S)	24	-2,2403	24	-2,2403
Terre-Neuve (T)	24	-1,5529	13	-1,3233
Terre-Neuve (B)	24	-1,6749	24	-1,6749
Terre-Neuve (S)	24	-1,6382	24	-1,6382
Île-du-Prince-Édouard (T)	24	-1,5567	24	-1,5567
Île-du-Prince-Édouard (B)	24	-1,5787	24	-1,5787
Île-du-Prince-Édouard (S)	24	-2,51	23	-1,8615
Nouvelle-Écosse (T)	24	-1,4891	24	-1,4891
Nouvelle-Écosse (B)	24	-1,6571	24	-1,6571
Nouvelle-Écosse (S)	24	-1,1335	24	-1,1335
Nouveau-Brunswick (T)	24	-0,6212	24	-0,6212
Nouveau-Brunswick (B)	24	-1,2663	24	-1,2663
Nouveau-Brunswick (S)	24	-0,6936	24	-0,6936
Québec (T)	24	-2,4321	24	-2,4321
Québec (B)	24	-3,1841	20	-2,4138
Québec (S)	24	-1,5674	24	-1,5674
Ontario (T)	24	-2,8997	19	-1,812
Ontario (B)	24	-2,4297	24	-2,4297
Ontario (S)	24	-2,2861	24	-2,2861
Manitoba (T)	24	-1,4448	24	-1,4448
Manitoba (B)	24	-2,1592	8	-1,8637
Manitoba (S)	24	-1,3219	24	-1,3219
Saskatchewan (T)	24	-1,3403	24	-1,3403
Saskatchewan (B)	24	-2,0382	24	-2,0382
Saskatchewan (S)	24	-1,1207	24	-1,1207
Alberta (T)	24	-1,9342	24	-1,9342
Alberta (B)	24	-2,5784	20	-1,7611
Alberta (S)	24	-1,4181	24	-1,4181
Colombie-Britannique (T)	24	-2,618	12	-2,5117
Colombie-Britannique (B)	24	-2,7956	21	-2,2706
Colombie-Britannique (S)	24	-2,0616	12	-1,7593

Notes : Tests DF-GLS avec constante et tendance linéaire des taux de croissance en glissement annuel des séries. Les valeurs critiques à 1, 5 et 10 % sont respectivement -3,15, -2,89 et -2,57 (Elliot *et al.*, 1996). T : total; B : biens; S : services.

Ces résultats suggèrent que les séries ne sont pas stationnaires autour d'une tendance linéaire déterministe. En effet, seuls l'emploi du secteur des biens au Québec et l'emploi total en Ontario présentent des statistiques significatives à un seuil de 0,05, si le critère MAIC est employé. Toutefois, il semble raisonnable de penser que des taux de croissance des niveaux d'emplois soient stationnaires, outre peut-être quelques cas de bris structurels. L'annexe A présente les tests ERS fait avec une constante, mais sans tendance linéaire, pour les taux de croissance mensuels, ainsi que les taux de croissance en glissement trimestriel. Les tests pour les taux de croissance en glissement annuel comportent une constante et une tendance linéaire.

La grande majorité des taux de croissance mensuels des séries semblent stationnaires, bien que l'alternance entre des choix très élevés et très faibles de retards parfois pour une même province suggère que le comportement saisonnier influe peut-être trop favorablement sur les résultats des tests vis-à-vis de l'hypothèse alternative de stationnarité. Les choix par MBIC et MAIC pour les taux de croissance en glissement trimestriel et annuel sont, eux, plus élevés, ce qui suggère que ces séries présentent une plus grande persistance dynamique. Toutefois, les taux de croissance en glissement annuel ne sont généralement pas stationnaires autour d'une tendance linéaire. Il faudrait peut-être un processus déterministe plus complexe pour obtenir un rejet de l'hypothèse nulle. Les tests de bris structurels présentés dans la section 1.3 et dont les résultats sont inclus dans l'annexe C vont d'ailleurs dans ce sens. Néanmoins, travailler à partir de ces trois types de taux de croissance apparaît comme un point de départ raisonnable au vu des résultats susmentionnés.

1.2 Saisonnalité

Les données d'emplois exhibent une périodicité saisonnière assez claire. L'utilisation de modèles à changement de régime pour identifier les points de retournement du cycle économique impose alors de prendre en compte ce comportement afin d'éviter que les régimes s'ajustent aux hautes et basses saisons. La plupart du temps, ces modèles sont appliqués à des données désaisonnalisées (Franses et Paap, 1999). La composante saisonnière d'une série est donc préalablement identifiée et retirée, ce qui suppose entre autres que la saisonnalité est suffisamment stable et, surtout, qu'elle n'est pas liée au cycle économique. Toutefois, Canova et Ghysels (1994) montrent qu'il semble exister un lien entre l'évolution de la composante saisonnière et le cycle économique. Aussi, suite à un exercice de simulation et à des applications empiriques, Franses et Paap (1999) obtiennent des résultats différents pour la datation des cycles économiques en utilisant des modèles à changement de régime sur des données non ajustées et sur des données ajustées pour la saisonnalité. L'ajustement semble lisser certaines propriétés du cycle. La même conclusion est obtenue avec d'autres séries et des modèles autorégressifs à transition lissée (*smooth transition autoregressive models*) par Franses et De Bruin (2000).

Étant donné l'utilisation répandue de données désaisonnalisées et la simplicité de cette procédure, la stratégie adoptée consiste à présenter conjointement une analyse du cycle à partir de données désaisonnalisées et non désaisonnalisées. Afin de pallier le plus possible au problème de lissage excessif susmentionné, l'ajustement avancé dans cette section est minimaliste. De plus, une analyse de sensibilité des

modèles estimés à la méthode de désaisonnalisation est conduite à la section 1.5 en utilisant les données d'emploi désaisonnalisées par Statistique Canada.

1.2.1 Évolution de la saisonnalité au Canada

Canova et Ghysels (1994) notent des signes d'évolution de la saisonnalité pour différentes variables macroéconomiques aux États-Unis, entre autres à l'aide d'une analyse graphique d'une décomposition trimestrielle des différences premières des logarithmes des séries. Les figures 1.4 et 1.5 reproduisent le même type d'analyse sur la base de moyennes trimestrielles à travers le temps. Supposant une haute saison l'été et une basse saison l'hiver, le printemps devrait présenter les plus hauts taux de croissance, alors que les plus faibles taux devraient se trouver en automne, ce qui est systématiquement le cas, sauf au début de l'échantillon pour le secteur des biens à travers le Canada. Aussi, seuls l'hiver et le printemps sont marqués par un taux de croissance positif, alors qu'une décroissance est systématiquement observée en automne et en été partout. Il faut aussi noter la tendance pour l'écart entre les saisons à diminuer. La figure 1.5 suggère que la hausse du poids relatif du secteur des services explique en partie ce phénomène, ce secteur étant marqué par la plus forte convergence des taux de croissance saisonniers. Aussi, sur la majorité de l'échantillon, les moyennes saisonnières ne se croisent pas, ce qui suggère qu'un modèle de saisonnalité comportant une racine unitaire serait probablement inapproprié puisqu'un tel processus implique la possibilité d'inversions entre les saisons (Canova et Ghysels, 1994).

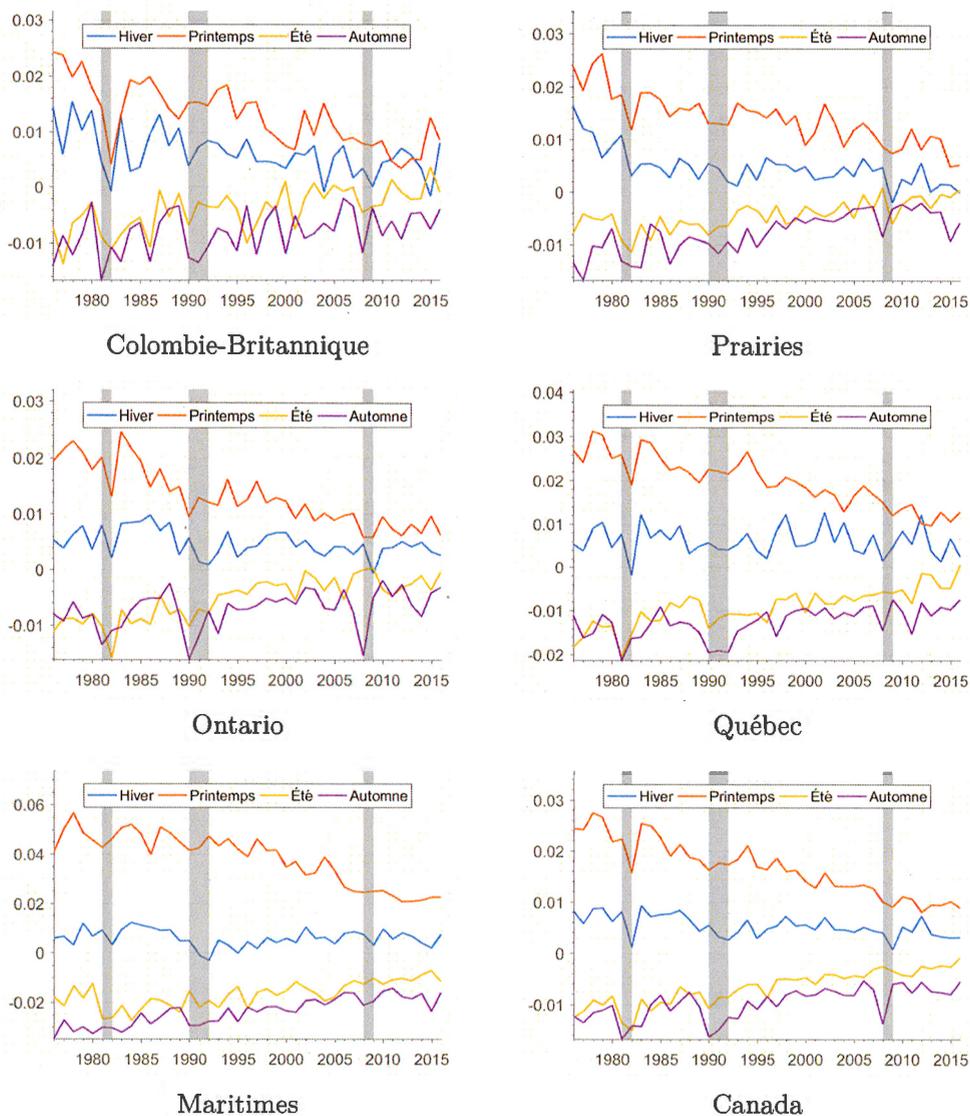


FIGURE 1.4: Taux de croissance saisonniers par régions

Note : Les taux de croissance correspondent aux moyennes saisonnières des différences premières des logarithmes. L'hiver correspond aux mois de janvier, février et mars ; le printemps, aux mois d'avril, de mai et de juin ; l'été, aux mois de juillet d'août et de septembre ; et, l'automne, aux mois d'octobre, de novembre et de décembre.

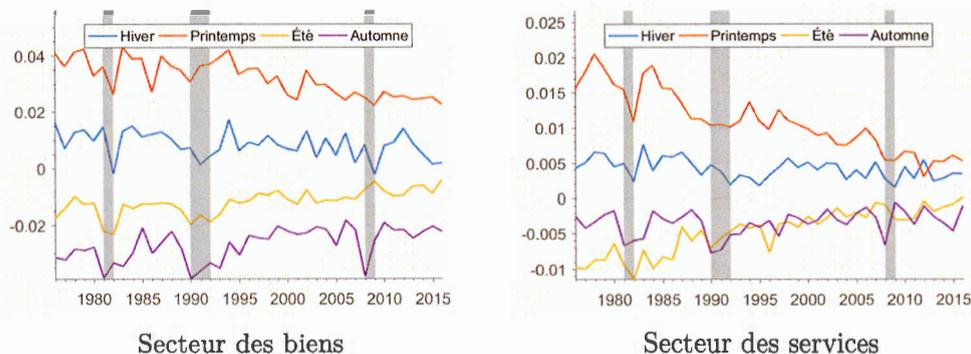


FIGURE 1.5: Taux de croissance saisonniers par secteurs au Canada

Note : Les taux de croissance correspondent aux moyennes saisonnières des différences premières des logarithmes.

1.2.2 Désaisonnalisation par la méthode X11

La méthode X11 utilise une succession de filtres de type moyenne mobile pour séparer une série Y_t en ses composantes saisonnières (S_t), tendance-cycle (T_t) et irrégulière (I_t) selon une décomposition préétablie. Findley *et al.* (1998) détaillent cette procédure en trois étapes. Par souci de cohérence avec l'utilisation subséquente de séries en différence première des logarithmes, les ajustements appliqués sont log-additifs :

$$\ln Y_t = T_t + S_t + I_t. \quad (1.5)$$

La première étape obtient une estimation initiale de la composante tendance-cycle $T_t^{(1)}$ à partir d'un filtre moyenne mobile sur 13 termes, ce qui est équivalent à l'application d'un filtre z_t^6 sur un filtre z_t^2 :

$$z_t^{2n+1} = \frac{1}{2n+1} \sum_{j=-n}^n Y_{t+j}. \quad (1.6)$$

Ceci permet d'obtenir une série hors tendance $SI_t^{(1)} = \ln Y_t - T_t^{(1)}$ pour obtenir un estimé préliminaire de la composante saisonnière avec un filtre saisonnier 3×3 duquel une tendance potentiellement présente est retirée avec une filtre sur 13 termes :

$$\hat{S}_t^{(2n+1)} = \frac{1}{2n+1} \sum_{j=-n}^n SI_{t+12j} \quad (1.7)$$

$$\hat{S}_t^{3 \times (2n+1)} = \frac{1}{3} \left(S_{t-12}^{(2n+1)} + S_t^{(2n+1)} + S_{t+12}^{(2n+1)} \right)$$

$$S_t = \left(\frac{\hat{S}_{t-6}}{24} + \frac{\hat{S}_{t-5}}{12} + \dots + \frac{\hat{S}_t}{12} + \dots + \frac{\hat{S}_{t-5}}{12} + \frac{\hat{S}_{t+6}}{24} \right).$$

L'estimation préliminaire de l'ajustement est obtenue en retirant la composante saisonnière : $A_t^{(1)} = \exp(\ln Y_t - S_t)$. La seconde étape utilise la série ajustée $A_t^{(1)}$ et procède à travers des opérations similaires. L'estimation de la tendance impose cette fois-ci un filtre moyenne mobile de type Henderson sur $2H + 1$ termes. Le choix de la dimension du filtre dépend d'une évaluation de l'irrégularité de la série selon une procédure automatisée (Findley *et al.*, 1998). Le principe est de choisir un filtre plus long si la série est plus irrégulière. Ce filtre s'écrit avec ses poids $h_j^{(2H+1)}$:

$$T_t^{(2)} = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} \ln A_{t+j}^{(1)}. \quad (1.8)$$

La composante $SI_t^{(2)}$ se calcule à partir de la série ajustée $A_t^{(1)}$ suivant le même procédé qu'à l'étape 1. Ensuite, un filtre moyenne mobile saisonnier 3×5 , ou autre, (ici, le filtre choisi est un 3×15 pour limiter le plus possible l'impact du filtre) est appliqué et une estimation finale de la composante $S_t^{(2)}$ s'obtient en la corrigeant pour la possibilité d'une tendance saisonnière comme à la première étape. À la

troisième étape, un nouveau H est choisi, une composante tendance-cycle finale $T_t^{(3)}$ est extraite à partir d'un filtre de type Henderson dont la longueur est déterminée comme à l'étape 2. La composante irrégulière finale est construite par soustraction $I_t^{(3)} = \ln A_t^{(2)} - T_t^{(3)}$.

1.2.3 Modélisation regARIMA

Comme les filtres employés dans le cadre de la méthode X11 sont symétriques, le début et la fin des échantillons posent problème. L'utilisation d'un modèle avec erreurs suivant un processus ARIMA avec saisonnalité permet d'effectuer l'extrapolation de la série brute avant l'application des filtres X11 en plus de pouvoir offrir la possibilité de corriger la série avant le traitement pour divers effets. Dagum (1982) montre que l'utilisation de la stratégie d'extrapolation permet de réduire les révisions nécessaires en fin de séries lorsque les données sont mises à jour. L'intuition selon laquelle une bonne prévision fait en sorte que les poids asymétriques se rapprochent le plus possible de poids symétriques semble donc justifiée. Le modèle avec erreurs ARIMA(p,d,q)(P,D,Q), aussi appelé modèle regARIMA (US Census Bureau, chapitre 4), a la forme générale suivante pour une série Y_t et des régresseurs x_{it} :

$$\phi(L)\Phi(L^s)(1-L)^d(1-L^s)^D\left(Y_t - \sum_{i=1}^r x_{it}\beta_i\right) = \theta(L)\Theta(L^s)\epsilon_t. \quad (1.9)$$

Pour des données mensuelles, la saisonnalité correspond à des mouvements périodiques de $s = 12$ mois ou moins, L représente l'opérateur de retard, les expressions de la forme $a(L)$ sont des polynômes de retards en L , puis, d et D

représentent le nombre de différences de la série et des écarts saisonniers, respectivement. Les modèles sont choisis ici par minimisation du critère d'information d'Akaike, $AIC_T = -2\mathcal{L}(\mathbf{y}|\hat{\Theta}) + 2k$, où $\mathcal{L}(\mathbf{y}|\hat{\Theta})$ est la log-vraisemblance évaluée aux valeurs estimées du vecteur de paramètres $\hat{\Theta}$ pour le vecteur d'observation \mathbf{y} , k est le nombre de paramètres et T est la longueur de l'échantillon. Les résultats de cette procédure de sélection sont présentés dans le tableau B.1.

L'inclusion de régresseurs additionnels permet d'isoler plusieurs types d'effets, dont les effets de jours ouvrables (*trading day effects*), les observations aberrantes, les bris structurels, etc. Une liste exhaustive des régresseurs est disponible dans le manuel du programme X-13-ARIMA-SEATS (US Census Bureau, 2017). Dans le cadre de ce travail, l'intention étant de minimiser les ajustements appliqués, les régresseurs inclus sont minimaux. Dans tous les modèles, une constante est incluse, ainsi qu'une variable de contraste pour les jours ouvrables (pour chaque mois, les différences entre les nombres de lundis et de dimanches, de mardis et de lundis, etc.) pour la plupart des séries. L'inclusion de cette variable est contrôlée par la minimisation d'un critère modifié $AICCT = -2\mathcal{L}(\mathbf{y}|\hat{\Theta}) + 2k \left(1 - \frac{k+1}{T}\right)^{-1}$. L'inclusion des variables a été systématiquement privilégiée. Les séries d'emplois au total, ainsi que dans le secteur des services de la Saskatchewan, puis d'emplois au total en Alberta ont été ajustées avec une variable de jours ouvrables (la différence entre le nombre de jours de semaine et de fin de semaine pour chaque mois), ainsi qu'avec une variable indiquant la longueur des mois.

1.2.4 Évaluation de la désaisonnalisation

La qualité de la désaisonnalisation peut être évaluée à partir de la série ajustée. En principe, la série $A_t^{(2)}$ ne devrait plus contenir de mouvements saisonniers. Si 12 échantillons A_j sont formés à partir de la série ajustée en la divisant entre ses différents mois, l'absence de comportement périodique sur des fréquences annuelles implique que tous ces échantillons ont une même moyenne. Le test non paramétrique de Kruskal-Wallis (Kruskal et Wallis, 1952) offre la possibilité de tester cette hypothèse. S'il y a τ_j observations dans l'échantillon A_j et que chaque observation i se voit attribuer un rang R_{ij} selon sa position dans l'ordonnement des magnitudes de toutes les observations dans la série ajustée, alors la statistique de test est :

$$KW = \frac{12}{T(T+1)} \sum_{j=1}^{12} \tau_j \left(\frac{\sum_{i=1}^{\tau_j} R_{ij}}{\tau_j} \right)^2 - 3(T+1) \overset{approx.}{\sim} \chi^2(12-1). \quad (1.10)$$

$$T = \sum_{j=1}^{12} \tau_j$$

Sous l'hypothèse nulle, toutes les moyennes mensuelles sont égales et, sous l'alternative, les moyennes mensuelles sont différentes, ce qui suggère qu'un certain comportement saisonnier subsiste. Les résultats sont présentés pour les séries avant et après l'ajustement pour la saisonnalité dans le tableau 1.2. Les différents taux de croissance de l'emploi présentent des signes évidents de saisonnalités avant la désaisonnalisation, mais plus aucune série n'est caractérisée par un comportement saisonnier suite à l'application de la méthode X11.

Tableau 1.2: Tests de saisonnalité Kruskal-Wallis

	$\Delta \ln A_t^{(2)}$			$\Delta \ln Y_t$		
	KW	DL	Valeur p	KW	DL	Valeur p
Canada (T)	3,0494	11	0,9901	431,7969	11	0
Canada (B)	4,9891	11	0,9317	451,9053	11	0
Canada (S)	1,6952	11	0,9993	384,0472	11	0
Terre-Neuve (T)	3,1991	11	0,9878	405,7299	11	0
Terre-Neuve (B)	9,6117	11	0,5656	379,6131	11	0
Terre-Neuve (S)	1,5735	11	0,9995	352,1401	11	0
Île-du-Prince-Édouard (T)	4,9402	11	0,934	416,9112	11	0
Île-du-Prince-Édouard (B)	1,7962	11	0,9991	391,6494	11	0
Île-du-Prince-Édouard (S)	5,1752	11	0,9224	380,2781	11	0
Nouvelle-Écosse (T)	1,4409	11	0,9997	401,0837	11	0
Nouvelle-Écosse (B)	4,4312	11	0,9556	383,0846	11	0
Nouvelle-Écosse (S)	4,1798	11	0,9644	319,9411	11	0
Nouveau-Brunswick (T)	3,604	11	0,9801	409,3335	11	0
Nouveau-Brunswick (B)	5,3337	11	0,9139	410,7242	11	0
Nouveau-Brunswick (S)	2,6247	11	0,9948	325,5955	11	0
Québec (T)	2,8718	11	0,9923	414,1445	11	0
Québec (B)	2,8789	11	0,9922	427,6069	11	0
Québec (S)	2,1715	11	0,9978	329,4237	11	0
Ontario (T)	1,6382	11	0,9994	380,214	11	0
Ontario (B)	2,1654	11	0,9978	400,4599	11	0
Ontario (S)	1,8117	11	0,9991	334,954	11	0
Manitoba (T)	3,0493	11	0,9901	319,4382	11	0
Manitoba (B)	2,2928	11	0,9972	347,5218	11	0
Manitoba (S)	0,8527	11	1	216,7881	11	0
Saskatchewan (T)	4,0308	11	0,969	338,0781	11	0
Saskatchewan (B)	1,1913	11	0,9999	345,546	11	0
Saskatchewan (S)	1,789	11	0,9991	231,7604	11	0
Alberta (T)	3,0688	11	0,9898	310,1346	11	0
Alberta (B)	2,7142	11	0,994	312,641	11	0
Alberta (S)	3,4042	11	0,9842	220,3355	11	0
Colombie-Britannique (T)	3,5923	11	0,9804	326,711	11	0
Colombie-Britannique (B)	2,7196	11	0,9939	333,877	11	0
Colombie-Britannique (S)	4,4136	11	0,9562	216,5444	11	0

Notes : Δ est l'opérateur de différence première, DL correspond au nombre de degrés de liberté, KW est la statistique de test, $A_t^{(2)}$ est la série désaisonnalisée et Y_t est la série originale. T : total ; B : biens ; S : services.

Il est aussi possible d'évaluer la présence d'effets saisonniers résiduels et d'effet imputables aux variations des jours ouvrables durant l'année. Soukup et Findley (1999) étudient la procédure automatisée de détection d'effets imputables aux jours ouvrables. Cette procédure repose sur un critère d'appréciation visuel. Pour les fréquences correspondant aux cycles des jours ouvrages par mois dans le spectrum de la composante irrégulière finale I_t (ou, encore, les résidus du modèle regARIMA), l'amplitude est évaluée et comparée aux amplitudes des fréquences les plus près. Une différence suffisamment élevée suggère la présence d'un tel effet et, par conséquent, il est nécessaire de corriger la série avant de l'ajuster. Les auteurs suggèrent d'employer les résidus du modèle regARIMA et montrent que le critère de significativité visuelle permet un taux de détection relativement élevé (plus de 80 % des cas envisagés), en plus de limiter les erreurs de détection sous un seuil relativement bas (environ 5 %). L'estimateur employé exploite une représentation autorégressive d'une série pour obtenir l'amplitude associée à chaque fréquence de variation (US Census Bureau, 2017) :

$$\hat{s}(\omega) = 10 \log_{10} \left(\frac{\hat{\sigma}_k^2}{2\pi \left| 1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_j e^{i2\pi\omega} \right|^2} \right), 0 \leq \omega \leq 0,5 \quad (1.11)$$

ω correspond à une fréquence, k est le nombre de paramètres, les $\hat{\phi}_j$ sont les coefficients autorégressifs estimés, $i = \sqrt{-1}$ et $\hat{\sigma}_k^2$ est la variance estimée du terme d'erreur du modèle. Évidemment, cet estimateur s'applique aux différences premières puisque les séries ne sont pas stationnaires en niveau. La figure 1.6 présente l'estimation pour la série originale et la série ajustée pour le Canada, alors que le reste des spectres estimés se trouve à l'annexe B.

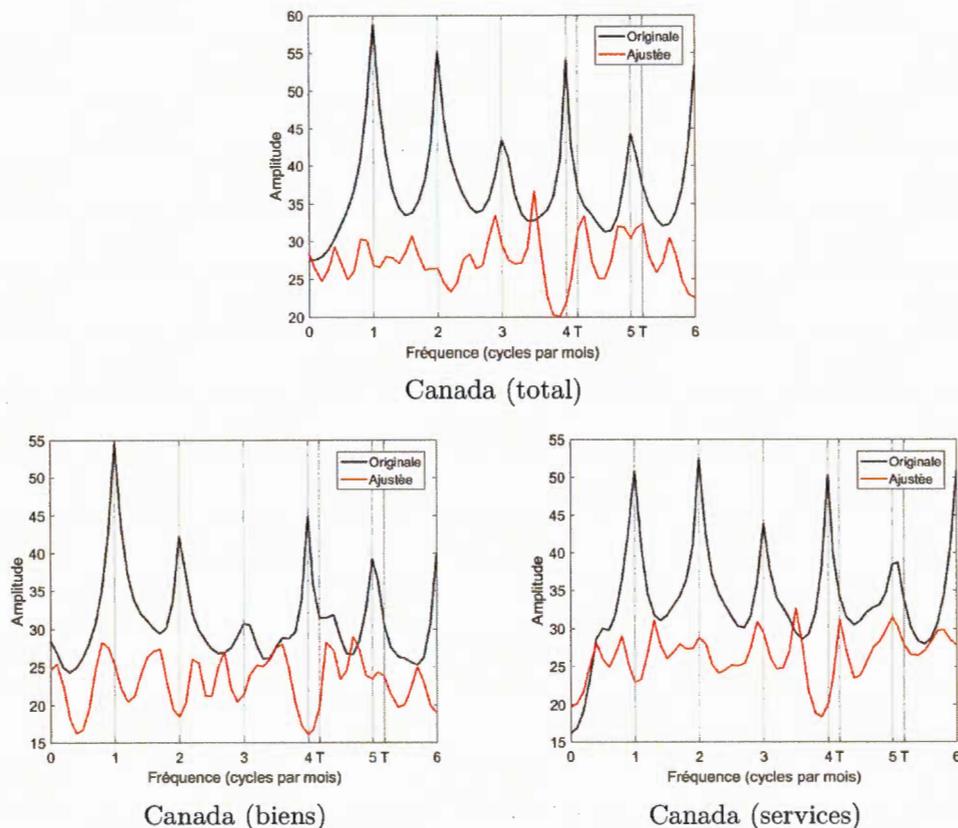


FIGURE 1.6: Effets des filtres pour le Canada

Notes : Spectres des séries en différence première. Les fréquences sont exprimées en douzièmes. T : fréquences liées aux jours ouvrables.

Les spectres estimés des séries originales présentent tous les traits typiques de la saisonnalité, soit des pics d'amplitudes aux douzièmes de cycle par mois. L'application de la méthode X11 semble avoir bien capturé les variations des séries imputables à ces fréquences. Il subsiste des variations associées à l'effet des jours ouvrables pour la série des services désaisonnalisée et des spécifications alternatives simples n'ont pas permis de corriger ce problème. Cela n'est cependant pas alarmant pour l'imputation des régimes puisqu'elle ne domine pas le spectre

comme le fait la saisonnalité pour les séries originales. Aussi, l'intention est de minimiser l'impact de la désaisonnalisation pour éviter de lisser les points de retournements. Les spectres rapportés à l'annexe A présentent des caractéristiques similaires. Les séries d'emplois total et du secteur des services pour l'Ontario, la Saskatchewan et l'Alberta, ainsi que d'emplois du secteur des biens pour le Manitoba et pour le Québec présentent des pics d'amplitudes aux fréquences pour les jours ouvrables suivant la spécification initiale. Les séries problématiques pour la Saskatchewan et la série du total des emplois en Alberta ont toutefois été corrigées en utilisant des variables de contrastes pour les jours de la semaine et une variable pour la longueur des mois (*cf.* section 1.2.3). Les autres séries problématiques ne semblent pas pouvoir être corrigées simplement. L'effet des filtres apparaît toutefois, dans l'ensemble, être acceptable : l'essentiel des régularités qui domine le comportement des séries originales a bel et bien été retiré et une bonne partie de la variabilité des séries semble conservée dans les séries ajustées.

La figure 1.7 présente les ajustements finaux, soient les séries désaisonnalisées contre les séries originales. Malgré l'application de filtres saisonniers exploitant des fenêtres d'estimation particulièrement longue, l'ajustement semble satisfaisant. Les séries dessinent des patrons qui apparaissent capter l'essentiel du mouvement, une fois la saisonnalité omise. Il est d'ailleurs possible d'y voir des récessions durant le début des années 1990, au début des années 2000 et la dernière crise financière en 2009. Des observations très similaires peuvent être faites vis-à-vis l'ajustement pour les autres séries étudiées, bien qu'elles ne sont pas reproduites.

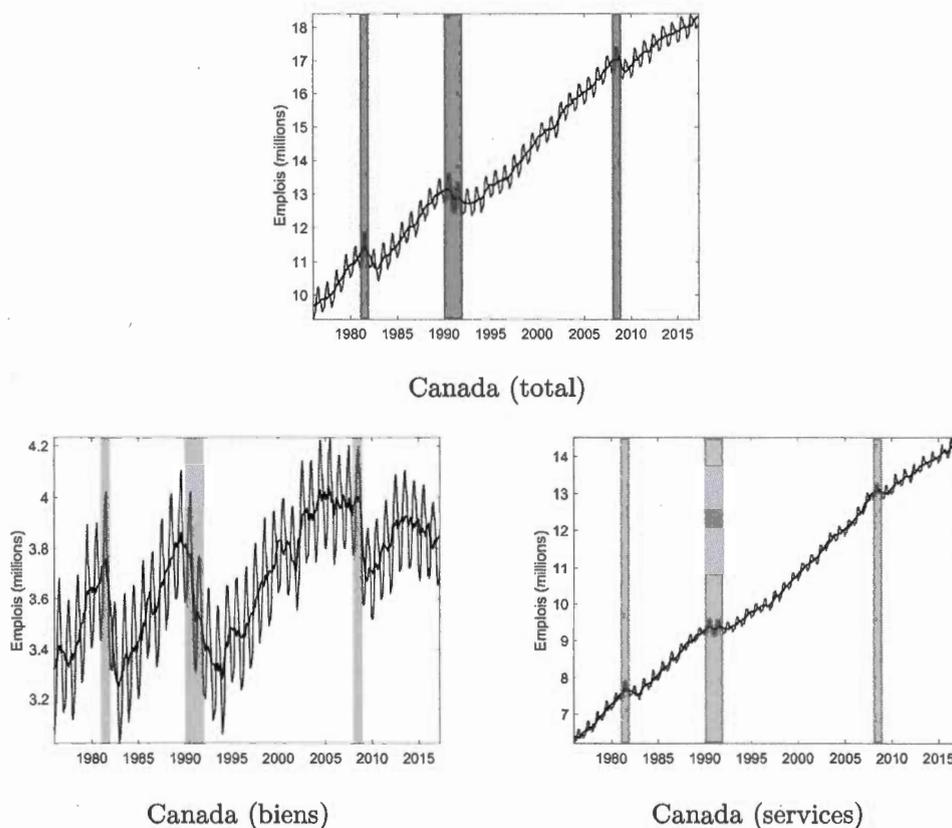


FIGURE 1.7: Séries désaisonnalisées et originales pour le Canada

1.3 Modèles univariés à changements de régime markoviens

L'utilisation de modèles univariés à changement de régime pour évaluer la synchronicité des cycles implicites dans différentes séries peut poser problème (par ex., Smith et Summers (2005) et Leiva-Leon (2017)). Comme cela a été mentionné antérieurement, sous l'hypothèse d'un cycle commun, la corrélation entre les séries de probabilités lissées (*smoothed probabilities*) serait un estimateur biaisé à la baisse du degré de synchronicité des cycles. Si une série est conçue comme le concours de facteurs cycliques partagés avec d'autres séries et de facteurs idiosyn-

crasiques, il est possible qu'en dehors du cadre d'un modèle explicitement formulé sous forme panel, l'extraction d'un même cycle soit polluée par la particularité de chaque série. Ceci peut rendre difficile de discriminer entre le cas extrême de l'existence d'un seul cycle pour plusieurs séries et l'existence de quelques cycles pour plusieurs séries. Par contre, si les séries sont exemptes d'un cycle partagé, cela devrait être évident suite à l'application d'un ensemble de modèles univariés.

La stratégie d'estimation retenue consiste à appliquer des modèles à changement de régime markoviens à différentes transformations réputées stationnaires (ou stationnaires autour d'un processus déterministe simple) des séries d'emplois désaisonnalisées comme premier traitement. Étant la procédure la plus répandue et la plus simple, elle constitue une base naturelle pour une éventuelle analyse de sensibilité. Les modèles multivariés (sous forme panel) prenant directement en compte le problème d'évaluation de la synchronicité des cycles au Canada font l'objet du chapitre 2.

1.3.1 Présentation du modèle

L'équation (1.12) capture le modèle univarié général. Les séries étudiées y_t sont des taux de croissance (mensuel, en glissement trimestriel et en glissement annuel) des séries d'emplois désaisonnalisées. Le processus déterministe employé inclut une variable dichotomique pour un bris à la date τ , $\mathbb{I}_{t \geq \tau}$, ainsi qu'une tendance linéaire de pente δ_1 . Dans certains cas, des modèles contraints imposant $\delta_i = 0, i = \{0, 1\}$ sont estimés. Finalement, il faut noter que le modèle ne prend pas en compte la possibilité que la variance des chocs macroéconomiques varie dans le temps tel que discuté dans le cas américain par Doornik (2013). Toutefois, son analyse portait

sur la production américaine et il se peut que l'incidence soit négligeable pour des séries d'emplois au Canada. Aussi, un survol visuel des séries désaisonnalisées et de nombreux résultats d'estimation n'ont pas donné lieu de penser que ceci soit un problème. Donc, voici la forme générale du modèle employé :

$$y_t = \alpha_{S_t} + \delta_0 \mathbb{I}_{t \geq \tau} + \delta_1 t + \sum_{i=1}^k \phi_i y_{t-i} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2).$$

$$\mathbb{I}_{t \geq \tau} = \begin{cases} 1 & \forall t \geq \tau \\ 0 & \forall t \leq \tau \end{cases} \quad (1.12)$$

La particularité du modèle (1.12) tient au comportement de α_{S_t} : sa valeur change selon le régime S_t dans lequel se trouve la série. L'évolution des régimes est gouvernée par une chaîne de Markov de premier ordre, dont les probabilités de transition sont contenues dans P à l'équation (1.13). Il faut noter que le choix des indices de régime $\{1, 2\}$ est arbitraire et sans incidence. L'hypothèse $\alpha_1 > \alpha_2$ permet d'associer le taux de croissance moyen le plus faible au régime de récession. La matrice des probabilités de transition est exprimée ci-bas :

$$Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{i,j}, \quad i, j = \{1, 2\}$$

$$\forall i, j \quad p_{i,j} + p_{j,j} = 1$$

$$P = \begin{bmatrix} p_{1,1} & p_{1,2} \\ p_{2,1} & p_{2,2} \end{bmatrix}. \quad (1.13)$$

L'équation 1.13 impose l'existence de deux régimes. Les séries de probabilités lissées résultantes décrivant l'évolution du cycle seraient alors associées à l'existence

d'un régime d'expansion et d'un régime de récession. Pour bien fixer les idées, l'hypothèse suivante est faite : $\delta_0 = \delta_1 = 0$. Dans ce cas, $\alpha_1 \neq \alpha_2$ implique des espérances de taux de croissance de l'emploi différents pour chaque régime : $E(y_t|S_t = 1) = \frac{\alpha_1}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i} \neq \frac{\alpha_2}{1 - \sum_{i=1}^k \phi_i} = E(y_t|S_t = 2)$. Par contre, puisque les paramètres autorégressifs ne dépendent pas du régime dans lequel se trouve la série, la structure des autocorrélations ne dépend pas non plus du régime.

L'estimation des différentes spécifications du modèle général 1.12 est effectuée par maximum de vraisemblance. Puisqu'il s'agit essentiellement d'un problème de regroupement flou (*soft clustering*) des différents points d'une série en ensembles de régimes, une procédure séquentielle est appliquée. À partir du vecteur de paramètres $\theta = (\alpha_1, \alpha_2, \delta_0, \delta_1, \phi_1, \dots, \phi_k)'$, il est possible d'assigner les observations aux différents régimes et, ayant les séries de probabilités, il est possible d'évaluer la vraisemblance pour la maximiser.

Hamilton (1994) propose un filtre permettant d'extraire les séries de probabilités lissées à partir des valeurs des paramètres et d'un vecteur de probabilité initiale. Ce filtre utilise un vecteur de densité conditionnelle $\eta_t = (f(y_t|s_t = 1, y_{t-1}, \theta, P), f(y_t|s_t = 2, y_{t-1}, \theta, P))'$ et un vecteur de probabilités estimées $\hat{\xi}_{t|t-j} = (Pr(s_t = 1|Y_{t-j}, \theta, P), Pr(s_t = 2|Y_{t-j}, \theta, P))'$, où $Y_t = (y_0, \dots, y_t)'$ est le vecteur d'observations et $f(\cdot)$ est une fonction densité gaussienne. Il suffit d'une valeur initiale pour $\hat{\xi}_{1|0}$ pour itérer entre les équations (1.14) et (1.15), où ι est un vecteur de uns aux dimensions appropriées. Les valeurs sur lesquelles est basé l'algorithme

d'Hamilton sont :

$$\hat{\xi}_{t|t} = \frac{\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t}{\iota'(\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)} \quad (1.14)$$

$$\hat{\xi}_{t+1|t} = P\hat{\xi}_{t|t}. \quad (1.15)$$

Hamilton (1994) propose quelques solutions pour choisir une valeur initiale. L'approche retenue par Perlin (2015) dans la rédaction du code utilisé dans le présent travail consiste à poser une solution naïve où les probabilités de se retrouver dans chaque régime sont toutes égales, soit ici $\hat{\xi}_{1|0} = 1/2$. Ensuite, il suffit d'évaluer la vraisemblance, de choisir de nouvelles valeurs pour le vecteur de paramètres et pour les probabilités de transition et de recommencer la séquence d'opération jusqu'à l'atteinte d'un critère de convergence numérique. À cet égard, Hamilton (1994) fait remarquer que le logarithme de la vraisemblance est facile à obtenir à partir de son filtre :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(Y_t|\theta, P) &= \sum_{t=1}^T \ln\left(\sum_{j=1}^2 f(y_t|s_t = j, y_{t-1}, \theta) Pr(S_t = j|Y_{t-1}, \theta, P)\right) \\ &\leftrightarrow \mathcal{L}(Y_t|\theta, P) = \sum_{t=1}^T \ln(\iota'(\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)) \end{aligned} \quad (1.16)$$

Finalement, les critères d'informations AIC sont utilisés pour discriminer entre différentes spécifications du modèle général. Les choix sont explicités dans le tableau C.4 et, en guise de comparaison, les choix effectués à l'aide du critère BIC sont présentés au tableau C.5. Les estimations et les choix sont effectués pour trois types de processus déterministes : sans bris ni tendance ; avec bris, mais sans tendance ; et, avec bris et tendance.

1.3.2 Choix des dates de bris structurels

Des tests de bris structurel de type Quandt-Andrews sur l'espérance non conditionnelle des différentes transformations supposées stationnaires des séries d'emplois désaisonnalisées permettent d'identifier des dates τ potentiellement pertinentes pour la construction de variable de bris à des dates prédéterminées. Les tests appliquent de façon itérative un test de type Chow sur un sous-échantillon tronqué de $\pi_1 = \pi_2 = 15\%$ aux extrémités à partir du modèle présenté à l'équation (1.17).

$$y_t = \alpha + \delta \mathbb{I}_{t \geq \tau} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim BBF(0, \sigma^2) \quad (1.17)$$

La statistique de test utilise la valeur maximale estimée pour une séquence de ratio de vraisemblance, tel qu'indiqué à l'équation 1.18, où $\hat{\epsilon}_{t,nc}$ correspond aux résidus du modèle non contraint, $\hat{\epsilon}_{t,c}$, à ceux du modèle contraint et $[.]$ est la partie entière. Par hypothèse, ϵ_t suit un processus de bruit blanc faible, bien qu'il y a fort à parier qu'une dynamique résiduelle persiste dans les données suite à l'application d'un modèle aussi simple, ce qui implique que des paramètres de nuisances subsistent dans la loi asymptotique de la statistique de test. Comme pour les tests de racines unitaires, ceci implique que la taille est faussée : les valeurs p sont trop défavorables à l'hypothèse nulle. Toutefois, le but de ces tests est ici d'identifier des dates plausibles de bris pour les inclure dans la modélisation du cycle et non de tester pour la présence de bris. La significativité des statistiques

de tests est alors rapportée seulement à titre indicatif.

$$\begin{aligned}
 H_0 : \forall \tau \in A = ([\pi_1 T], [\pi_2 T]) \quad \delta = 0 \\
 H_1 : \exists \tau \in A \quad \delta \neq 0 \\
 \max_{\tau \in A} F(\tau) = \frac{\left(\sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{t,c}(\tau)^2 - \sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{t,nc}^2 \right)}{\sum_{t=1}^T \hat{\epsilon}_{t,nc}^2 / (T + 2)}. \quad (1.18)
 \end{aligned}$$

Les résultats de tests de bris Quandt-Andrews sont présentés à l'annexe C. Pour les taux de croissance mensuels, seulement 5 séries présentent des bris significatifs, alors que respectivement 18 et 31 en présentent pour les taux de croissance en glissement trimestriel et annuel. Il se peut que la différence entre les taux mensuels et trimestriels tienne à la plus grande volatilité des premiers, alors qu'une inspection visuelle des taux annuels suggère que l'omission d'une tendance linéaire puisse expliquer la significativité très importante des bris.

1.3.3 Problèmes

Le modèle général présenté à l'équation 1.12 est linéaire par segment et permet d'approximer le caractère non linéaire des données en introduisant des changements entre ce qui peut être entendu comme un ensemble de modèles simples. L'intérêt de ce type de modèle dans l'analyse du comportement cyclique est *a priori* de capter les alternances entre les périodes de basse et de haute activité économique, mais rien ne garantit que les variations cycliques constituent un aspect suffisamment saillant pour qu'elles soient relevées par la procédure d'estimation. Par exemple, rien n'empêche que la vraisemblance soit maximisée par l'identification d'un bris structurel qui n'aurait pas été inclus dans le modèle. Cela implique qu'une des entrées hors diagonale de la matrice de transition est nulle, de sorte que

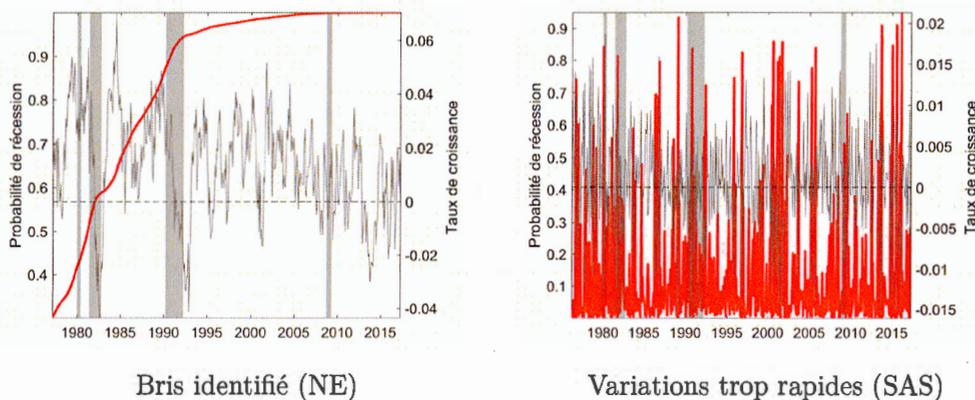


FIGURE 1.8: Exemples de problèmes d'estimation

Notes : Les modèles ont été estimés sans bris ni tendance. Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). NE : Taux de croissance en glissement annuel, secteur des services de la Nouvelle-Écosse ; SAS : Taux de croissance mensuel, emploi total de la Saskatchewan.

le passage de l'état initial à l'état final soit irréversible. Il se peut aussi qu'il y ait beaucoup de bruits dans une série et que sa volatilité porte le modèle à appliquer un nombre élevé de changements de régime lors de l'estimation des paramètres. La figure 1.8 présente un exemple des problèmes susmentionnés. Un bris est identifié en début de série pour la Nouvelle-Écosse, alors que les probabilités lissées obtenues pour la Saskatchewan sont beaucoup trop volatiles.

L'interprétation des probabilités lissées obtenues comme des probabilités de récession doit essentiellement être faite *a posteriori*, après un constat visuel. À cet effet, le tableau C.6 présente une analyse visuelle des résultats pour les différentes spécifications du modèle général avec le choix des retards de la composante auto-régressive effectué selon le critère AIC. Aucune combinaison de choix ne parvient à produire des probabilités de récession pour toutes les séries, bien que les ré-

sultats pour certaines séries semblent extrêmement robustes aux changements de spécifications (par ex., les séries d'emplois au total pour le Canada, l'Ontario et la Colombie-Britannique). Aussi, les différentes spécifications du modèle général semblent mieux fonctionner sur des taux de croissance en glissement trimestriel. C'est pourquoi la présentation sommaire des résultats n'utilise que les séries de probabilités lissées associées à des taux de croissance en glissement trimestriel et que seules les séries de probabilités lissées qui peuvent être interprétées comme des probabilités de récession sont employées.

1.4 Résultats

La figure 1.9 présente les probabilités de récessions à travers le temps au Canada telles qu'estimées par la spécification la plus complète du modèle sur des séries de taux de croissance en glissement trimestriel. Les périodes de récession identifiées sont clairement visibles sur les séries employées. C'est probablement pourquoi les résultats sont robustes pour ces séries : les probabilités lissées sont très similaires pour les autres taux de croissance, ainsi que pour les spécifications contraintes (sans bris ni tendance et avec bris, mais sans tendance). Aussi, les cycles identifiés semblent recouper assez bien les périodes qualifiées de récessions par l'Institut CD Howe (2012, 2016), exception faite de l'omission de la récession du début des années 1980. Une analyse de l'ensemble des graphiques montre d'ailleurs que cette période n'apparaît pas ressortir suffisamment des données d'emplois ni pour le Canada dans son ensemble, ni pour des provinces ou des secteurs particuliers.

Les cycles des deux secteurs d'activités sont aussi légèrement différents. Les événements en bourse d'octobre 1987 sont probablement liés à la baisse marquée de

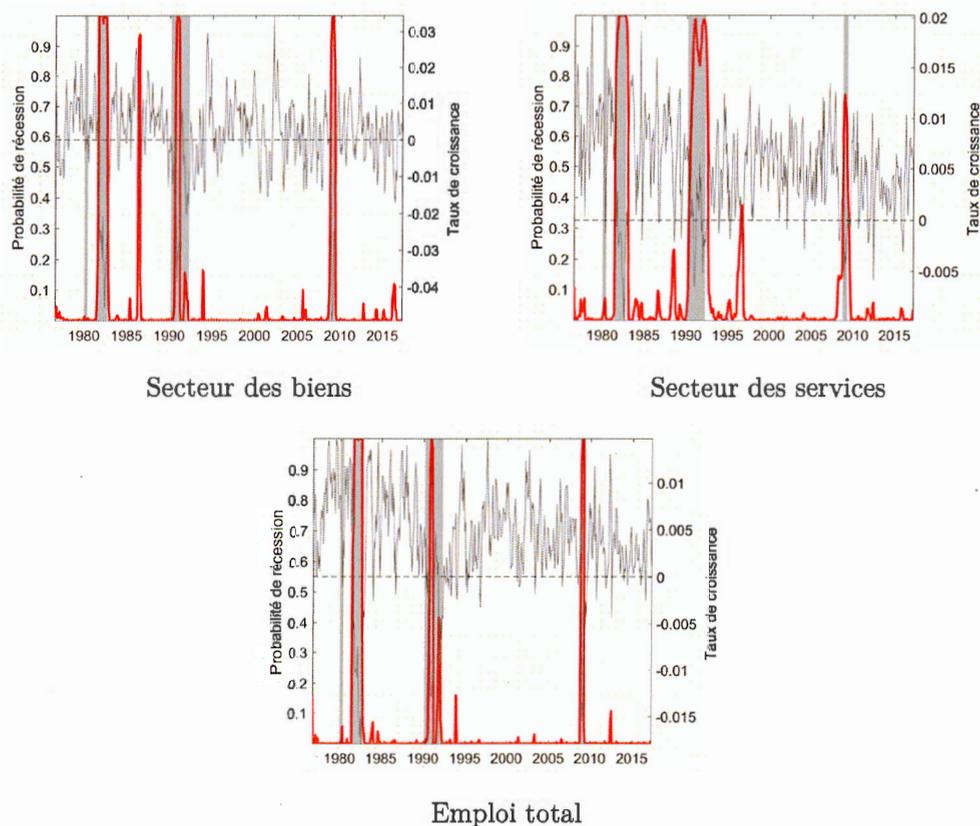


FIGURE 1.9: Probabilités de récessions au Canada

Notes : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Les séries employées sont les taux de croissance en glissement trimestriel. Les modèles inclus à la fois tendance et bris structurel.

l'emploi captée comme une récession très courte pour le secteur des biens, mais rien n'indique un impact sur l'activité dans le secteur des services. Finalement, l'autre différence tient au fait que la récession du début des années 1990 inclut une hausse rapide, mais temporaire de l'emploi dans le secteur des biens, mais pas dans le secteur des services.

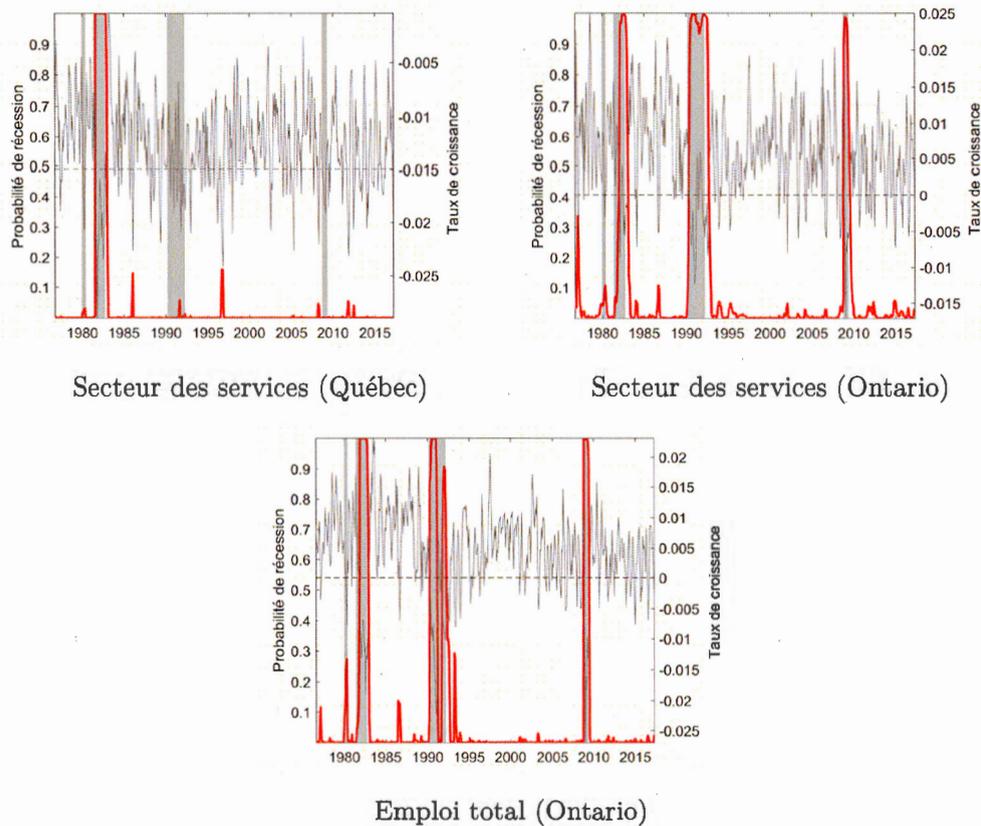


FIGURE 1.10: Probabilités de récessions au Québec et en Ontario

Notes : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Les séries employées sont les taux de croissance en glissement trimestriel. Les modèles inclus à la fois tendance et bris structurel.

La figure 1.10 présente une comparaison des cycles en Ontario et au Québec pour les combinaisons de choix fonctionnels. Il semble qu'il y ait des difficultés à capter le comportement cyclique de l'emploi du secteur des services au Québec, probablement à cause que la série est fortement dominée par la seule récession identifiée. Elle correspond toutefois à la période identifiée par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Cette période est partagée avec l'Ontario, bien que l'amplitude de la variation ait été beaucoup plus marquée au Québec. La figure révèle aussi la proximité des cycles canadiens et ontariens, tant au niveau du secteur des services qu'au niveau des séries d'emploi total.

Évidemment, la quantité des résultats rend leur reproduction prohibitive en plus de complexifier grandement l'analyse comparative des cycles. L'approche retenue consiste à comparer les séries de probabilités lissées deux à deux, puis de produire un sommaire visuel des comparaisons. Une matrice de dissimilarité est constituée sur la base d'une corrélation croisée entre les séries, les décalages étant choisis de sorte à maximiser la valeur absolue de la corrélation entre la série décalée et les probabilités de récession estimées pour l'emploi total au Canada. Essentiellement, la dissimilarité est la fraction complémentaire de cette corrélation croisée, si on conserve le signe de la corrélation estimée.

Pour les deux spécifications contraintes, il y a 17 séries pour lesquelles les probabilités lissées ont du sens contre 20 pour la spécification contenant à la fois bris et tendance. Il y a donc 17 ou 20 dimensions de comparaisons pour chaque série contenues dans ces matrices de dissimilarités. Ces dimensions sont réduites

à seulement deux afin d'obtenir des coordonnées cartésiennes. La réduction vise à conserver autant que possible la mesure de distance entre les séries. La mesure de distance employée est obtenue à partir de la métrique euclidienne et l'approximation en minimisant une fonction de perte quadratique. Pour les détails, le lecteur est invité à consulter Camacho et Perez-Quiros (2006) d'où l'idée de résumer l'information sous ce format est tirée.

La figure 1.11 présente un sommaire graphique de l'estimation des cycles. Essentiellement, plus les points sont rapprochés, plus les cycles sont similaires. Il faut aussi noter d'abord que les décalages temporels ont été sélectionnés pour le rapprochement par rapport au cycle canadien, non pour ceux entre les cycles sectoriels provinciaux et, qu'ensuite, la mesure de dissimilarité est biaisée à la hausse pour les séries dont les cycles sont les plus liées à cause de l'utilisation des corrélations. Dans les deux cas, il est donc possible que les différences entre les cycles soient exagérées.

Dans tous les cas, les probabilités de récessions canadiennes estimées pour l'emploi total sont plus près des estimations liées au secteur des biens qu'au secteur des services. La proximité du comportement cyclique de l'emploi total et de l'emploi dans le secteur des biens est aussi visible pour la Colombie-Britannique et le Manitoba. Quelques séries semblent généralement à l'écart des autres, comme l'emploi du secteur des biens en Alberta, l'emploi total en Alberta dans la spécification la plus complète, ainsi que pour le secteur des services et l'emploi total en Saskatchewan, respectivement pour la spécification la plus complète et pour

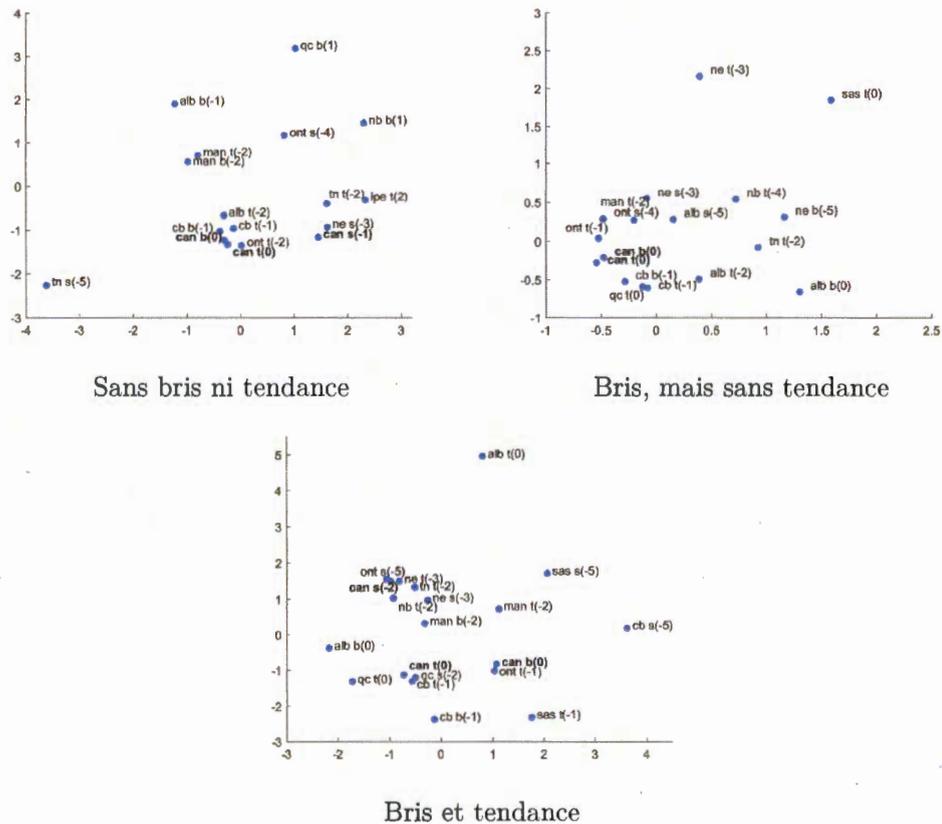


FIGURE 1.11: Comparaison des cycles estimés

Notes : Les valeurs négatives correspondent à une avance sur le cycle canadien estimé de l'emploi total. Les modèles sont estimés pour les taux de croissance en glissement trimestriels. (T) : emploi total; (B) : secteur des biens; (S) : secteur des services.

l'inclusion d'une variable bris. Il apparaît aussi que, pour les séries présentes, les cycles sectoriels et totaux des Maritimes se ressemblent dans le cas de la spécification la plus complète.

Du point de vue de la synchronisation, très peu de cycles estimés semblent en retard sur le cycle canadien. La plupart des secteurs et des provinces répondent de façon à peu près contemporaine (moins de deux mois d'avance). Il y a toutefois quelques séries qui devancent manifestement le cycle canadien (trois mois ou plus) : le secteur des services de Terre-Neuve, de la Nouvelle-Écosse et de l'Ontario, pour le modèle de base, par exemple. Il faut noter que la plupart de ces séries représentent les secteurs des services provinciaux et que ces résultats sont robustes à travers les différentes spécifications du modèle général. Aussi, plusieurs de ces séries présentent des cycles estimés qui sont relativement éloignés du cycle canadien.

Au vu des distinctions établies entre les cycles sectoriels quant à leur rapprochement au cycle canadien et à leur synchronisation, il est difficile de maintenir l'existence d'un cycle économique proprement canadien. Aussi, même s'il se peut que certaines différences soient exagérées, la dispersion des cycles est loin d'être uniforme, ce qui corrobore l'affirmation précédente.

1.5 Comparaison avec les données désaisonnalisées par Statistique Canada

La figure 1.12 permet de comparer les probabilités de récessions estimées par les modèles univariés estimés sur les données désaisonnalisées par Statistique Canada

et sur les données minimalement désaisonnalisées. Tout d'abord, il convient de noter que considérablement moins de séries de probabilités estimées peuvent être interprétées comme des probabilités de récessions lorsque les modèles sont estimés sur les données désaisonnalisées par Statistique Canada. Le lissage additionnel efface donc parfois une partie du comportement cyclique des données, tel qu'anticipé.

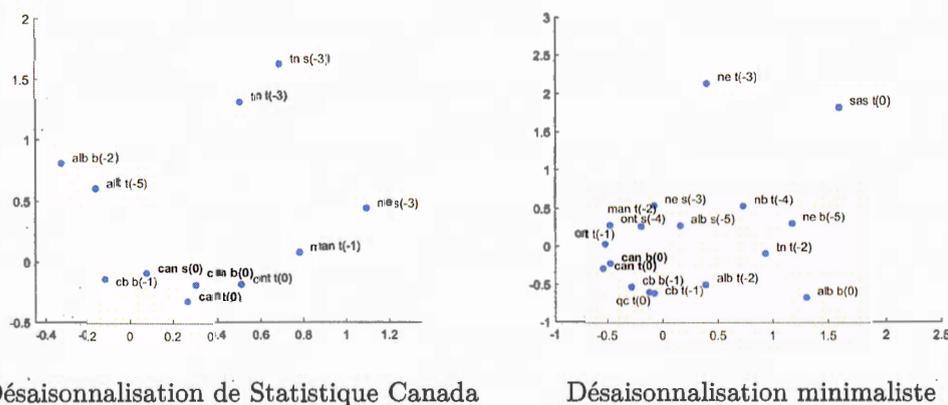


FIGURE 1.12: Comparaison des cycles estimés

Notes : Les valeurs négatives correspondent à une avance sur le cycle canadien estimé de l'emploi total. Les modèles sont estimés pour les taux de croissance en glissement trimestriels avec bris, mais sans tendance. (T) : emploi total; (B) : secteur des biens; (S) : secteur des services.

Malgré cela, une image similaire se dégage de cette analyse. Le cycle ontarien est encore près du cycle canadien et les estimations suggèrent que ces cycles soient contemporains. Aussi, les cycles estimés pour les Prairies et les Maritimes apparaissent plus différents des cycles canadiens et ontariens dans les deux cas. En particulier, les secteurs albertains semblent devancer le cycle canadien de quelques mois en plus d'être particulièrement éloignés.

La figure 1.13 présente les probabilités de récession estimées pour l'emploi total au Québec selon les deux méthodes de désaisonnalisation. Le signal de récession apparaît plus clairement pour les données désaisonnalisées par Statistique Canada. Un des problèmes potentiels pour le modèle est en fait la profondeur relative de la récession du début des années 1980 par rapport aux périodes subséquentes de baisse d'activité. Cette récession est relativement moins profonde pour les données plus lissées. Toutefois, il y a un étirement autour de cette période qui accompagne le lissage additionnel, ce qui peut expliquer la période allongée où le modèle impute une récession avec une probabilité élevée.

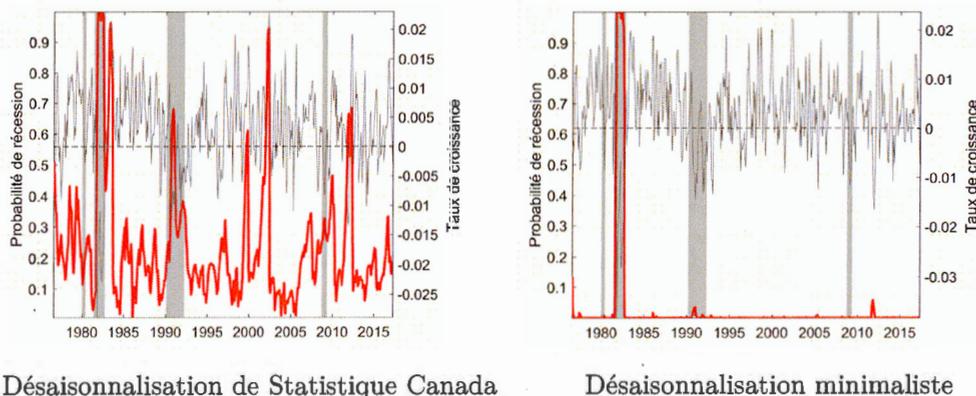


FIGURE 1.13: Comparaison des cycles estimés pour l'emploi total au Québec

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Les modèles sont estimés pour les taux de croissance en glissement trimestriel avec bris, mais sans tendance.

Les probabilités de récession estimées pour l'emploi du secteur des biens au Canada sont comparées à la figure 1.14. Il convient de noter que les modèles appliqués aux données désaisonnalisées par Statistique Canada pour le Canada et le Québec

captent tous deux des signaux de récession autour de 2002, contrairement à leur application à des données minimalement corrigées. Aussi, des points similaires à ceux soulevés précédemment pour le Québec s'appliquent pour le cycle imputé par le modèle au secteur des biens au Canada. Entre autres choses, les périodes de récession identifiées apparaissent dépasser les périodes identifiées par l'Institut CD Howe (2012).

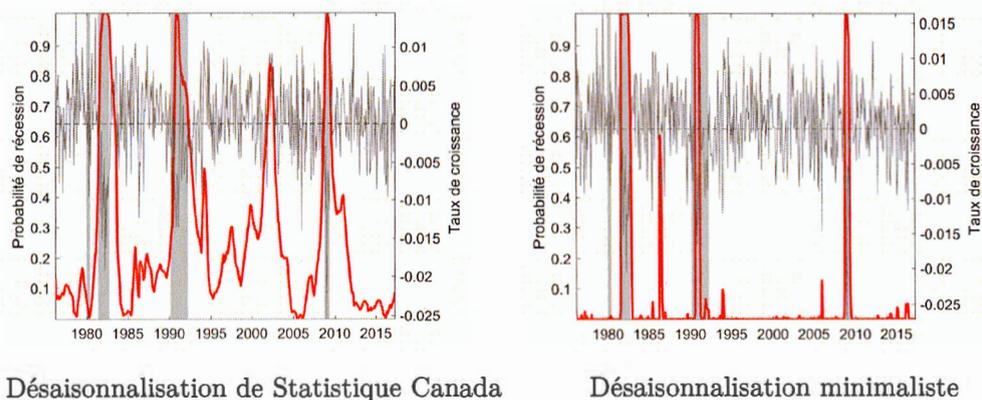


FIGURE 1.14: Comparaison des cycles estimés pour l'emploi du secteur des biens au Canada

Ncte : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Les modèles sont estimés pour les taux de croissance mensuels avec bris et tendance linéaire.

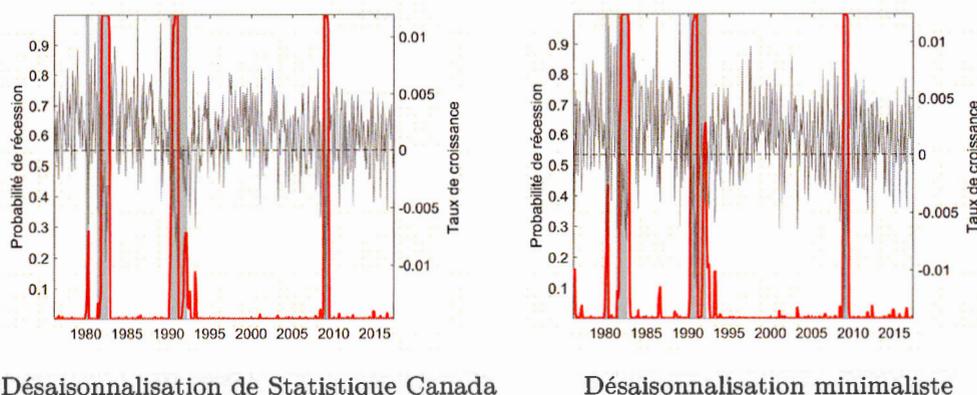


FIGURE 1.15: Comparaison des cycles estimés pour l'emploi total en Ontario

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Les modèles sont estimés pour les taux de croissance mensuels avec bris, mais sans tendance.

Un exemple où l'effet du lissage additionnel semble très limité est présenté à la figure 1.15. Les signaux de récession sont peut-être beaucoup plus clairs pour l'emploi total en Ontario que pour le secteur des biens au Canada ou l'emploi total au Québec. Il est aussi possible que le problème de lien entre cycle et saisonnalité soit moins important dans ce cas-ci. Dans tous les cas, les modèles identifient très clairement les mêmes périodes que l'Institut CD Howe (2012).

Sommairement, l'effet sur les probabilités de récession estimées par des modèles à changements de régime markoviens d'appliquer un lissage plus ou moins important aux données brutes lors d'un traitement préalable de la saisonnalité varie d'une série à l'autre. Il semble dans le cas présent qu'un lissage plus important amenuise toutefois les signaux de récessions étant donné que moins de séries ont pu être rapportées comme des probabilités de récession. Il produit aussi parfois

des étirements des périodes identifiées par des probabilités élevées de récessions, tel qu'anticipé dans la section sur la saisonnalité des données d'emplois. Le lissage additionnel par rapport à l'approche minimaliste avancée à la section 1.2 explique peut-être la quantité moins importante de séries estimées qui peuvent être lues comme des séries de probabilités de récession. Les points de retournements sont parfois effacés ou leur saillance grandement diminuée, ce qui rend difficile l'extraction d'un signal de changement de régime par le modèle.

CHAPITRE II

MODÈLES MULTIVARIÉS DU CYCLE

Quelques problèmes d'applications des modèles univariés encourus au précédent chapitre mènent à considérer l'utilisation de modèles incorporant plus d'information. Si des secteurs particuliers recourent des chocs idiosyncratiques et des chocs communs, les signaux de récessions peuvent devenir difficiles à extraire. Par ailleurs, si plusieurs secteurs ou régions partagent les mêmes cycles économiques, une façon de contourner le problème est de modéliser leur cycle conjointement afin de mitiger l'effet de leur comportement individuel.

La méthodologie proposée ici tente d'exploiter la présence d'un grand nombre de séries macroéconomiques mensuelles permettant de caractériser l'économie canadienne. Par contre, la disponibilité des variables impose certaines limites. Les variables retenues recourent, dans la mesure de leur disponibilité, les dimensions de la production, de l'emploi, de l'immobilier et des commandes manufacturières. Des indices de prix auraient pu être ajoutés, mais les rigidités nominales risquent de brouiller le signal. Par ailleurs, l'analyse considérée inclut déjà plus de 150 séries. La disponibilité des données sectorielles de plusieurs types impose la consi-

dération d'une agrégation. Les cycles estimés portent sur des régions, plutôt que des secteurs régionaux. Les regroupements choisis sont toutefois conséquents des similitudes relevées précédemment. Les provinces atlantiques et les Prairies sont respectivement agrégées. Finalement, les modèles à changements de régime markoviens étant plutôt lourdement paramétrés, les modèles autorégressifs vectoriels à changements de régime markoviens (MS-VAR) sont évités à la faveur de modèles à facteurs.

2.1 Construction de la base de données

La base de données employée dans ce chapitre pour la construction des facteurs latents à partir desquels sont estimées des séries de probabilités de récession par des modèles à changements de régime markoviens est détaillée dans cette section. Les régions couvertes sont le Canada, avec des séries agrégées seulement, les provinces atlantiques, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique. Les provinces atlantiques rassemblent Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Edouard, la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick, alors que les Prairies incluent le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta.

Les tableaux 2.1 à 2.6 explicitent toutes les séries employées pour chacune des régions. Pour fin de référence dans le code, la position des vecteurs dans les bases de données canadienne et régionales est indiquée en première colonne. Aussi, pour fin de réplcation, tous les tableaux CANSIM tels que téléchargés originalement ont été sauvegardés. Dans tous les tableaux, les codes indiqués sous les titres de vecteurs correspondent aux codes CANSIM des séries dans les tableaux.

Certaines séries sont construites en combinant des séries similaires provenant de tableaux CANSIM archivés et de nouveaux tableaux afin de couvrir une période suffisamment longue. Dans tous les cas, la combinaison a été effectuée en imposant une colinéarité parfaite des séries, soit en corrigeant le niveau de l'ancienne série par un ratio des deux séries à un point dans le temps. Le choix a été fait d'établir le lien le plus loin possible dans le temps, soit le mois de chevauchement des séries le plus éloigné afin de conserver les nouvelles séries sans modifications superflues.

Les données brutes sont désaisonnalisées, sauf indication contraire, et les transformations pour les rendre stationnaires sont explicitées dans les tableaux 2.1 à 2.6. Les données de production proviennent des tableaux CANSIM 379 0027 et 379 0031, sauf les séries sur le pétrole raffiné qui proviennent du tableau 134 0004. Les séries d'emplois proviennent du tableau 282 0088. Les séries de taux de chômage sont extraites du tableau 282 0087 et les indices de salaires, de 327 0045. Les heures travaillées et les durées de chômage se trouvent dans les tableaux 282 0047 et 282 0092, respectivement. Les tableaux 027 0021 et 027 0051 contiennent les mises en chantiers et les permis de bâtir se trouvent dans 026 0006. Les séries de commandes manufacturières canadiennes sortent de 304 0001 et 304 0014, alors que leurs équivalents provinciaux sont tirés de 304 0002 et 304 0015. Les données pour l'analyse multivariée commencent en janvier 1981, étant donné que beaucoup de séries commencent à cette date.

Tableau 2.1: Séries canadiennes pour les modèles à facteurs

No	Description	Région	Vecteur (1)	Vecteur (2)	Date	Codes
1	PIB total	CAN	v41881478	v65201483	1997M1	5
2	PIB affaires	CAN	v41881479	v65201486	1997M1	5
3	PIB hors affaires	CAN	v41881482	v65201489	1997M1	5
4	PIB biens	CAN	v41881485	v65201484	1997M1	5
5	PIB services	CAN	v41881486	v65201485	1997M1	5
6	PIB production industrielle	CAN	v41881487	v65201492	1997M1	5
7	PIB biens non-durable	CAN	v41881488	v65201493	1997M1	5
8	PIB biens durable	CAN	v41881489	v65201494	1997M1	5
9	PIB mines, pétrol et gaz	CAN	v41881501	v65201509	1997M1	5
10	PIB construction	CAN	v41881523	v65201531	1997M1	5
11	PIB ventes (gros)	CAN	v41881688	v65201641	1997M1	5
12	PIB ventes (détail)	CAN	v41881689	v65201631	1997M1	5
13	PIB administrations publiques	CAN	v41881775	v65201749	1997M1	5
14	PIB finance et assurance	CAN	v41881725	v65201680	1997M1	5
15	Production pétrol raffiné	CAN	v24722			5
16	Emplois total	CAN	v2057603			5
17	Emplois services	CAN	v2057610			5
18	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	CAN	v2057606			5
19	Emplois construction	CAN	v2057608			5
20	Emplois ventes (gros et détail)	CAN	v2057611			5
21	Emplois finance, assurance et immobilier	CAN	v2057613			5
22	Emplois à temps partiel	CAN	v2062813			5
23	Emplois manufactures	CAN	v2057609			5
24	Taux de chômage	CAN	v2062815			2
25	Indice des salaires des syndiqués de la construction	CAN	v52012923			5
26	Durée du chômage (1-4 semaines)	CAN	v3433878			5*
27	Durée du chômage (5-13 semaines)	CAN	v3433879			5*
28	Durée du chômage (14-24 semaines)	CAN	v3433880			5*
29	Durée du chômage (27+ semaines)	CAN	v3433882			5*
30	Durée moyenne du chômage	CAN	v3433887			5*
31	Heures travaillées (tous)	CAN	v4391505			5
32	Heures travaillées (biens)	CAN	v4391507			5
33	Mises en chantiers (unités)	CAN	v730413	v52299896	1990M1	4
34	Permis de bâtir (tous)	CAN	v42061			4
35	Permis de bâtir (industries)	CAN	v42064			4
36	Permis de bâtir (commerces)	CAN	v42065			4
37	Nouvelles commandes manufacturières (tous)	CAN	v723019	v800913	1992M1	5
38	Commandes manufacturières non remplies (tous)	CAN	v723313	v803189	1992M1	5
39	Inventaires des manufactures (tous)	CAN	v724933	v803227	1992M1	5
40	Ratio des inventaires et des envois (tous)	CAN	v725059	v803313	1992M1	1
41	Ratio des inventaires et des envois (non-durables)	CAN	v725060	v803314	1992M1	1
42	Nouvelles commandes manufacturières (durables)	CAN	v723034	v800926	1992M1	5
43	Commandes manufacturières non remplies (durables)	CAN	v723328	v803202	1992M1	5
44	Inventaires des manufactures (durables)	CAN	v724948	v803240	1992M1	5
45	Ratio des inventaires et des envois (durables)	CAN	v725074	v803326	1992M1	1

Notes : Codes de transformation : (1) niveau; (2) différence première; (4) logarithmes; (5) différence première du logarithme; (5*) moyenne mobile (72 mois) de la différence première du logarithme.

Tableau 2.2: Séries atlantiques pour les modèles à facteurs

No	Description	Région	Vecteur (1)	Vecteur (2)	Date	Codes
1	Indice des salaires des syndiqués de la construction	ATL	v52012924			5
2	Mises en chantiers (unités)	ATL	v730401	v52299902	1990M1	4
3	Permis de bâtir (tous)	ATL	v42100			4
4	Permis de bâtir (industries)	ATL	v42103			4
5	Permis de bâtir (commerces)	ATL	v42104			4
6	Emplois total	TN	v2057622			5
7	Emplois services	TN	v2057629			5
8	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	TN	v2057625			5
9	Emplois construction	TN	v2057627			5
10	Emplois ventes (gros et détail)	TN	v2057630			5
11	Emplois finance, assurance et immobilier	TN	v2057632			5
12	Emplois total	IPE	v2057641			5
13	Emplois services	IPE	v2057648			5
14	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	IPE	v2057644			5
15	Emplois construction	IPE	v2057646			5
16	Emplois ventes (gros et détail)	IPE	v2057649			5
17	Emplois finance, assurance et immobilier	IPE	v2057651			5
18	Emplois total	NE	v2057660			5
19	Emplois services	NE	v2057667			5
20	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	NE	v2057663			5
21	Emplois construction	NE	v2057665			5
22	Emplois ventes (gros et détail)	NE	v2057668			5
23	Emplois finance, assurance et immobilier	NE	v2057670			5
24	Emplois total	NB	v2057679			5
25	Emplois services	NB	v2057686			5
26	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	NB	v2057682			5
27	Emplois construction	NB	v2057684			5
28	Emplois ventes (gros et détail)	NB	v2057687			5
29	Emplois finance, assurance et immobilier	NB	v2057689			5
30	Durée moyenne du chômage	TN	v3434211			5*
31	Durée moyenne du chômage	IPE	v3434535			5*
32	Durée moyenne du chômage	NE	v3434859			5*
33	Durée moyenne du chômage	NB	v3435183			5*
34	Taux de chômage	TN	v2063004			2
35	Taux de chômage	IPE	v2063193			2
36	Taux de chômage	NE	v2063382			2
37	Taux de chômage	NB	v2063571			2
38	Commandes manufacturières (tous)	TN	v727515	v803786	1992M1	5
39	Commandes manufacturières (durables)	TN	v727527	v803799	1992M1	5
40	Commandes manufacturières (tous)	IPE	v727539	v804246	1992M1	5
41	Commandes manufacturières (durables)	IPE	v727551	v804259	1992M1	5
42	Commandes manufacturières (tous)	NE	v727563	v804706	1992M1	5
43	Commandes manufacturières (durables)	NE	v727577	v804719	1992M1	5
44	Commandes manufacturières (tous)	NB	v727591	v805166	1992M1	5
45	Commandes manufacturières (durables)	NB	v727605	v805179	1992M1	5

Notes : Codes de transformation : (1) niveau ; (2) différence première ; (4) logarithmes ; (5) différence première du logarithme ; (5*) moyenne mobile (72 mois) de la différence première du logarithme.

Tableau 2.3: Séries québécoises pour les modèles à facteurs

No	Description	Région	Vecteur (1)	Vecteur (2)	Date	Codes
1	Indice des salaires des syndiqués de la construction	QC	v52012928			5
2	Mises en chantiers (unités)	QC	v730406	v52299932	1990M1	4
3	Permis de bâtir (tous)	QC	v42163			4
4	Permis de bâtir (industries)	QC	v42166			4
5	Permis de bâtir (commerces)	QC	v42167			4
6	Production pétrol raffiné (QC)	QC	v24793			5
7	Emplois total	QC	v2057698			5
8	Emplois services	QC	v2057705			5
9	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	QC	v2057701			5
10	Emplois construction	QC	v2057703			5
11	Emplois ventes (gros et détail)	QC	v2057706			5
12	Emplois finance, assurance et immobilier	QC	v2057708			5
13	Taux de chômage	QC	v2063760			2
14	Durée moyenne du chômage	QC	v3435507			5*
15	Commandes manufacturières (tous)	QC	v727617	v805626	1992M1	5
16	Commandes manufacturières (durables)	QC	v727632	v805639	1992M1	5

Notes : Codes de transformation : (1) niveau; (2) différence première; (4) logarithmes; (5) différence première du logarithme; (5*) moyenne mobile (72 mois) de la différence première du logarithme.

Tableau 2.4: Séries ontariennes pour les modèles à facteurs

No	Description	Région	Vecteur (1)	Vecteur (2)	Date	Codes
1	Indice des salaires des syndiqués de la construction	ONT	v52012932			5
2	Mises en chantiers (unités)	ONT	v730407	v52299938	1990M1	4
3	Permis de bâtir (tous)	ONT	v42199			4
4	Permis de bâtir (industries)	ONT	v42202			4
5	Permis de bâtir (commerces)	ONT	v42203			4
6	Emplois total	ONT	v2057717			5
7	Emplois services	ONT	v2057724			5
8	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	ONT	v2057720			5
9	Emplois construction	ONT	v2057722			5
10	Emplois ventes (gros et détail)	ONT	v2057725			5
11	Emplois finance, assurance et immobilier	ONT	v2057727			5
12	Taux de chômage	ONT	v2063949			2
13	Durée moyenne du chômage	ONT	v3435831			5*
14	Commandes manufacturières (tous)	ONT	v727646	v806086	1992M1	5
15	Commandes manufacturières (durables)	ONT	v727661	v806099	1992M1	5

Notes : Codes de transformation : (1) niveau; (2) différence première; (4) logarithmes; (5) différence première du logarithme; (5*) moyenne mobile (72 mois) de la différence première du logarithme.

Tableau 2.5: Séries des Prairies pour les modèles à facteurs

No	Description	Région	Vecteur (1)	Vecteur (2)	Date	Codes
1	Indice des salaires des syndiqués de la construction	PRA	v52012942			5
2	Mises en chantiers (unités)	PRA	v730408	v52299944	1990M1	4
3	Permis de bâtir (tous)	PRA	v42238			4
4	Permis de bâtir (industries)	PRA	v42241			4
5	Permis de bâtir (commerces)	PRA	v42242			4
6	Production pétrol raffiné (ALB)	ALB	v24851			5
7	Emplois total	MAN	v2057736			5
8	Emplois services	MAN	v2057743			5
9	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	MAN	v2057739			5
10	Emplois construction	MAN	v2057741			5
11	Emplois ventes (gros et détail)	MAN	v2057744			5
12	Emplois finance, assurance et immobilier	MAN	v2057746			5
13	Emplois total	SAS	v2057755			5
14	Emplois services	SAS	v2057762			5
15	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	SAS	v2057758			5
16	Emplois construction	SAS	v2057760			5
17	Emplois ventes (gros et détail)	SAS	v2057763			5
18	Emplois finance, assurance et immobilier	SAS	v2057765			5
19	Emplois total	ALB	v2057774			5
20	Emplois services	ALB	v2057781			5
21	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	ALB	v2057777			5
22	Emplois construction	ALB	v2057779			5
23	Emplois ventes (gros et détail)	ALB	v2057782			5
24	Emplois finance, assurance et immobilier	ALB	v2057784			5
25	Taux de chômage	MAN	v2064138			2
26	Taux de chômage	SAS	v2064327			2
27	Taux de chômage	ALB	v2064516			2
28	Durée moyenne du chômage	MAN	v3436155			5*
29	Durée moyenne du chômage	SAS	v3436479			5*
30	Durée moyenne du chômage	ALB	v3436803			5*
31	Commandes manufacturières (tous)	MAN	v727675	v806546	1992M1	5
32	Commandes manufacturières (durables)	MAN	v727689	v806559	1992M1	5
33	Commandes manufacturières (tous)	SAS	v727703	v807006	1992M1	5
34	Commandes manufacturières (durables)	SAS	v727716	v807019	1992M1	5
35	Commandes manufacturières (tous)	ALB	v727729	v807466	1992M1	5
36	Commandes manufacturières (durables)	ALB	v727743	v807479	1992M1	5

Notes : Codes de transformation : (1) niveau; (2) différence première; (4) logarithmes; (5) différence première du logarithme; (5*) moyenne mobile (72 mois) de la différence première du logarithme.

Tableau 2.6: Séries de la Colombie-Britannique pour les modèles à facteurs

No	Description	Région	Vecteur (1)	Vecteur (2)	Date	Codes
1	Indice des salaires des syndiqués de la construction	CB	v52012948			5
2	Mises en chantiers (unités)	CB	v730412	v52299968	1990M1	4
3	Permis de bâtir (tous)	CB	v42250			4
4	Permis de bâtir (industries)	CB	v42253			4
5	Permis de bâtir (commerces)	CB	v42254			4
6	Emplois total	CB	v2057793			5
7	Emplois services	CB	v2057800			5
8	Emplois foresterie, pêche, mine, pétrol et gaz	CB	v2057796			5
9	Emplois construction	CB	v2057798			5
10	Emplois ventes (gros et détail)	CB	v2057801			5
11	Emplois finance, assurance et immobilier	CB	v2057803			5
12	Taux de chômage	CB	v2064705			2
13	Durée moyenne du chômage	CB	v3437127			5*
14	Commandes manufacturières (tous)	CB	v727756	v807928	1992M1	5
15	Commandes manufacturières (durables)	CB	v727770	v807941	1992M1	5

Notes : Codes de transformation : (1) niveau ; (2) différence première ; (4) logarithmes ; (5) différence première du logarithme ; (5*) moyenne mobile (72 mois) de la différence première du logarithme.

2.2 Modèles à facteurs à changements de régime markoviens

Le modèle proposé dans ce chapitre prend la forme (2.1). Les $N^{(g)}$ séries d'une région g sont regroupées dans $X_t^{(g)}$ et elles sont supposées suivre une structure à $K^{(g)}$ facteurs latents, $F_t^{(g)}$. Ceci revient à dire que leurs corrélations dépendent entièrement d'une composante commune de groupe $F_t^{(g)} \Lambda^{(g)'}$ où la matrice $\Lambda^{(g)}$ est une matrice $N^{(g)} \times K^{(g)}$ de poids. Toute la dynamique temporelle des séries de chaque région provient de la dynamique des facteurs latents, supposées suivre un processus MS-VAR. La variable S_t suit, comme au chapitre précédent, un processus markovien à deux états.

$$\begin{cases} X_t^{(g)} = F_t^{(g)} \Lambda^{(g)' } + \epsilon_t^{(g)} \\ F_t^{(g)} = \gamma_0 S_t + \sum_{i=1}^p F_{t-i}^{(g)} \gamma_i^{(g)' } + \nu_t^{(g)} \end{cases} \quad (2.1)$$

Une façon simple d'estimer le modèle (2.1) est de procéder en deux étapes. D'abord, en exploitant la présence d'un certain nombre de séries macroéconomiques pour chaque région, les facteurs peuvent être estimés par l'extraction de $K^{(g)}$ composantes principales. Cet estimateur résout le problème de minimisation du carré des résidus suivant (Bai et Ng, 2002) :

$$\min_{\Lambda, F} \left\{ V(K^{(g)}, F^{(g)}, \Lambda^{(g)}) := \sum_{i=1}^{N^{(g)}} \sum_{t=1}^T (\tilde{X}_{it}^{(g)} - F_t^{(g)} \lambda_i^{(g)'})^2 \right\}. \quad (2.2)$$

$\tilde{X}^{(g)}$ est la matrice $X^{(g)}$ dont les vecteurs colonnes sont centrés et réduits. Comme la solution à ce problème n'est pas unique, des restrictions doivent être imposées. La normalisation choisie ici est $\frac{\Lambda' \Lambda}{N^{(g)}} = I_{K^{(g)}}$. Sous ces conditions, l'estimateur de la matrice de poids, $\hat{\Lambda}^{(g)}$, est $\sqrt{N^{(g)}}$ fois les vecteurs propres correspondant aux $K^{(g)}$ plus grandes valeurs propres de la matrice de taille $N^{(g)} \times N^{(g)}$, $\frac{\tilde{X}^{(g)'} \tilde{X}^{(g)}}{N^{(g)}}$. Les facteurs sont estimés à une rotation près par $\hat{F}^{(g)} = \frac{\tilde{X}^{(g)} \hat{\Lambda}^{(g)'}}{N^{(g)}}$. Il convient de noter ici que cet estimateur est un estimateur convergent de l'espace couvert par les facteurs latents sous les conditions établies par (Bai et Ng, 2002), mais que le nombre de séries employées est suffisamment faible pour certaines régions pour penser qu'une erreur de mesure subsiste. Néanmoins, ceci permet de considérer plus d'information que l'approche univariée précédente, ou qu'une estimation conjointe des deux équations du modèle (2.1) par maximum de vraisemblance ne le permettrait.

La seconde étape consiste à estimer un modèle autorégressif à retards distribués à changements de régime markoviens (MS-ARDL) à partir des facteurs construits

pour chaque région afin d'approximer la première équation du processus MS-VAR spécifié au modèle (2.1). Encore une fois, l'intérêt est de limiter la prolifération des paramètres. Le modèle estimé dans cette seconde étape est spécifié à l'équation (2.3). L'estimation par maximum de vraisemblance est effectuée de la même façon qu'au chapitre précédent. Les probabilités de récessions sont obtenues pour le premier facteur estimé par composantes principales pour chaque région puisque, par construction, le premier facteur capture la plus grande partie de la variation du groupe de variable duquel celui-ci est extrait. La forme du modèle est donc la suivante :

$$\hat{F}_{1t}^{(g)} = \gamma_{01s_t}^{(g)} + \sum_{j=1}^{K^{(g)}} \sum_{i=1}^{p^{(g)}} \hat{F}_{jt-p}^{(g)} \gamma_{ij}^{(g)} + v_{1t}^{(g)}, \quad v_{1t}^{(g)} \sim N(0, \sigma_{v_{1t}^{(g)}}). \quad (2.3)$$

Pour le modèle MS-ARDL à facteurs proposé dans ce chapitre, il faut déterminer la valeur de quelques hyperparamètres, soit l'ordre autorégressif des facteurs et le nombre de facteurs employés. Le nombre de facteurs $K^{(g)}$ de chaque région est déterminé par le critère IC_{p_2} de Bai et Ng (2002) :

$$IC_{p_2} := V(K^{(g)}, \hat{F}^{(g)}, \hat{\Lambda}^{(g)}) + K \left(\frac{N+T}{NT} \right) \min\{\sqrt{N}, \sqrt{T}\}^2. \quad (2.4)$$

Puisque la justification de ce critère est asymptotique et que le nombre de séries dans chaque région est relativement faible, la borne supérieure de ce critère est fixée à trois facteurs par souci de parcimonie. Le nombre de retards, p , est choisis par le critère AIC, comme au chapitre précédent, et tous les facteurs sont introduits avec le même nombre de retards dans l'estimation du modèle (2.3). Les choix des nombres de retards aux tableaux C.13 et C.14 et, les choix des nombres

de facteurs, au tableau C.15.

2.2.1 Difficultés liées à l'hétéroscédasticité conditionnelle

Les facteurs estimés par composantes principales sont des moyennes pondérées des observations dont les poids sont choisis de sorte à maximiser la variance capturée par les facteurs conditionnellement à ce que les facteurs soit orthogonaux de façon contemporaine. Les changements de variance dans les séries de taux d'emplois n'ont pas été considérés et, dans bien des cas, les résultats obtenus suggèrent qu'il ne soit pas nécessaire de le faire. Par contre, pour plusieurs séries combinées, la situation est différente. Imposer une variance unique aux deux cycles et sur tout l'échantillon est trop peu flexible pour bien accommoder le comportement des facteurs.

Aussi, il semble raisonnable qu'une plus grande volatilité caractérise les récessions. Les modèles de prévision, par exemple, se comportent toujours mieux en dehors de ces périodes. Il est donc possible que ce soit des environnements où un risque d'erreur est simplement plus important. De fait, l'estimation du modèle (2.1) pose problème si une variance unique est employée pour les deux états du monde : aucune spécification ne mène à estimer des séries de probabilités qui peuvent être interprétées comme des probabilités de récession.

2.2.2 Observations manquantes et spécifications alternatives

Malgré le couplage de certaines séries, plusieurs observations sont tout de même manquantes. Pour pallier ce problème, la structure à facteurs imposée précédemment est exploitée. La procédure s'inspire de l'algorithme EM proposé par Stock et Watson (2002). Plus précisément, les observations manquantes se voient imputer une valeur nulle (soit, leur espérance après avoir été centrée) pour lancer l'algorithme et un modèle à facteurs est estimé par composantes principales. De nouvelles valeurs sont imputées aux observations manquantes à partir de la valeur de la composante commune estimée par le modèle à facteurs. Cette opération de mise à jour est itérée jusqu'à la rencontre d'un critère de convergence numérique sur l'évolution de la fonction objective, $V(\cdot)$, du problème (2.2). Le nombre maximal d'itérations est fixé à 50.

Pour fixer le nombre de facteurs, des bases de données avec imputations sont construites pour $K^{(g)} = \{1, \dots, 3\}$ et le critère IC_{p2} permet de choisir le nombre de facteurs à employer. Les données sont imputées séparément pour chacune des régions, c'est-à-dire en supposant que la structure régionale à facteurs spécifiée est correcte. Il subsiste évidemment aussi la possibilité que les régions partagent certains facteurs. Cela ne constitue un réel problème pour l'extraction d'un signal de récession que si des facteurs communs et des facteurs particuliers à certaines régions sont à l'origine du comportement cyclique des séries. L'estimation par composantes principales ne reposant que sur la structure des corrélations entre les séries, elle ne permet pas de discriminer entre les facteurs communs et particuliers. Certains facteurs estimés pourraient donc confondre plusieurs cycles.

Deux façons de pallier cette situation sont envisagées. Les facteurs régionaux estimés peuvent être projetés dans un espace orthogonal à l'espace colonne de la matrice des facteurs canadiens estimés. L'autre alternative consiste plutôt à projeter les séries régionales dans cet espace avant d'estimer les facteurs régionaux. Ces deux procédures sont explicitées aux équations (2.5) et (2.6). Notons que \hat{F}_{CAN} contient les variables canadiennes et que $\hat{F}^{(g)}$ contient les variables de la région g .

$$\bar{F}^{(g)} = (I_T - \hat{F}_{CAN}(\hat{F}'_{CAN}\hat{F}_{CAN})^{-1}\hat{F}'_{CAN})\hat{F}^{(g)} \quad (2.5)$$

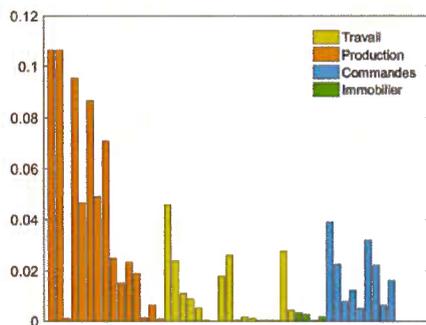
$$\bar{X}^{(g)} = (I_T - \hat{F}_{CAN}(\hat{F}'_{CAN}\hat{F}_{CAN})^{-1}\hat{F}'_{CAN})X^{(g)} \quad (2.6)$$

2.3 Résultats

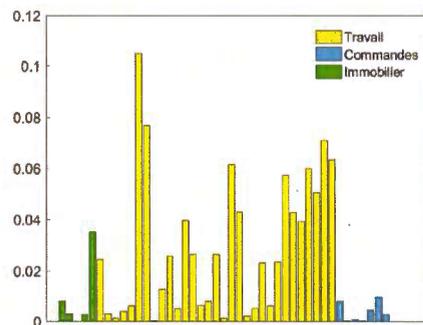
Étant donné la normalisation choisie, la somme du carré des poids pour chaque facteur correspond au nombre de séries et chaque facteur est une somme pondérée des séries observées. Ainsi, $\hat{\lambda}_{i1}^{(g)}/N^{(g)}$ est une mesure de la contribution relative de chaque série à la variance du premier facteur. La figure (2.1) rapporte ces poids relatifs, selon le type de série, dans la composition des premiers facteurs de chacune des régions considérées.

Le premier facteur canadien apparaît majoritairement capter le comportement des séries de productions, ainsi que de quelques séries liées au marché du travail. Les trois séries dominantes sont la production totale, la production du secteur des affaires et la production du secteur des biens. La situation est un peu différente pour les provinces puisque presque aucune séries de production mensuelle n'y sont

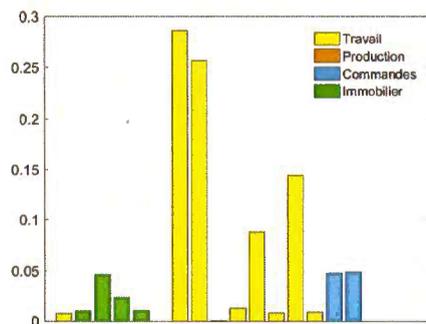
incluses. Le premier facteur de la région atlantique est dominé par les mouvements sur le marché du travail et, en particulier, de l'emploi total et de l'emploi du secteur des services. Les mêmes séries semblent aussi largement déterminer la variance du premier facteur au Québec et en Ontario, bien qu'en Ontario le taux de chômage et les séries de commandes manufacturières ont un poids plus important.



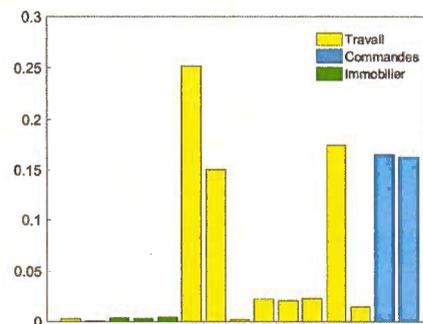
Canada



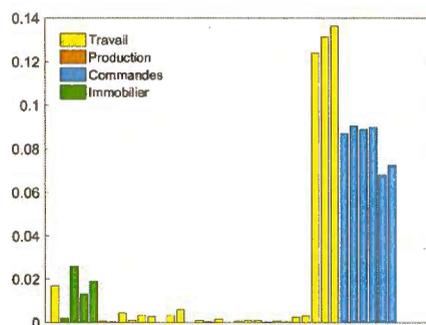
Provinces atlantiques



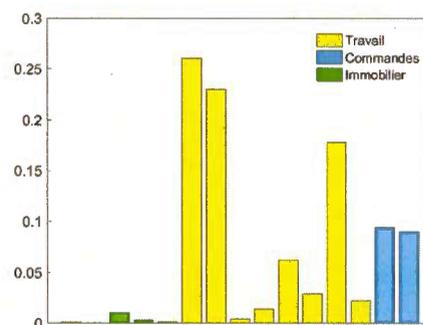
Québec



Ontario



Prairies



Colombie-Britannique

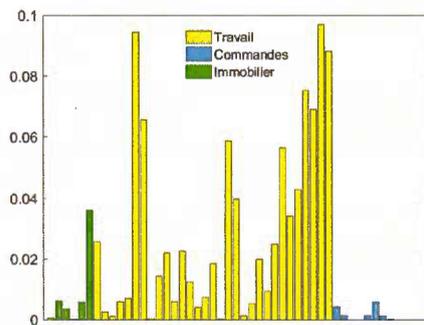
FIGURE 2.1: Composition des premiers facteurs estimés

Notes : Les facteurs sont estimés par composantes principales. Les mesures rapportent les poids relatifs des séries dans les premiers facteurs régionaux, soit $\hat{\lambda}_i^{(g)}/N^{(g)}$.

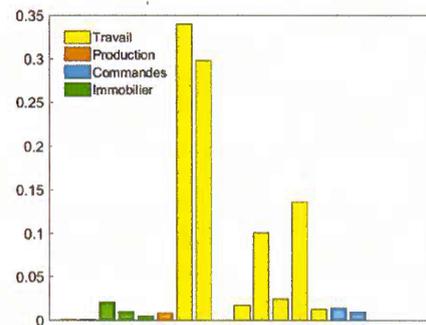
Pour le premier facteur des Prairies, la situation est assez différente. Son comportement est largement influencé par les séries de durée moyenne du chômage, ainsi que par les commandes manufacturières. La Colombie-Britannique apparaît similaire au Québec et à l'Ontario dans la composition de son premier facteur.

Les facteurs orthogonalisés par rapport aux trois facteurs canadiens sont présentés à la figure (2.2). Les poids relatifs des séries se concentrent autour des mêmes séries d'emplois pour le Québec. L'effet est similaire pour les provinces atlantiques, les Prairies et la Colombie-Britannique avec une dispersion légèrement moins importante entre les séries. En Ontario, le processus d'orthogonalisation efface presque entièrement l'importance des séries d'emplois qui dominaient. Ceci est cohérent avec l'analyse univariée de laquelle ressort une grande proximité entre les cycles estimés.

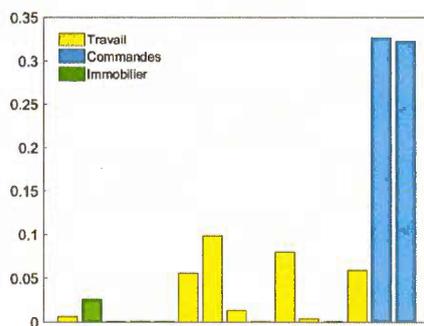
La figure (2.3) rapporte les séries de probabilités de récession estimées selon la méthode multivariée et la méthode univariée pour le Canada. Les deux modèles permettent de cibler les périodes identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Par contre, l'approche multivariée capte plus de signaux de récessions, comme autour de 1987, de 1997 et de 2003. Il faut toutefois noter que l'origine de ces signaux est double. Le modèle classe les périodes dans différents états du monde à la fois selon les changements d'espérances conditionnelles et les changements de variance. Ceci n'est pas le cas du modèle univarié et il convient donc de se pencher sur les sources de signaux captés par le modèle à facteur.



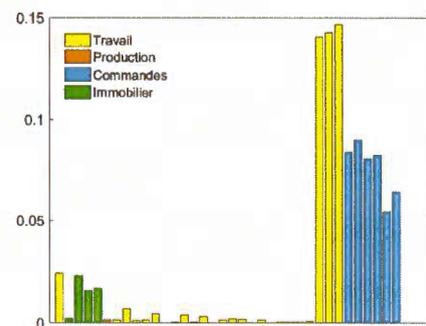
Provinces atlantiques



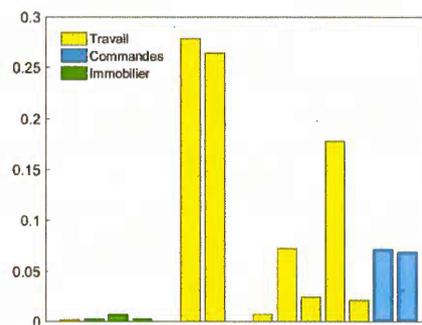
Québec



Ontario



Prairies



Colombie-Britannique

FIGURE 2.2: Composition des premiers facteurs estimés sur les séries orthogonalisées

Notes : Les facteurs sont estimés par composantes principales sur les séries orthogonalisées par rapport aux 3 facteurs canadiens. Les mesures rapportent les poids relatifs des séries dans les premiers facteurs régionaux, soit $\hat{\lambda}_{i1}^{(g)} / N^{(g)}$.

Il est possible de différencier entre des changements au niveau des moyennes locales et des changements au niveau de la variance conditionnelle du bruit en exploitant la connaissance des poids associés aux séries par la structure à facteurs. La figure 2.4 compare le cycle identifié par l'Institut CD Howe (2012, 2016), les probabilités de récession estimées par le modèle MS-ARDL à facteur et différentes séries canadiennes.

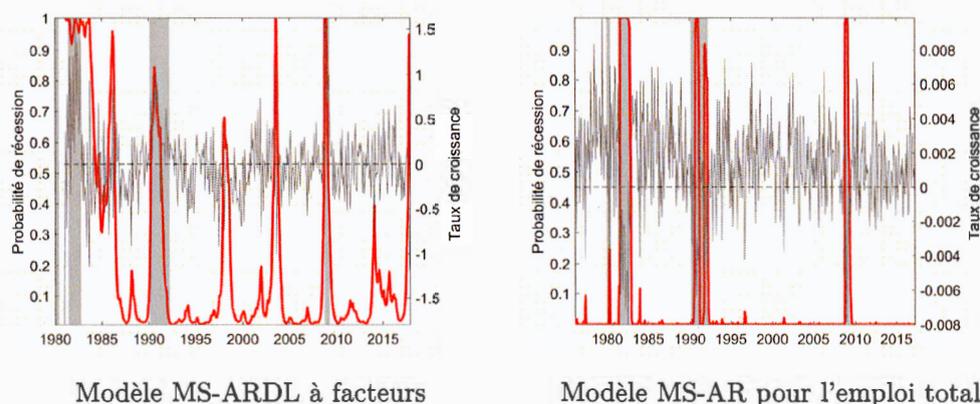


FIGURE 2.3: Comparaison des cycles estimés pour le Canada

Notes : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Le modèle univarié inclut un bris et une tendance linéaire et porte sur les taux de croissances mensuels de l'emploi total avec une désaisonnalisation minimaliste.

Les séries retenues sont les deux séries dominantes dans la composition du premier facteur, ainsi que la série d'emploi afin de couvrir plus d'un aspect de la dynamique économique capturée par le modèle MS-ARDL à facteurs. Il y a une baisse observée de la variance de la production à travers le temps. Ceci pourrait expliquer l'étendue plus importante de la période identifiée comme récession au début des années 1980. Il en va probablement de même pour le pic identifié à la fin des années 1990. Ces séries permettent aussi de constater des périodes de

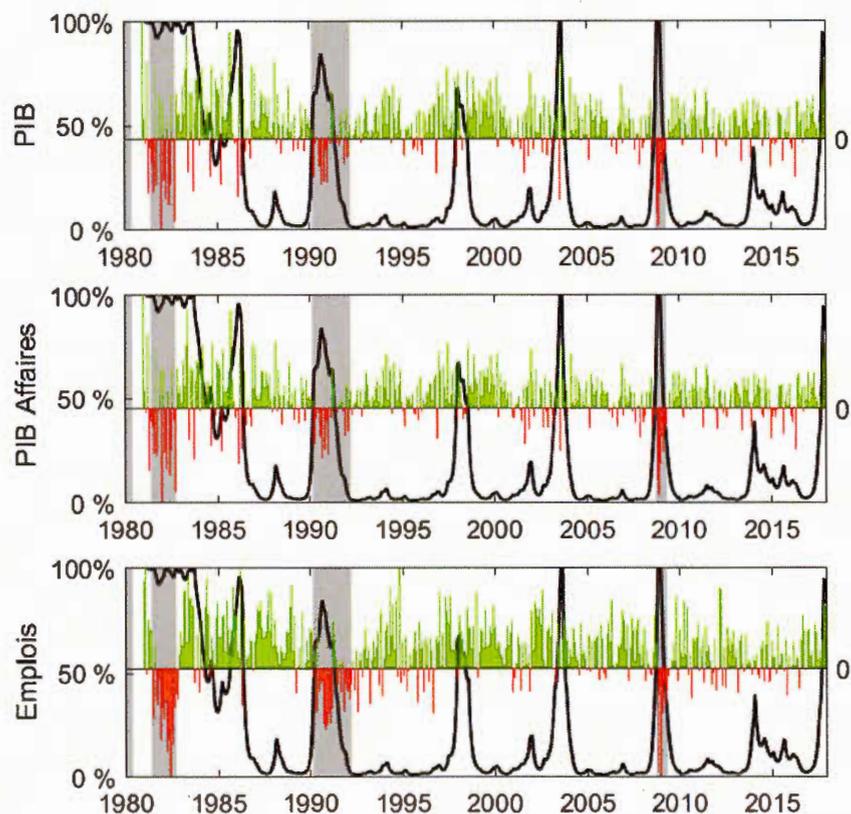


FIGURE 2.4: Cycle estimé par le modèle MS-ARDL à facteurs, Canada

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016).

baisse concentrées d'activités au début des années 1980, au début des années 1990 et lors de la dernière crise en 2009-2010. Ces périodes sont celles identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Le signal autour de 2003 semble avoir capté une baisse très ponctuelle de la production, mais sans effet sur l'emploi.

Les cycles estimés selon les trois approches considérées pour la région atlantique sont présentés à la figure 2.5. Il convient de noter que le problème de bruit soulevé

lors de l'application de modèles univariés persiste malgré l'agrégation et l'utilisation d'un facteur pour représenter l'ensemble des 45 séries considérées. L'orthogonalisation apparaît toutefois permettre au modèle d'identifier des périodes plus claires. Si le facteur est projeté dans le complément orthogonal de l'espace colonne des facteurs canadiens, deux récessions sont bien identifiées et elles concordent à peu près en concordance avec les dates du Institut CD Howe (2012, 2016). Pour les provinces atlantiques, il semble toutefois préférable d'orthogonaliser les séries que les facteurs eux-mêmes.

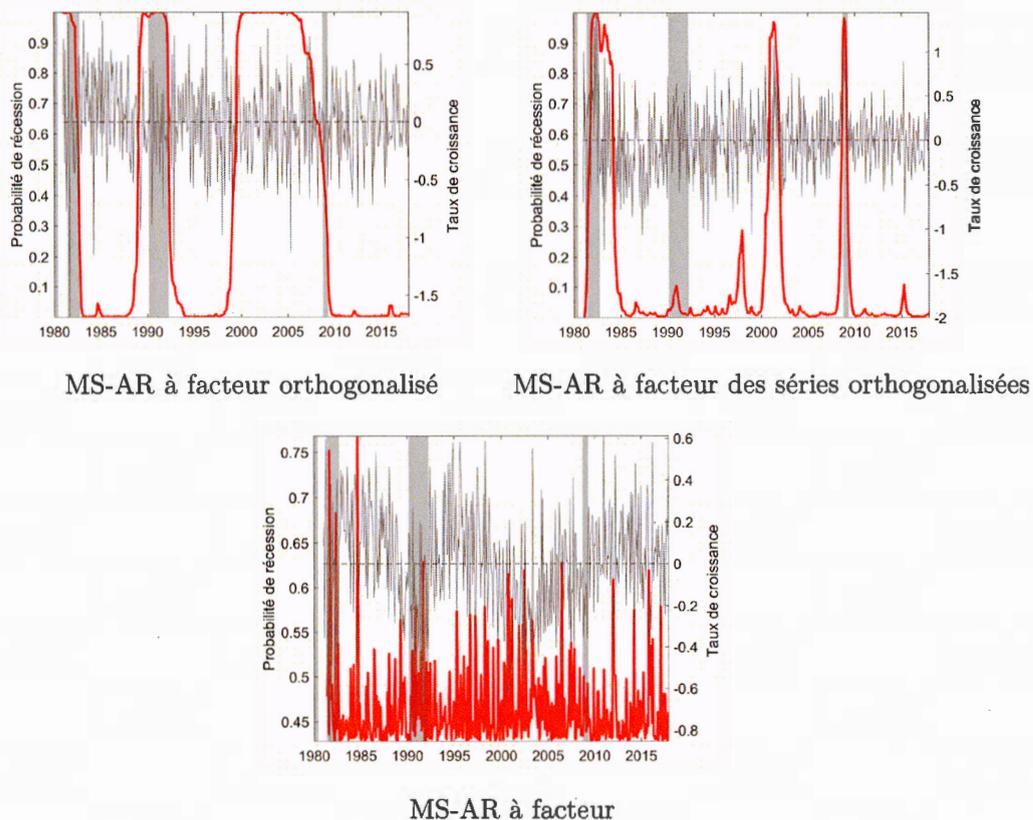


FIGURE 2.5: Comparaison des cycles estimés pour les provinces atlantiques

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016).

Par contre, une très longue période est associée au même état du monde que ces deux premières récessions. Si par contre l'orthogonalisation est effectuée directement sur les séries, cette période est scindée en deux récessions très nettes, mais la récession de 1990 n'est alors plus visible. Le signal de récession du début des années 2000 est probablement propre à la région et différent de la dynamique agrégée au Canada. Il faut noter que la disparition du signal de la récession de 1990 est probablement associée au changement des poids attribués aux séries lorsque l'orthogonalisation est préalable à l'extraction des facteurs, bien que la dispersion des poids dans le cas du premier facteur atlantique rend difficile d'identifier la source exacte de la perte de ce signal.

La figure 2.6 compare deux séries d'emplois (les plus fortement liées au facteur employé) et la série de permis de bâtir avec le cycle estimé par le modèle MS-AR à facteur orthogonalisé. La récession du début des années 1980 y apparaît de loin la plus claire et il y a une concentration de signes de baisse d'activité au début des années 1990. Il y a aussi beaucoup de chutes importantes pour les emplois en finance et assurances autour de 2000 et 2010. La période juste avant la dernière crise est d'ailleurs caractérisée par une volatilité élevée pour cette série.

Les probabilités de récessions estimées pour le Québec et l'Ontario se trouvent à la figure 2.7. À peu de choses près, les cas orthogonalisés ne génèrent rien d'interprétable comme des probabilités de récession. Il semble toutefois subsister un signal au début des années 1980 pour l'Ontario. Il peut s'agir d'un bris partagé par plusieurs séries autour de la même date, ou encore d'un mouvement proprement

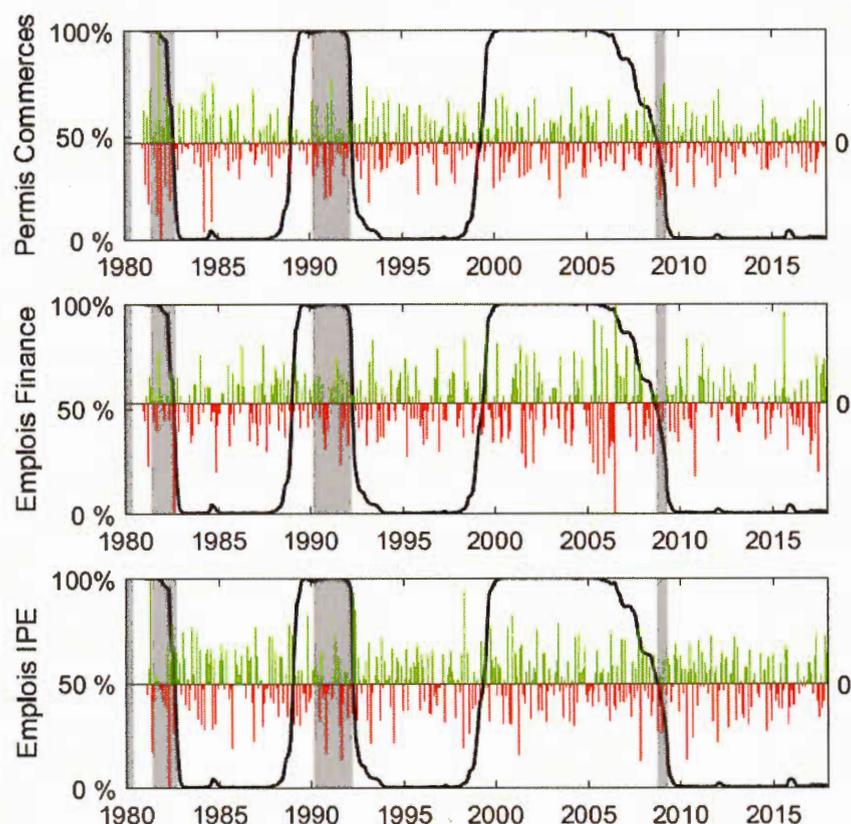


FIGURE 2.6: Cycle estimé par le modèle MS-AR à facteur, Atlantique

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Le facteur est orthogonalisé par rapport aux facteurs canadiens.

cyclique en sus de ce qui est imputable à des facteurs canadiens et donc largement effacé par l'orthogonalisation. En Ontario, avant l'orthogonalisation, les périodes identifiées par l'Institut sont très clairement captées, de façon similaire au cas univarié. Au Québec, les périodes de récession sont très difficiles à départager du reste. La figure 2.8 révèle que le modèle capte beaucoup de baisses très ponctuelles, mais importantes sur le marché du travail et que, comme en Ontario, la récession de 1980 domine largement au niveau de sa gravité. Le modèle semble aussi sensible à la volatilité plus élevée durant les années 1990.

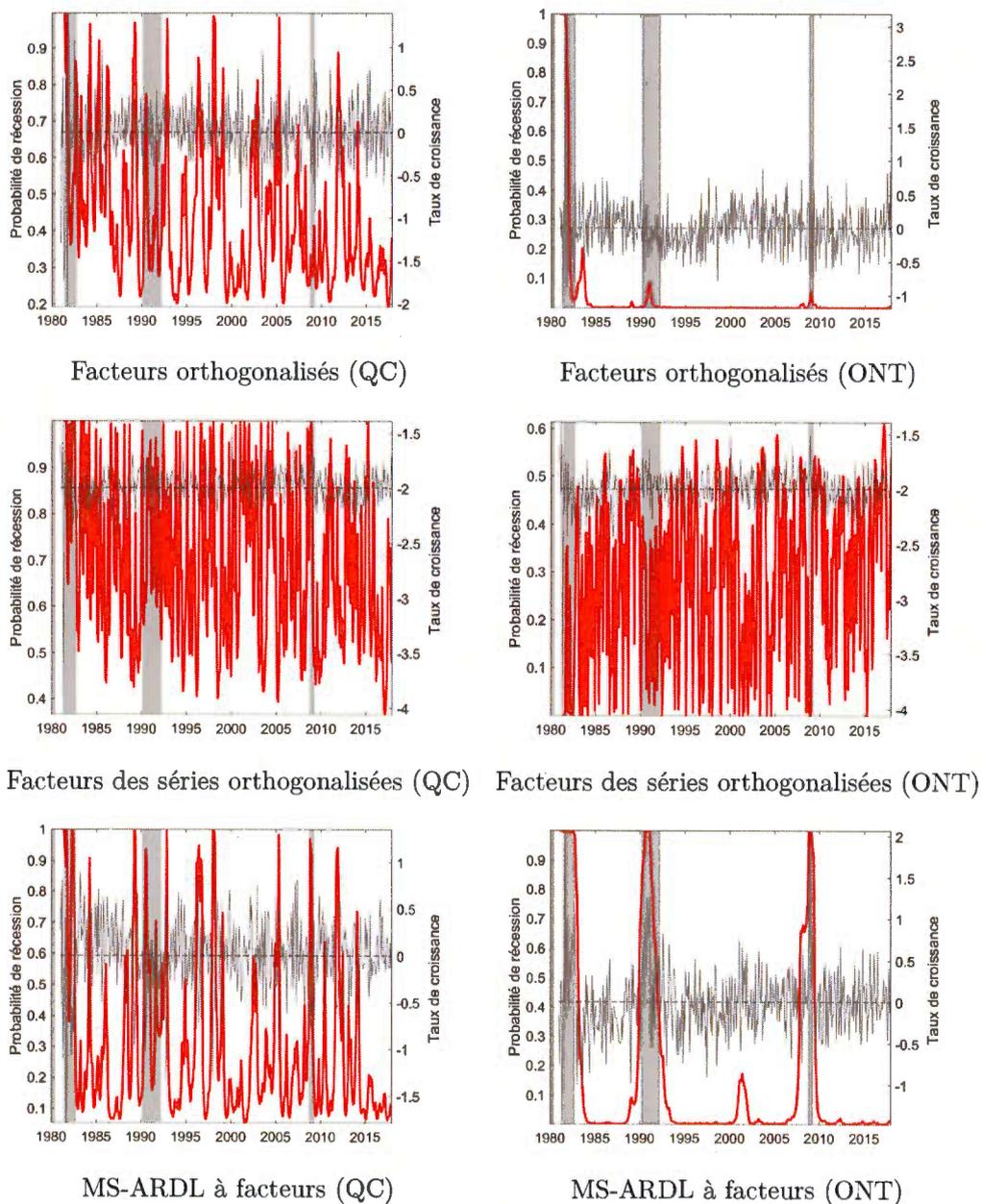


FIGURE 2.7: Comparaison des cycles estimés pour le Québec et l'Ontario

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016).

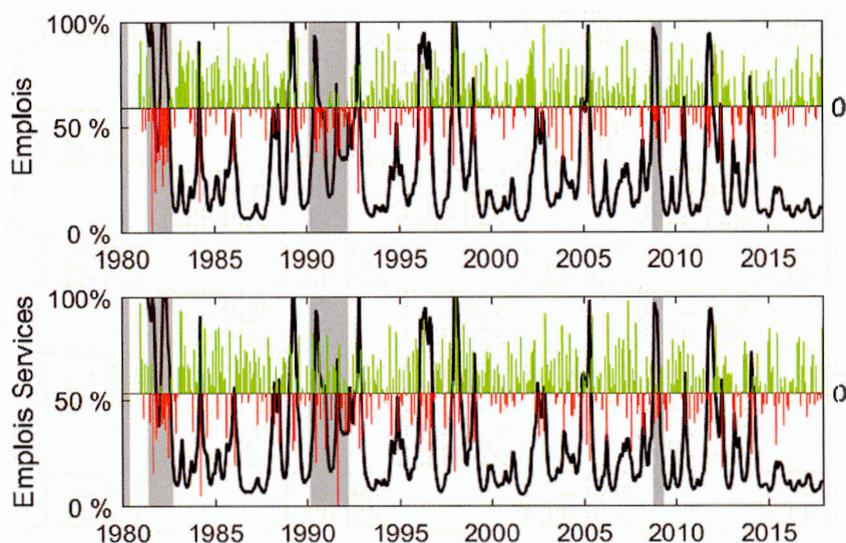


FIGURE 2.8: Cycle estimé par le modèle MS-ARDL à facteurs, Québec

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016).

Du côté de l'Ontario, les signaux apparaissent fortement liés au marché du travail. Les périodes associées aux récessions des années 1980, 1990 ainsi qu'à la dernière crise financière concentrent des signes de baisses d'activité généralisée assez clairs à travers les séries présentées à la figure 2.9. Il y a toutefois un étirement autour de la dernière crise. Ceci semble imputable du moins en partie à une baisse ponctuelle des commandes manufacturières autour de 2008.

Les probabilités de récession estimées pour les Prairies se trouvent à la figure 2.10 pour les trois approches considérées. Dans deux cas, un bris est identifié au début des années 1980. Il peut s'agir d'un bris partagé par plusieurs séries autour d'une même date, ou encore d'une récession particulièrement profonde. Pour les facteurs

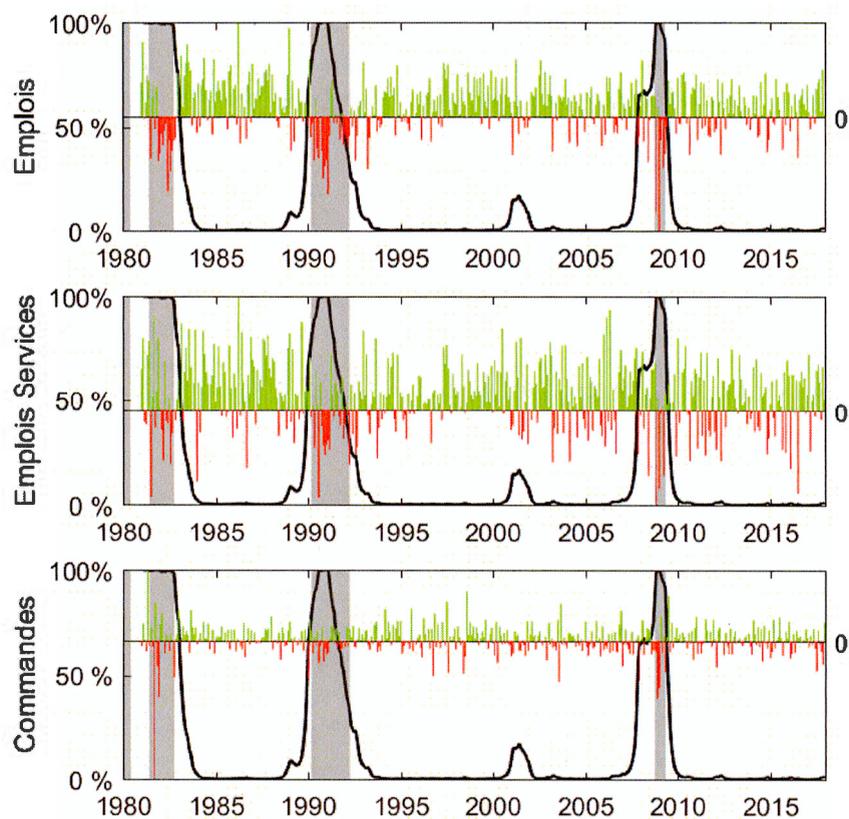


FIGURE 2.9: Cycle estimé par le modèle MS-AR à facteur, Ontario

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016).

extraits à partir des séries orthogonalisées, des périodes de récession claires sont identifiées. Les probabilités de récession sont extrêmement similaires aux probabilités estimées pour la région atlantique avec les périodes autour de 2000 et de 2010 aussi associées à des récessions.

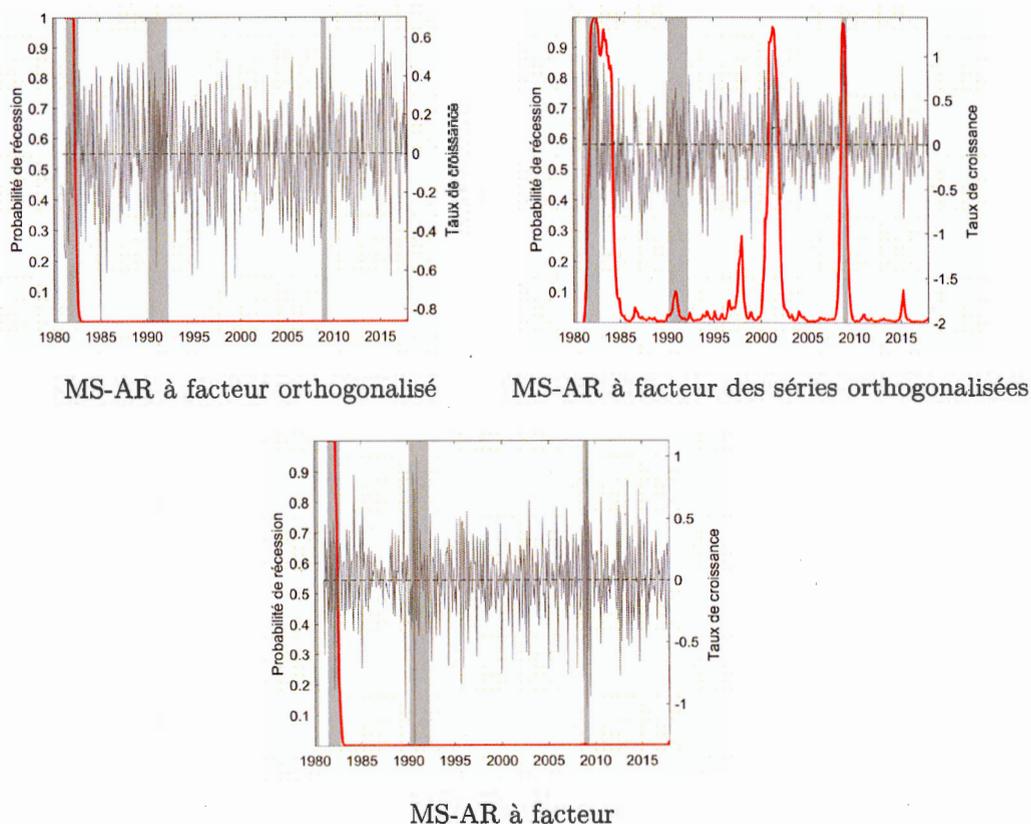


FIGURE 2.10: Comparaison des cycles estimés pour les Prairies

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016).

Même si les facteurs tirés des séries orthogonalisées sont largement dominés par les durées moyennes de chômage, les signaux captés dans les années 2000 ne semblent pas associées à ces séries après avoir été orthogonalisées. La figure 2.11 révèle la difficulté d'associer à des mouvements spécifiques ces signaux. Les poids sont largement dispersés en dehors de ces séries et des séries de commandes manufacturières. Toutefois, comme pour la région atlantique, la présence d'un signal différent de ceux captés pour le Canada après l'orthogonalisation suggère qu'il

existe une dynamique cyclique au-delà de celle capturée au niveau du pays entier pour l'économie des Prairies.

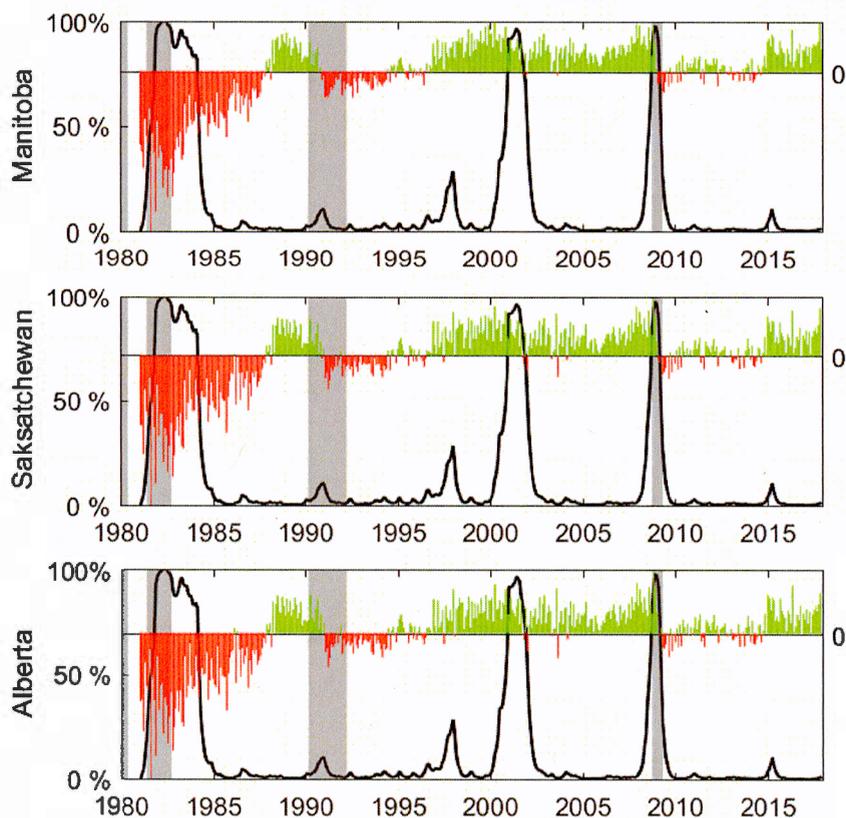


FIGURE 2.11: Cycle estimé par le modèle MS-AR à facteur, Prairies

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Les facteurs sont tirées des séries orthogonalisées par rapport aux facteurs canadiens. Les séries sont les séries de durée moyenne du chômage orthogonalisées par rapport aux facteurs canadiens.

Quant au cycle estimé pour la Colombie-Britannique, rien de concluant n'a pas été tiré de l'approche multivariée. Dans tous les cas, les séries de probabilités ne sont pas interprétables comme des probabilités de récession.

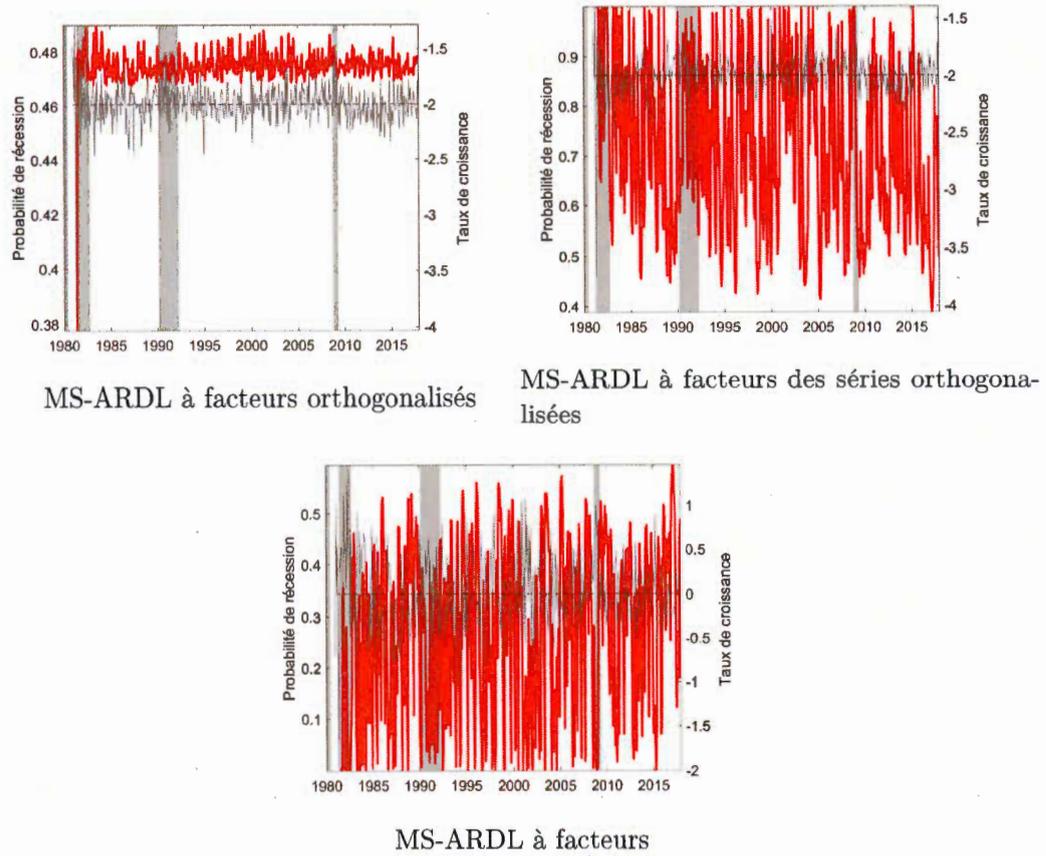


FIGURE 2.12: Comparaison des cycles estimés pour la Colombie-Britannique

Note : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016).

CONCLUSION

Le présent ouvrage a exploré différentes avenues pour établir un historique des cycles économiques au Canada et permettre leur comparaison. En premier lieu, le premier chapitre prend au sérieux l'utilisation d'une transformation des niveaux d'emplois comme indicateur coïncident du cycle économique. Trois transformations ont été employées : le taux de croissance mensuel, le taux de croissance en glissement trimestriel et le taux de croissance en glissement annuel. L'exploration des données d'emplois a permis de révéler quelques différences entre les provinces et les secteurs d'activités. Entre autres, des différences visibles vis-à-vis des concentrations de l'activité économique dans certains secteurs existent entre le Québec et l'Ontario, plus concentrés, et les régions comme les provinces atlantiques et les Prairies.

L'analyse du comportement saisonnier des données révèle une diminution des différences entre les saisons à travers le temps, ainsi qu'une différence plus marquée entre les saisons pour le secteur de production des biens que pour le secteur de production des services. L'augmentation de la prépondérance du dernier type d'activité dans le temps a probablement affecté le comportement saisonnier des données d'emplois canadiennes dans le temps. Peu de liens ont été trouvés entre les cycles économiques canadiens et les saisons. Suivant ces constats, le choix a été fait de désaisonnaliser les données par une méthode non paramétrique basée

sur des moyennes mobiles combinées avec un modèle regARIMA avec saisonnalité. Le choix a été fait d'effectuer une correction minimale et d'en comparer le résultat avec le traitement effectué par Statistique Canada. Les tests statistiques de Kruskal-Wallis, l'analyse visuelle des spectres autorégressifs et les résultats d'estimation des modèles à changements de régime markoviens suggèrent que l'approche envisagée a bien fonctionné.

Les modèles univariés considérés incluent trois spécifications. L'une est sans correction déterministe, une autre inclut un bris structurel et, une dernière, à la fois un bris structurel et une tendance linéaire. Les variables de bris sont construites à l'aide d'un test de bris de type Quandt-Andrews sur un changement dans l'espérance de la série. Les cycles estimés par les différentes spécifications du modèle à changements de régime markoviens univarié sont comparés à l'aide de mesure basée sur leur corrélation. La corrélation croisée maximale (en valeur absolue) entre une série de probabilités de récession et la série de probabilités de récession estimée pour l'emploi total au Canada est utilisée pour construire une approximation sur deux dimensions des 17 à 20 dimensions de comparaisons ainsi générées. Les illustrations obtenues mettent en lumière une certaine dispersion des cycles au Canada, en particulier entre les séries associées aux régions des Prairies et des Maritimes par opposition aux séries associées au Canada et à l'Ontario. Cette analyse suggère de plus que la plupart des cycles sont contemporains, exception faite de quelques cas pour l'Alberta et des séries associées aux provinces maritimes qui semblent devancer le cycle de 4 à 5 mois. Les conclusions sont très similaires lorsque les mêmes méthodes sont appliquées aux données désaisonnalisées par Statistique Canada, bien que moins de cycles soient captés et que le lissage

additionnel apparaisse affecter les points de retournement des cycles économiques.

La seconde approche envisagée dans cette étude propose de tirer parti d'un environnement riche en données. En effet, quelques centaines de séries macroéconomiques mensuelles peuvent être obtenues ou raisonnablement construites pour étudier le comportement de l'économie canadienne sur une période allant jusqu'au début des années 1980. Une base de données de plus de 150 variables est donc construite dans cet esprit et recoupe des données de production, d'emplois, de chômage, d'immobilier et de commandes manufacturières. Certains types de variables, comme les indices de prix sont évités. Les prix réagissent probablement plus lentement au cycle à cause des questions de rigidités nominales. Le modèle envisagé dans le second chapitre se base donc sur un grand ensemble d'information en imposant une structure factorielle et utilise donc des facteurs extraits par composantes principales à partir desquels des modèles MS-ARDL à facteurs sont estimés. Trois approches de construction des facteurs sont considérées : des facteurs par région, des facteurs par région après orthogonalisation des facteurs vis-à-vis des facteurs canadiens et des facteurs par région après orthogonalisation des séries vis-à-vis des facteurs canadiens. Le but de ces variantes est de tenir compte de la possibilité d'un partage de facteurs canadiens et régionaux.

Les résultats suggèrent qu'il existe probablement un partage d'information cyclique à travers le Canada et que les régions des provinces atlantiques et des Prairies apparaissent encore différentes du Québec et de l'Ontario, tant au niveau de la composition des facteurs qu'au niveau des cycles estimés. Les cycles semblent,

comme dans le cas univarié, contemporains. Par contre, la dispersion entre les cycles relevée par la comparaison des cycles sectoriels produits par l'analyse univariée semble exagérée si les résultats du second chapitre sont pris au sérieux. Il ressort aussi, de l'approche multivariée, comme de l'approche univariée, que les modèles à changements de régime markoviens semblent plus robustes aux choix de modélisation effectués lorsqu'ils sont appliqués à des cas plus agrégés comme les facteurs canadiens ou les séries de taux de croissance du total des emplois au Canada. Et, finalement, la nécessité d'incorporer une variance dépendante du régime dans le second chapitre suggère que la variance des séries comporte une certaine information sur la probabilité de se trouver en récession. Les récessions seraient donc potentiellement des environnements où les risques d'erreurs d'estimation et de prévision sont fondamentalement plus grands.

De nombreuses avenues ont été écartées dans le cadre de cette étude. D'abord, l'analyse conjointe des cycles par des modèles vectoriels a été omise. L'intention était de fournir un cadre aussi simple que possible et de demeurer conséquent pour différents cas de figure. Aussi, il est usuel d'estimer les versions vectorielles de ces modèles par des méthodes bayésiennes, entre autres choses pour bénéficier d'une forme de régularisation. Ensuite, les changements de variance du terme de bruit n'ont été considérés que d'une seule façon et selon le cycle lié au premier moment de la série. La variance pourrait aussi être modélisée comme diminuant dans le temps, ce qui semble cohérent avec plusieurs faits stylisés relevés dans cette étude. De plus, aucun modèle à trois régimes n'a été estimé. Il se peut qu'il existe une asymétrie dans la transition vers une récession et la transition hors d'une récession et un modèle incorporant seulement deux régimes ne peut pas approximer ce type

de comportement. Ensuite, il serait intéressant de comparer les résultats obtenus dans cette étude et ce qui peut être estimé à l'aide d'algorithmes basés sur des critères visuels comme celui de Harding et Pagan (2002).

ANNEXE A

TESTS DE RACINES UNITAIRES

Cette annexe présente les résultats complémentaires pour les tests de racines unitaires de la section 1.1. Les tests sont effectués pour les taux de croissance mensuels, en glissements trimestriels et en glissements annuels des séries d'emplois sectorielles brutes.

Tableau A.1: Tests ERS des taux de croissance mensuel

	MAIC		MBIC	
	Retards	t	Retards	t
Canada (T)	11	-1,898	11	-1,898
Canada (B)	1	-10,2567	1	-10,2567
Canada (S)	24	-1,4923	23	-1,4698
Terre-Neuve (T)	1	-12,8588	1	-12,8588
Terre-Neuve (B)	1	-12,3383	1	-12,3383
Terre-Neuve (S)	1	-15,8317	1	-15,8317
Île-du-Prince-Édouard (T)	1	-10,9204	1	-10,9204
Île-du-Prince-Édouard (B)	2	-11,8481	2	-11,8481
Île-du-Prince-Édouard (S)	1	-13,3646	1	-13,3646
Nouvelle-Écosse (T)	1	-11,4255	1	-11,4255
Nouvelle-Écosse (B)	1	-10,8879	1	-10,8879
Nouvelle-Écosse (S)	1	-14,6031	1	-14,6031
Nouveau-Brunswick (T)	1	-11,0752	1	-11,0752
Nouveau-Brunswick (B)	1	-11,6107	1	-11,6107
Nouveau-Brunswick (S)	1	-14,3625	1	-14,3625
Québec (T)	1	-12,9249	1	-12,9249
Québec (B)	1	-11,1074	1	-11,1074
Québec (S)	24	-2,3024	24	-2,3024
Ontario (T)	23	-2,0028	23	-2,0028
Ontario (B)	1	-11,2088	1	-11,2088
Ontario (S)	24	-1,5491	24	-1,5491
Manitoba (T)	1	-12,1843	1	-12,1843
Manitoba (B)	1	-10,29	1	-10,29
Manitoba (S)	24	-2,7723	1	-17,64
Saskatchewan (T)	1	-10,9739	1	-10,9739
Saskatchewan (B)	1	-10,465	1	-10,465
Saskatchewan (S)	24	-2,7304	24	-2,7304
Alberta (T)	24	-2,2402	13	-2,3063
Alberta (B)	1	-10,746	1	-10,746
Alberta (S)	24	-1,9353	24	-1,9353
Colombie-Britannique (T)	24	-1,9804	24	-1,9804
Colombie-Britannique (B)	1	-11,2826	1	-11,2826
Colombie-Britannique (S)	24	-1,4891	24	-1,4891

Notes : Tests DF-GLS avec constante des taux de croissance en glissement trimestriel des séries. Les valeurs critiques à 1, 5 et 10 % correspondent à celle d u test ADF, soient respectivement -3,43, -2,86 et -2,57. (MacKinnon, 2010). T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau A.2: Test ERS des taux de croissance trimestriel

	MAIC		MBIC	
	Retards	t	Retards	t
Canada (T)	21	-1,927	9	-1,8942
Canada (B)	9	-3,1464	1	-18,9283
Canada (S)	22	-1,4906	21	-1,4705
Terre-Neuve (T)	1	-17,4632	1	-17,4632
Terre-Neuve (B)	1	-16,9944	1	-16,9944
Terre-Neuve (S)	1	-14,9315	1	-14,9315
Île-du-Prince-Édouard (T)	1	-14,3269	1	-14,3269
Île-du-Prince-Édouard (B)	1	-13,836	1	-13,836
Île-du-Prince-Édouard (S)	1	-16,4209	1	-16,4209
Nouvelle-Écosse (T)	1	-14,5525	1	-14,5525
Nouvelle-Écosse (B)	1	-15,7884	1	-15,7884
Nouvelle-Écosse (S)	23	-2,5198	23	-2,5198
Nouveau-Brunswick (T)	1	-17,2202	1	-17,2202
Nouveau-Brunswick (B)	1	-18,3061	1	-18,3061
Nouveau-Brunswick (S)	23	-2,4651	23	-2,4651
Québec (T)	10	-3,0821	10	-3,0821
Québec (B)	1	-17,1909	1	-17,1909
Québec (S)	24	-2,1587	24	-2,1587
Ontario (T)	21	-1,9975	21	-1,9975
Ontario (B)	21	-2,7579	10	-3,4354
Ontario (S)	22	-1,5448	22	-1,5448
Manitoba (T)	1	-13,2828	1	-13,2828
Manitoba (B)	1	-14,3134	1	-14,3134
Manitoba (S)	24	-2,2633	24	-2,2633
Saskatchewan (T)	1	-14,4527	1	-14,4527
Saskatchewan (B)	1	-13,0605	1	-13,0605
Saskatchewan (S)	24	-2,3197	24	-2,3197
Alberta (T)	22	-2,2419	22	-2,2419
Alberta (B)	12	-3,7198	10	-3,8642
Alberta (S)	23	-1,7832	23	-1,7832
Colombie-Britannique (T)	22	-1,9819	22	-1,9819
Colombie-Britannique (B)	10	-4,2384	1	-11,8606
Colombie-Britannique (S)	22	-1,4883	22	-1,4883

Notes : Tests DF-GLS avec constante des taux de croissance en glissement trimestriel des séries. Les valeurs critiques à 1, 5 et 10 % correspondent à celle d u test ADF, soient respectivement -3,43, -2,86 et -2,57. (MacKinnon, 2010). T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau A.3: Test ERS des taux de croissance annuel

	MAIC		MBIC	
	Retards	t	Retards	t
Canada (T)	24	-3,299	12	-3,1786
Canada (B)	24	-2,8917	12	-2,8547
Canada (S)	24	-3,1034	1	-3,1929
Terre-Neuve (T)	24	-2,6746	12	-2,922
Terre-Neuve (B)	24	-2,4938	15	-2,6004
Terre-Neuve (S)	14	-3,4518	13	-3,467
Île-du-Prince-Édouard (T)	13	-3,8207	13	-3,8207
Île-du-Prince-Édouard (B)	24	-3,1446	16	-3,205
Île-du-Prince-Édouard (S)	24	-3,4829	13	-4,0168
Nouvelle-Écosse (T)	24	-2,3397	14	-2,1898
Nouvelle-Écosse (B)	24	-2,4017	24	-2,4017
Nouvelle-Écosse (S)	24	-3,0365	14	-3,1112
Nouveau-Brunswick (T)	24	-2,895	14	-2,9187
Nouveau-Brunswick (B)	24	-3,7545	2	-5,5274
Nouveau-Brunswick (S)	24	-3,1912	13	-2,9644
Québec (T)	24	-3,3103	1	-3,7337
Québec (B)	24	-3,3386	13	-3,4184
Québec (S)	24	-3,325	1	-4,7298
Ontario (T)	24	-2,7861	12	-2,832
Ontario (B)	24	-2,3294	12	-2,5808
Ontario (S)	24	-2,41	13	-2,5464
Manitoba (T)	24	-2,9308	24	-2,9308
Manitoba (B)	24	-3,3635	14	-3,6222
Manitoba (S)	24	-3,2294	24	-3,2294
Saskatchewan (T)	24	-1,4605	24	-1,4605
Saskatchewan (B)	24	-1,5172	24	-1,5172
Saskatchewan (S)	24	-2,5432	14	-2,8123
Alberta (T)	24	-1,7607	12	-2,068
Alberta (B)	24	-1,9511	12	-2,3322
Alberta (S)	24	-2,0234	14	-2,1262
Colombie-Britannique (T)	24	-2,5987	13	-2,537
Colombie-Britannique (B)	24	-2,4139	13	-2,7145
Colombie-Britannique (S)	24	-3,7518	13	-3,0616

Notes : Tests DF-GLS avec constante et tendance linéaire des taux de croissance en glissement annuel des séries. Les valeurs critiques à 1, 5 et 10 % sont respectivement -3,15, -2,89 et -2,57 (Elliot *et al.*, 1996). T : total; B : biens; S : services.

ANNEXE B

DÉSAISONNALISATION

Cette annexe présente les résultats complémentaires de la désaisonnalisation minimaliste proposée à la section 1.2. Les choix de retards pour les modèles regARIMA avec saisonnalité sont présentés au tableau (B.1). Ensuite, tous les spectres autorégressifs estimés pour la différence première des séries d'emplois brutes et minimalement désaisonnalisées sont présentés.

Tableau B.1: Choix des modèles ARIMA

	BIC	AIC
Canada (T)	(1 1 2)(1 0 1)	(3 1 3)(2 0 2)
Canada (B)	(1 1 1)(1 0 1)	(3 1 3)(1 0 1)
Canada (S)	(1 1 2)(1 0 1)	(2 1 3)(1 0 2)
Terre-Neuve (T)	(1 1 1)(1 0 1)	(3 1 3)(2 0 1)
Terre-Neuve (B)	(2 1 1)(1 0 1)	(3 1 3)(1 0 1)
Terre-Neuve (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(3 1 3)(2 0 1)
Île-du-Prince-Édouard (T)	(2 1 1)(1 0 1)	(2 1 1)(1 0 1)
Île-du-Prince-Édouard (B)	(2 1 1)(1 0 1)	(2 1 1)(1 0 1)
Île-du-Prince-Édouard (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(2 1 1)(1 0 1)
Nouvelle-Écosse (T)	(1 1 1)(1 0 1)	(3 1 2)(1 0 1)
Nouvelle-Écosse (B)	(3 1 2)(1 0 1)	(3 1 2)(1 0 2)
Nouvelle-Écosse (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 3)(1 0 1)
Nouveau-Brunswick (T)	(1 1 2)(1 0 1)	(1 1 2)(1 0 1)
Nouveau-Brunswick (B)	(1 1 2)(1 0 1)	(3 1 1)(1 0 1)
Nouveau-Brunswick (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 2)(1 0 1)
Québec (T)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 2)(1 0 1)
Québec (B)	(3 1 2)(1 0 1)	(3 1 2)(1 0 1)
Québec (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(3 1 1)(1 0 2)
Ontario (T)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 2)(1 0 1)
Ontario (B)	(1 1 2)(1 0 1)	(1 1 2)(1 0 1)
Ontario (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(2 1 1)(1 0 2)
Manitoba (T)	(1 1 2)(1 0 1)	(3 1 2)(1 0 2)
Manitoba (B)	(2 1 1)(1 0 1)	(3 1 3)(2 0 2)
Manitoba (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 1)(2 0 1)
Saskatchewan (T)	(1 1 1)(1 0 1)	(2 1 3)(2 0 2)
Saskatchewan (B)	(1 1 1)(1 0 1)	(2 1 2)(1 0 1)
Saskatchewan (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 1)(2 0 1)
Alberta (T)	(1 1 3)(1 0 1)	(1 1 3)(1 0 1)
Alberta (B)	(1 1 1)(1 0 1)	(3 1 1)(1 0 1)
Alberta (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 3)(2 0 2)
Colombie-Britannique (T)	(1 1 1)(1 0 1)	(1 1 2)(2 0 2)
Colombie-Britannique (B)	(1 1 1)(1 0 1)	(2 1 3)(2 0 1)
Colombie-Britannique (S)	(1 1 1)(1 0 1)	(3 1 3)(1 0 1)

Notes : Les modèles regARIMA (p d q)(P D Q) incluent une constante et, sous une condition de significativité, des dichotomiques pour les jours ouvrables. Les composantes autorégressives sont p et P, moyennes mobiles, q et Q, et les différences employées, d et D. Le second triplet correspond à la partie saisonnière du modèle. T : total ; B : biens ; S : services.

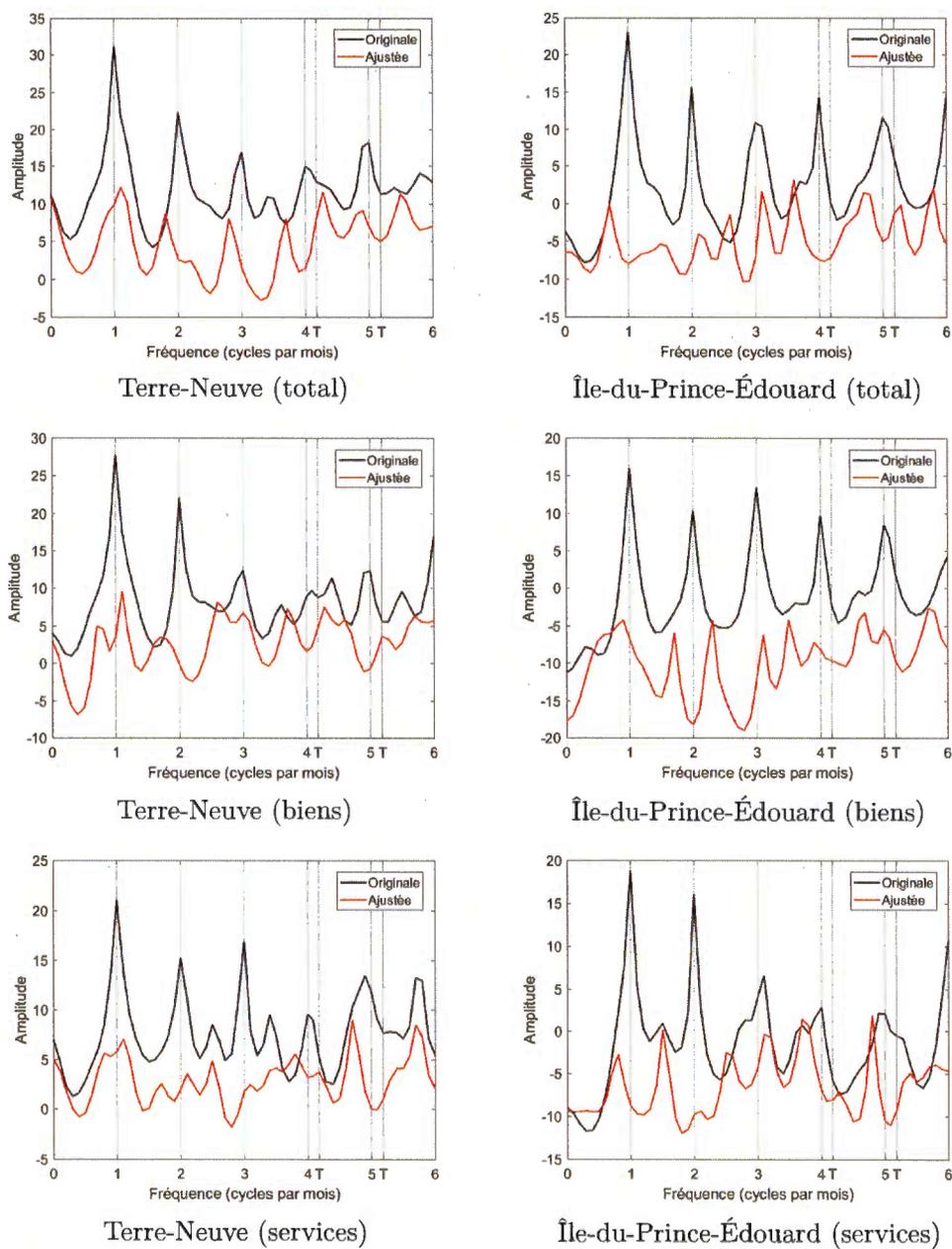


FIGURE B.1: Effets des filtres pour Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard

Notes : Spectres des séries en différence première. Les fréquences sont exprimées en douzièmes.
 T : fréquences liées aux jours ouvrables.

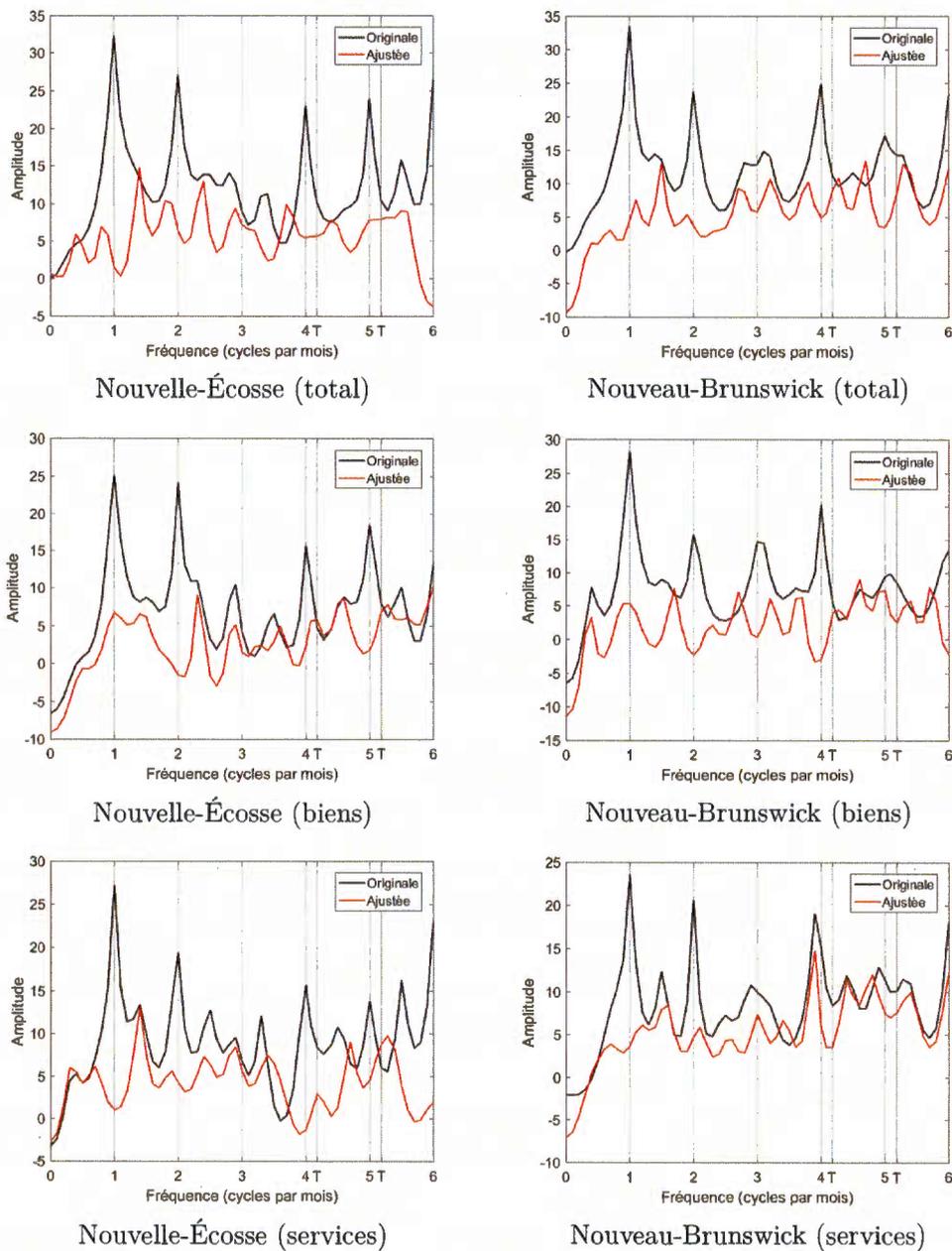


FIGURE B.2: Effets des filtres pour la Nouvelle-Écosse et le Nouveau-Brunswick

Notes : Spectres des séries en différence première. Les fréquences sont exprimées en douzièmes.
 T : fréquences liées aux jours ouvrables.

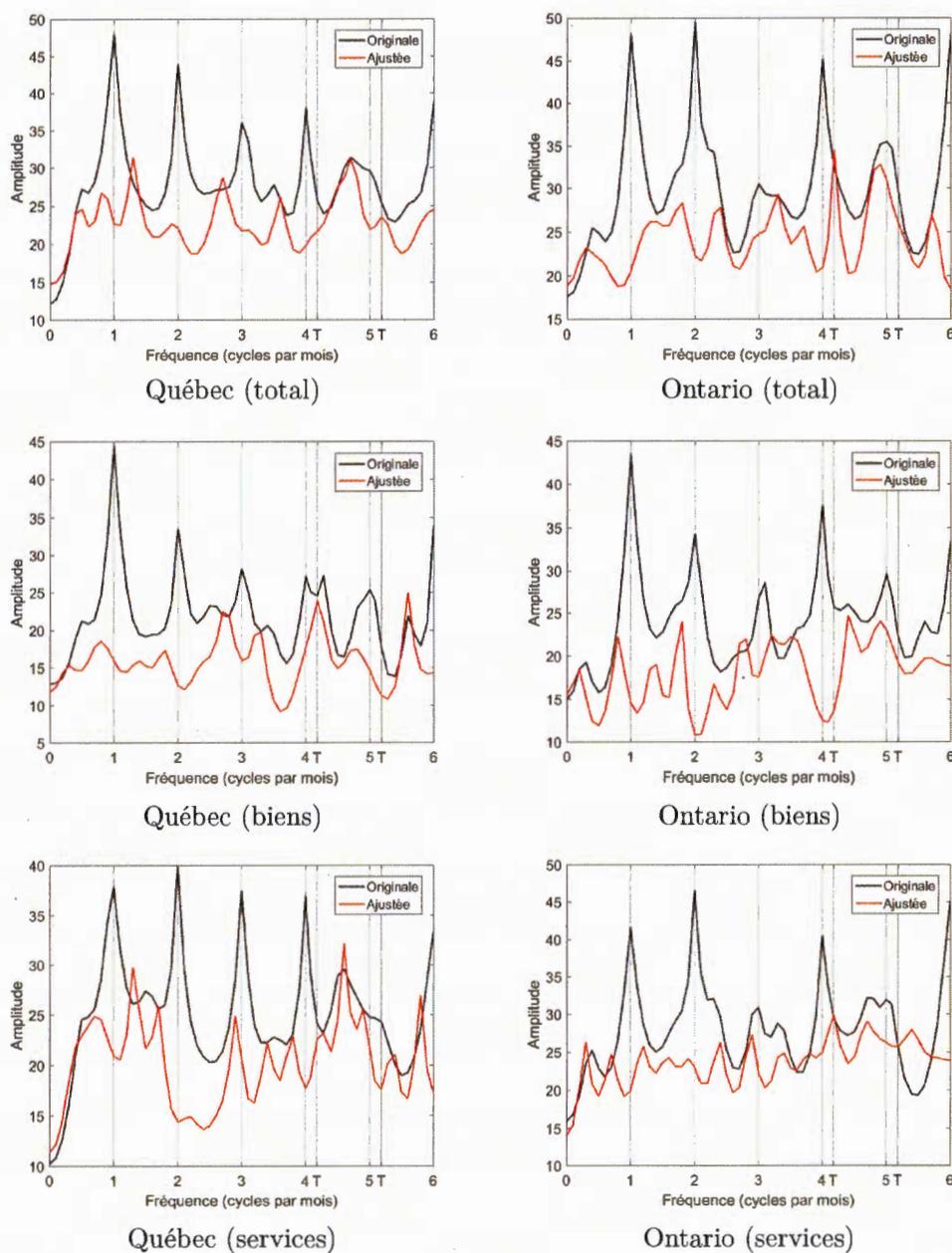


FIGURE B.3: Effets des filtres pour le Québec et l'Ontario

Notes : Spectres des séries en différence première. Les fréquences sont exprimées en douzièmes.
 T : fréquences liées aux jours ouvrables.

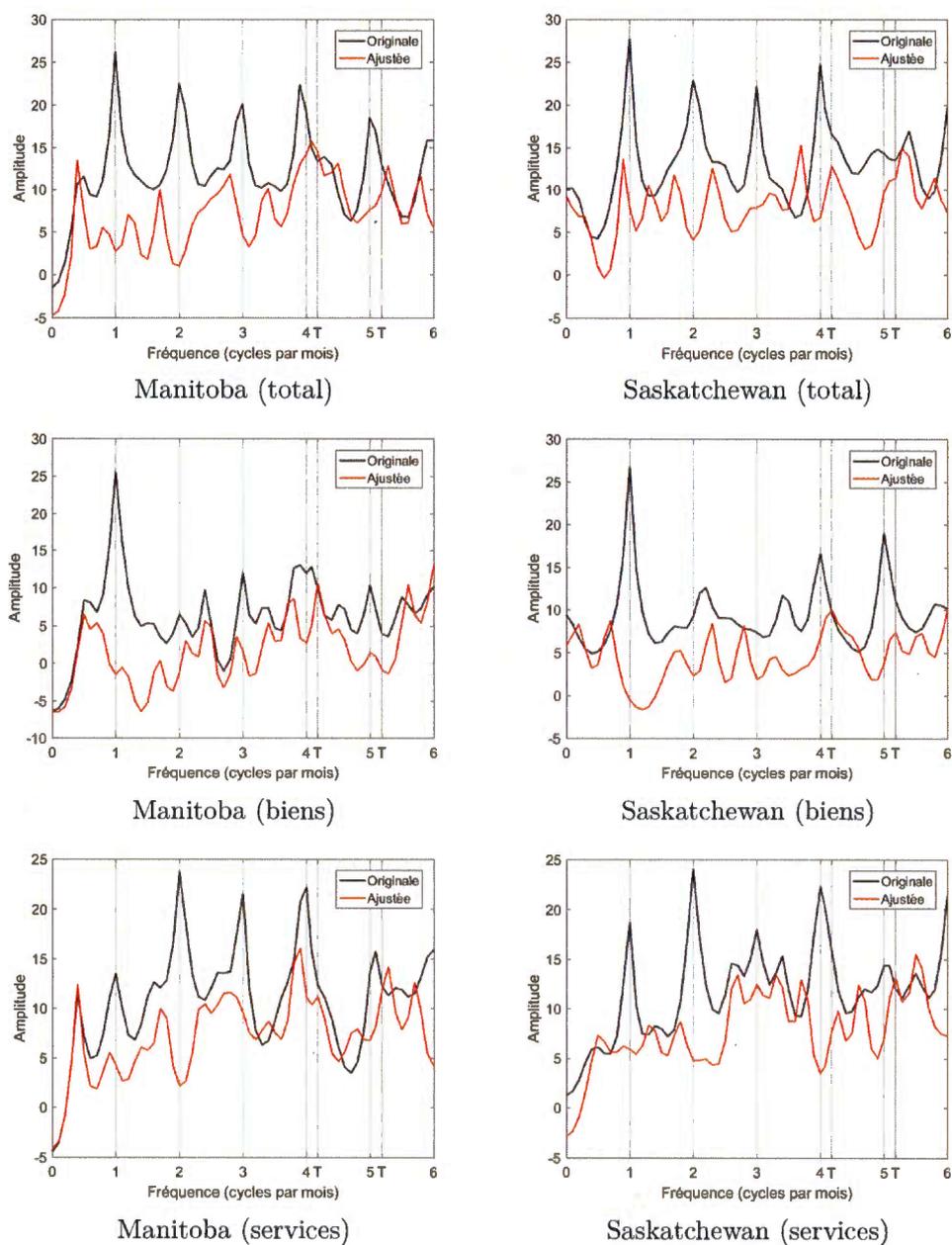


FIGURE B.4: Effets des filtres pour le Manitoba et la Saskatchewan

Notes : Spectres des séries en différence première. Les fréquences sont exprimées en douzièmes.
T : fréquences liées aux jours ouvrables.

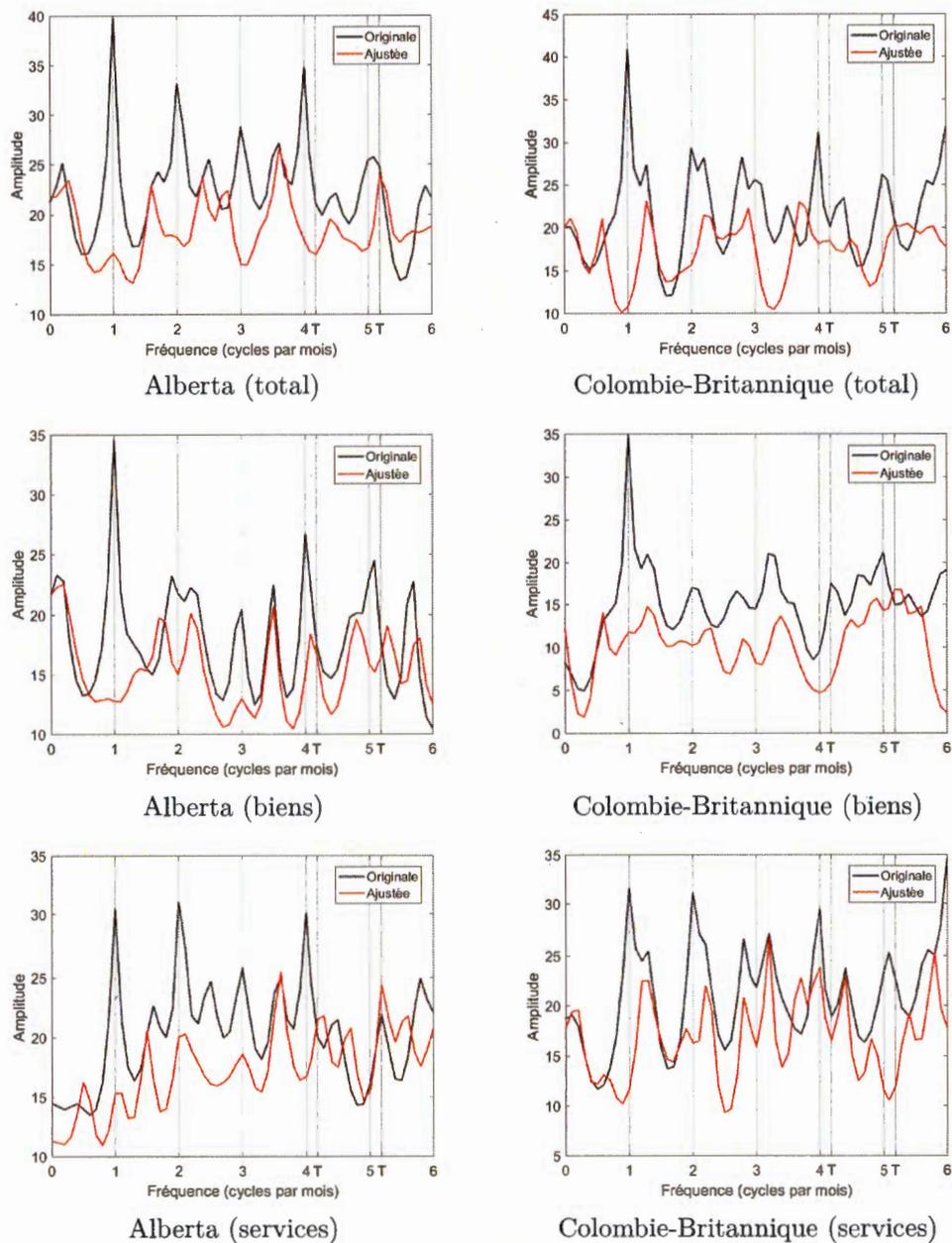


FIGURE B.5: Effets des filtres pour l'Alberta et la Colombie-Britannique

Notes : Spectres des séries en différence première. Les fréquences sont exprimées en douzièmes.
T : fréquences liées aux jours ouvrables.

ANNEXE C

MODÈLES À CHANGEMENTS DE RÉGIME MARKOVIENS

Cette annexe présente tous les résultats complémentaires aux modèles à changement de régime markoviens. Les tests Quandt-Andrews de bris structurels employés dans la construction des dichotomiques introduites dans les modèles univariés des données minimalement désaisonnalisées, ainsi que les choix de retards des modèles à changements de régime markoviens pour ces données et l'analyse visuelle de toutes les séries de probabilités estimées sont présentés ci-bas. Ensuite, les mêmes tableaux sont présentés pour les données désaisonnalisées par Statistique Canada. Les choix pour les différents modèles MS-ARDL à facteurs sont présentés à la fin, y compris les choix des nombres de facteurs et l'analyse visuelle de toutes les séries de probabilités de récession estimées.

Puisqu'il y a près de 650 figures de probabilités de récession, elles ne sont pas reproduites ci-bas. Par contre, toutes les figures ont été produites et sont disponibles avec les codes de programmation et les fichiers de données nécessaires à la reproduction des résultats.

C.1 Modèles univariés

Tableau C.1: Tests Quandt-Andrews de bris (taux mensuels)

	Date	Statistiques	Valeurs p
Canada (T)	janvier 1989	10,957	0,017
Canada (B)	août 1989	2,95	0,569
Canada (S)	mars 1989	15,272	0,002
Terre-Neuve (T)	juillet 1989	1,077	0,991
Terre-Neuve (B)	juin 1996	0,472	1
Terre-Neuve (S)	juillet 1989	2,025	0,783
Île-du-Prince-Édouard (T)	juin 2003	0,593	1
Île-du-Prince-Édouard (B)	mai 2006	0,438	1
Île-du-Prince-Édouard (S)	juin 2003	0,874	1
Nouvelle-Écosse (T)	juillet 2004	2,821	0,596
Nouvelle-Écosse (B)	décembre 1988	0,822	1
Nouvelle-Écosse (S)	avril 2006	2,815	0,597
Nouveau-Brunswick (T)	janvier 2009	2,491	0,671
Nouveau-Brunswick (B)	février 2011	0,442	1
Nouveau-Brunswick (S)	mai 2006	3,796	0,41
Québec (T)	décembre 1982	2,37	0,699
Québec (B)	août 1982	3,833	0,404
Québec (S)	janvier 1988	1,738	0,854
Ontario (T)	janvier 1989	11,508	0,013
Ontario (B)	janvier 1989	4,807	0,271
Ontario (S)	mars 1989	8,319	0,058
Manitoba (T)	octobre 1986	1,581	0,891
Manitoba (B)	novembre 1982	1,088	0,989
Manitoba (S)	avril 1990	1,742	0,853
Saskatchewan (T)	avril 1986	4,668	0,287
Saskatchewan (B)	septembre 2003	2,393	0,694
Saskatchewan (S)	février 1986	6,293	0,143
Alberta (T)	avril 1982	25,575	0
Alberta (B)	avril 1982	4,829	0,268
Alberta (S)	avril 1982	15,867	0,002
Colombie-Britannique (T)	novembre 1994	4,982	0,252
Colombie-Britannique (B)	mars 2008	0,673	1
Colombie-Britannique (S)	août 1997	6,42	0,135

Notes : Les valeurs p proviennent de Hansen (1997). T : total; B : biens; S : services.

Tableau C.2: Tests Quandt-Andrews de bris (taux trimestriels)

	Date	Statistiques	Valeurs p
Canada (T)	janvier 1989	23,587	0
Canada (B)	juin 1989	5,743	0,182
Canada (S)	janvier 1989	45,119	0
Terre-Neuve (T)	juin 1989	4,157	0,355
Terre-Neuve (B)	novembre 1996	1,139	0,982
Terre-Neuve (S)	août 1990	8,165	0,062
Île-du-Prince-Édouard (T)	juin 2003	2,219	0,736
Île-du-Prince-Édouard (B)	mai 2006	1,594	0,888
Île-du-Prince-Édouard (S)	juin 2003	3,12	0,534
Nouvelle-Écosse (T)	mai 2004	10,554	0,021
Nouvelle-Écosse (B)	novembre 1988	3,421	0,475
Nouvelle-Écosse (S)	décembre 2006	12,15	0,01
Nouveau-Brunswick (T)	janvier 2008	9,281	0,037
Nouveau-Brunswick (B)	janvier 2011	1,823	0,833
Nouveau-Brunswick (S)	décembre 2008	14,8	0,003
Québec (T)	novembre 1982	6,855	0,112
Québec (B)	août 1982	12,51	0,008
Québec (S)	juin 1987	6,251	0,146
Ontario (T)	janvier 1989	28,464	0
Ontario (B)	janvier 1989	12,093	0,01
Ontario (S)	mars 1988	31,022	0
Manitoba (T)	septembre 1986	6,521	0,129
Manitoba (B)	février 1993	3,746	0,418
Manitoba (S)	septembre 1986	8,213	0,061
Saskatchewan (T)	février 1986	17,155	0,001
Saskatchewan (B)	juillet 2003	10,758	0,019
Saskatchewan (S)	janvier 1986	25,503	0
Alberta (T)	mars 1982	80,464	0
Alberta (B)	mars 1982	10,297	0,023
Alberta (S)	mars 1982	69,941	0
Colombie-Britannique (T)	septembre 1994	16,157	0,001
Colombie-Britannique (B)	mai 1984	2,383	0,696
Colombie-Britannique (S)	septembre 1994	24,206	0

Notes : Les valeurs p proviennent de Hansen (1997). T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.3: Tests Quandt-Andrews de bris (taux annuels)

	Date	Statistiques	Valeurs p
Canada (T)	janvier 1989	43,259	0
Canada (B)	juillet 2004	10,396	0,022
Canada (S)	janvier 1989	127,125	0
Terre-Neuve (T)	décembre 1988	30,944	0
Terre-Neuve (B)	juin 1996	8,915	0,044
Terre-Neuve (S)	mars 1990	66,206	0
Île-du-Prince-Édouard (T)	juin 1988	18,539	0
Île-du-Prince-Édouard (B)	décembre 2005	12,193	0,01
Île-du-Prince-Édouard (S)	septembre 2002	16,819	0,001
Nouvelle-Écosse (T)	juillet 1988	56,067	0
Nouvelle-Écosse (B)	avril 1988	21,802	0
Nouvelle-Écosse (S)	avril 2006	66,878	0
Nouveau-Brunswick (T)	mai 2007	47,941	0
Nouveau-Brunswick (B)	mai 2010	7,72	0,076
Nouveau-Brunswick (S)	mars 2002	74,499	0
Québec (T)	mai 1982	15,041	0,002
Québec (B)	mai 1982	36,112	0
Québec (S)	mars 1987	29,715	0
Ontario (T)	janvier 1989	65,04	0
Ontario (B)	novembre 2003	27,613	0
Ontario (S)	mai 1989	127,717	0
Manitoba (T)	août 1986	22,801	0
Manitoba (B)	octobre 1992	14,696	0,003
Manitoba (S)	juin 1986	40,966	0
Saskatchewan (T)	septembre 1985	52,997	0
Saskatchewan (B)	mars 2003	62,806	0
Saskatchewan (S)	septembre 1985	118,485	0
Alberta (T)	février 1982	116,248	0
Alberta (B)	janvier 2008	15,914	0,002
Alberta (S)	février 1982	267,489	0
Colombie-Britannique (T)	septembre 1994	45,84	0
Colombie-Britannique (B)	novembre 2007	8,111	0,063
Colombie-Britannique (S)	septembre 1994	105,194	0

Notes : Les valeurs p proviennent de Hansen (1997). T : total; B : biens; S : services.

Tableau C.4: Choix des retards par AIC

	Rien			Bris			Tendance		
	M	Tr	A	M	Tr	A	M	Tr	A
Canada (T)	1	6	4	1	4	1	1	4	4
Canada (B)	1	4	3	1	6	1	1	4	1
Canada (S)	1	4	2	1	4	1	1	6	1
Terre-Neuve (T)	1	6	1	2	6	1	1	6	1
Terre-Neuve (B)	3	6	1	3	6	1	3	6	1
Terre-Neuve (S)	3	6	2	3	6	2	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (T)	1	6	3	1	6	2	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (B)	1	6	2	1	6	2	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (S)	1	6	2	1	6	2	1	6	1
Nouvelle-Écosse (T)	1	6	2	1	6	2	1	6	2
Nouvelle-Écosse (B)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouvelle-Écosse (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	2
Nouveau-Brunswick (T)	1	6	1	1	6	1	2	6	2
Nouveau-Brunswick (B)	2	6	3	2	6	3	2	6	3
Nouveau-Brunswick (S)	2	6	2	2	6	2	2	6	2
Québec (T)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Québec (B)	2	6	2	1	6	2	2	6	1
Québec (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Ontario (T)	1	4	1	1	6	1	1	4	2
Ontario (B)	2	4	3	2	4	3	1	4	1
Ontario (S)	1	6	1	2	6	1	1	6	1
Manitoba (T)	2	6	2	2	6	2	1	6	2
Manitoba (B)	2	6	2	1	6	1	2	4	1
Manitoba (S)	2	6	1	2	6	2	2	6	1
Saskatchewan (T)	2	6	1	2	6	1	2	4	2
Saskatchewan (B)	1	6	2	1	6	1	1	6	2
Saskatchewan (S)	2	6	2	2	6	2	2	6	2
Alberta (T)	2	5	3	3	4	3	1	4	3
Alberta (B)	1	6	1	1	6	1	1	6	2
Alberta (S)	3	6	1	3	6	3	4	5	2
Colombie-Britannique (T)	1	4	3	1	4	2	1	4	2
Colombie-Britannique (B)	1	6	2	1	6	2	2	6	2
Colombie-Britannique (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1

Notes : M : taux mensuels ; Tr : taux trimestriels ; A : Taux annuels ; T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.5: Choix des retards par BIC

	Rien			Bris			Tendance		
	M	Tr	A	M	Tr	A	M	Tr	A
Canada (T)	1	4	4	1	4	1	1	4	4
Canada (B)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Canada (S)	1	4	2	1	4	1	1	6	1
Terre-Neuve (T)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Terre-Neuve (B)	3	6	1	3	6	1	3	6	1
Terre-Neuve (S)	1	6	2	1	6	2	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (T)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Île-du-Prince-Édouard (B)	1	6	1	1	6	2	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouvelle-Écosse (T)	1	6	1	1	6	2	1	6	2
Nouvelle-Écosse (B)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouvelle-Écosse (S)	1	6	1	1	6	1	1	4	1
Nouveau-Brunswick (T)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouveau-Brunswick (B)	2	6	1	2	6	1	2	6	1
Nouveau-Brunswick (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Québec (T)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Québec (B)	2	6	2	1	6	2	2	4	1
Québec (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Ontario (T)	1	4	1	1	4	1	1	4	2
Ontario (B)	1	4	1	2	4	1	1	4	1
Ontario (S)	1	4	1	1	6	1	1	4	1
Manitoba (T)	1	4	2	2	4	2	1	4	1
Manitoba (B)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Manitoba (S)	2	6	1	1	6	1	1	6	1
Saskatchewan (T)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Saskatchewan (B)	1	4	2	1	4	1	1	4	2
Saskatchewan (S)	2	6	2	1	5	2	1	6	2
Alberta (T)	2	5	1	3	4	3	1	4	3
Alberta (B)	1	4	1	1	4	1	1	4	2
Alberta (S)	3	4	1	1	6	1	4	5	2
Colombie-Britannique (T)	1	4	1	1	4	2	1	4	1
Colombie-Britannique (B)	1	6	1	1	6	1	2	6	2
Colombie-Britannique (S)	1	6	1	1	4	1	1	4	1

Notes : M : taux mensuels ; Tr : taux trimestriels ; A : Taux annuels ; T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.6: Analyse visuelle des modèles de base

	Rien			Bris			Tendance		
	M	Tr	A	M	Tr	A	M	Tr	A
Canada (T)	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Canada (B)	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Canada (S)	2	2	2	2	1	1	1	2	1
Terre-Neuve (T)	0	2	2	0	2	2	0	2	2
Terre-Neuve (B)	0	0	0	0	ND	0	0	0	0
Terre-Neuve (S)	0	2	2	ND	0	2	ND	0	2
Île-du-Prince-Édouard (T)	0	2	0	1	1	2	0	1	1
Île-du-Prince-Édouard (B)	0	0	1	0	0	1	0	0	1
Île-du-Prince-Édouard (S)	0	1	1	1	0	0	0	1	0
Nouvelle-Écosse (T)	0	ND	0	0	2	ND	0	2	2
Nouvelle-Écosse (B)	0	1	0	0	2	0	0	0	0
Nouvelle-Écosse (S)	0	2	0	0	2	2	0	2	2
Nouveau-Brunswick (T)	2	1	1	ND	2	0	0	2	0
Nouveau-Brunswick (B)	0	2	1	ND	0	1	ND	0	0
Nouveau-Brunswick (S)	1	1	0	ND	1	0	0	1	0
Québec (T)	1	1	0	2	2	2	2	2	1
Québec (B)	2	2	2	ND	0	2	0	0	2
Québec (S)	2	1	1	1	1	1	2	2	1
Ontario (T)	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Ontario (B)	2	0	2	2	0	2	1	1	2
Ontario (S)	0	2	0	2	2	0	2	2	0
Manitoba (T)	0	2	0	1	2	0	1	2	2
Manitoba (B)	1	2	2	0	1	2	0	2	2
Manitoba (S)	1	1	0	1	1	1	1	1	2
Saskatchewan (T)	2	0	2	0	2	0	1	2	0
Saskatchewan (B)	0	0	2	0	0	0	0	0	0
Saskatchewan (S)	ND	1	0	0	0	0	1	2	0
Alberta (T)	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Alberta (B)	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Alberta (S)	0	0	0	0	2	0	0	ND	2
Colombie-Britannique (T)	2	2	2	2	2	2	2	2	1
Colombie-Britannique (B)	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Colombie-Britannique (S)	0	1	0	1	0	ND	2	2	0

Notes : (0) : ne fonctionne pas; (1) : quelques problèmes; (2) : fonctionne; ND : non-disponible;
M : taux mensuels; Tr : taux trimestriels; A : Taux annuels; T : total; B : biens; S : services.
Choix par AIC.

Tableau C.7: Tests Quandt-Andrews de bris (taux mensuels)

	Date	Statistiques	Valeurs p
Canada (T)	mars 1989	16,096	0,001
Canada (B)	août 1989	3,378	0,483
Canada (S)	mars 1989	22,022	0
Terre-Neuve (T)	juin 1989	1,397	0,933
Terre-Neuve (B)	décembre 1996	0,488	1
Terre-Neuve (S)	octobre 1990	2,166	0,748
Île-du-Prince-Édouard (T)	janvier 1989	0,83	1
Île-du-Prince-Édouard (B)	mai 2006	0,469	1
Île-du-Prince-Édouard (S)	août 2003	0,765	1
Nouvelle-Écosse (T)	juillet 2004	3,234	0,511
Nouvelle-Écosse (B)	janvier 1989	0,899	1
Nouvelle-Écosse (S)	février 2007	3,41	0,477
Nouveau-Brunswick (T)	novembre 2007	3,457	0,469
Nouveau-Brunswick (B)	février 2011	0,427	1
Nouveau-Brunswick (S)	janvier 2009	4,768	0,275
Québec (T)	décembre 1982	3,22	0,514
Québec (B)	septembre 1982	5,004	0,249
Québec (S)	janvier 1988	2,351	0,704
Ontario (T)	janvier 1989	15,143	0,002
Ontario (B)	janvier 1989	5,693	0,186
Ontario (S)	mars 1989	10,52	0,021
Manitoba (T)	octobre 1986	1,878	0,819
Manitoba (B)	novembre 1982	1,078	0,991
Manitoba (S)	avril 1990	1,869	0,821
Saskatchewan (T)	avril 1986	5,475	0,204
Saskatchewan (B)	septembre 2003	2,987	0,561
Saskatchewan (S)	février 1986	7,423	0,087
Alberta (T)	avril 1982	30,06	0
Alberta (B)	avril 1982	5,194	0,23
Alberta (S)	avril 1982	19,896	0
Colombie-Britannique (T)	novembre 1994	5,981	0,164
Colombie-Britannique (B)	septembre 2007	0,819	1
Colombie-Britannique (S)	novembre 1994	7,541	0,082

Notes : Données désaisonnalisées par Statistique Canada. Les valeurs p proviennent de Hansen (1997). T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.8: Tests Quandt-Andrews de bris (taux trimestriels)

	Date	Statistiques	Valeurs p
Canada (T)	janvier 1989	26,94	0
Canada (B)	juin 1989	6,464	0,133
Canada (S)	janvier 1989	54,884	0
Terre-Neuve (T)	mai 1989	5,845	0,174
Terre-Neuve (B)	novembre 1996	1,846	0,827
Terre-Neuve (S)	août 1990	10,027	0,026
Île-du-Prince-Édouard (T)	janvier 1989	2,928	0,573
Île-du-Prince-Édouard (B)	mai 2006	1,9	0,814
Île-du-Prince-Édouard (S)	juin 2003	3,195	0,519
Nouvelle-Écosse (T)	mai 2004	12,122	0,01
Nouvelle-Écosse (B)	novembre 1988	3,716	0,423
Nouvelle-Écosse (S)	décembre 2006	14,081	0,004
Nouveau-Brunswick (T)	novembre 2007	12,339	0,009
Nouveau-Brunswick (B)	janvier 2011	2,226	0,734
Nouveau-Brunswick (S)	décembre 2008	17,668	0,001
Québec (T)	novembre 1982	8,278	0,059
Québec (B)	juillet 1982	15,742	0,002
Québec (S)	décembre 1987	7,451	0,085
Ontario (T)	janvier 1989	32,397	0
Ontario (B)	janvier 1989	14,108	0,004
Ontario (S)	janvier 1989	34,85	0
Manitoba (T)	septembre 1986	6,99	0,105
Manitoba (B)	novembre 1982	3,973	0,382
Manitoba (S)	septembre 1986	9,437	0,035
Saskatchewan (T)	février 1986	19,833	0
Saskatchewan (B)	août 2003	13,011	0,006
Saskatchewan (S)	janvier 1986	29,92	0
Alberta (T)	mars 1982	89,882	0
Alberta (B)	mars 1982	11,857	0,011
Alberta (S)	mars 1982	85,718	0
Colombie-Britannique (T)	novembre 1994	18,224	0,001
Colombie-Britannique (B)	mars 1984	2,693	0,624
Colombie-Britannique (S)	septembre 1994	27,518	0

Notes : Données désaisonnalisées par Statistique Canada. Les valeurs p proviennent de Hansen (1997). T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.9: Tests Quandt-Andrews de bris (taux annuels)

	Date	Statistiques	Valeurs p
Canada (T)	décembre 1988	43,674	0
Canada (B)	juillet 2004	10,512	0,021
Canada (S)	janvier 1989	128,964	0
Terre-Neuve (T)	décembre 1988	31,616	0
Terre-Neuve (B)	juin 1996	9,376	0,036
Terre-Neuve (S)	mars 1990	65,177	0
Île-du-Prince-Édouard (T)	juin 1988	18,861	0
Île-du-Prince-Édouard (B)	décembre 2005	12,726	0,007
Île-du-Prince-Édouard (S)	septembre 2002	16,625	0,001
Nouvelle-Écosse (T)	novembre 1988	55,635	0
Nouvelle-Écosse (B)	juin 1988	21,217	0
Nouvelle-Écosse (S)	avril 2006	67,746	0
Nouveau-Brunswick (T)	mai 2007	49,217	0
Nouveau-Brunswick (B)	mai 2010	7,957	0,068
Nouveau-Brunswick (S)	mars 2002	74,425	0
Québec (T)	mai 1982	15,431	0,002
Québec (B)	mai 1982	36,966	0
Québec (S)	mars 1987	29,398	0
Ontario (T)	janvier 1989	65,232	0
Ontario (B)	février 2004	27,46	0
Ontario (S)	mars 1989	128,571	0
Manitoba (T)	août 1986	22,881	0
Manitoba (B)	octobre 1992	14,397	0,003
Manitoba (S)	janvier 1986	41,325	0
Saskatchewan (T)	septembre 1985	54,673	0
Saskatchewan (B)	février 2003	67,939	0
Saskatchewan (S)	septembre 1985	118,788	0
Alberta (T)	février 1982	118,554	0
Alberta (B)	février 2008	15,581	0,002
Alberta (S)	février 1982	277,05	0
Colombie-Britannique (T)	septembre 1994	46,665	0
Colombie-Britannique (B)	septembre 2007	8,437	0,055
Colombie-Britannique (S)	septembre 1994	106,635	0

Notes : Données désaisonnalisées par Statistique Canada. Les valeurs p proviennent de Hansen (1997). T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.10: Choix des retards par AIC avec désaisonnalisation de Statistique Canada

	Rien			Bris			Tendance		
	M	Tr	A	M	Tr	A	M	Tr	A
Canada (T)	3	4	4	2	6	4	3	6	4
Canada (B)	2	4	4	2	4	1	3	6	4
Canada (S)	3	4	1	1	5	1	3	4	1
Terre-Neuve (T)	2	6	1	2	6	1	1	6	1
Terre-Neuve (B)	3	6	3	3	6	1	2	6	1
Terre-Neuve (S)	1	6	2	1	6	2	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (T)	1	6	2	1	6	1	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (B)	1	6	2	1	6	2	1	6	2
Île-du-Prince-Édouard (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouvelle-Écosse (T)	1	6	2	1	6	2	1	6	2
Nouvelle-Écosse (B)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouvelle-Écosse (S)	1	4	2	1	6	1	1	4	2
Nouveau-Brunswick (T)	1	4	1	2	4	1	1	4	1
Nouveau-Brunswick (B)	2	6	3	2	5	3	2	6	3
Nouveau-Brunswick (S)	1	6	2	2	4	2	2	4	1
Québec (T)	1	4	1	1	6	2	1	4	1
Québec (B)	1	4	1	1	6	2	1	6	1
Québec (S)	1	6	1	1	6	2	1	6	1
Ontario (T)	1	4	4	1	6	1	1	6	4
Ontario (B)	3	4	2	4	4	3	3	4	5
Ontario (S)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Manitoba (T)	1	4	2	1	6	2	1	4	2
Manitoba (B)	1	4	1	2	4	1	1	4	1
Manitoba (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Saskatchewan (T)	2	4	1	2	6	2	2	6	1
Saskatchewan (B)	1	6	2	1	6	3	1	6	2
Saskatchewan (S)	2	6	2	1	6	2	2	6	3
Alberta (T)	1	4	2	5	6	3	1	4	2
Alberta (B)	2	4	3	2	6	1	3	4	1
Alberta (S)	1	6	3	2	6	3	1	6	1
Colombie-Britannique (T)	2	4	1	1	4	2	1	4	1
Colombie-Britannique (B)	2	6	1	1	6	2	1	6	1
Colombie-Britannique (S)	1	4	1	1	6	1	1	4	1

Notes : M : taux mensuels ; Tr : taux trimestriels ; A : Taux annuels ; T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.11: Choix des retards par BIC avec désaisonnalisation de Statistique Canada

	Rien			Bris			Tendance		
	M	Tr	A	M	Tr	A	M	Tr	A
Canada (T)	2	4	4	2	6	4	2	4	4
Canada (B)	1	4	1	1	4	1	2	4	4
Canada (S)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Terre-Neuve (T)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Terre-Neuve (B)	1	6	1	2	6	1	2	6	1
Terre-Neuve (S)	1	4	2	1	6	1	1	4	1
Île-du-Prince-Édouard (T)	1	6	2	1	6	1	1	6	1
Île-du-Prince-Édouard (B)	1	6	1	1	6	2	1	6	1
Île-du-Prince-Édouard (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouvelle-Écosse (T)	1	4	1	1	6	2	1	4	1
Nouvelle-Écosse (B)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Nouvelle-Écosse (S)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Nouveau-Brunswick (T)	1	4	1	2	4	1	1	4	1
Nouveau-Brunswick (B)	2	5	1	2	5	1	2	5	1
Nouveau-Brunswick (S)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Québec (T)	1	4	1	1	5	2	1	4	1
Québec (B)	1	4	1	1	4	2	1	4	1
Québec (S)	1	6	1	1	6	2	1	6	1
Ontario (T)	1	4	1	1	5	1	1	4	1
Ontario (B)	1	4	2	4	4	1	3	4	1
Ontario (S)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Manitoba (T)	1	4	1	1	4	2	1	4	2
Manitoba (B)	1	4	1	1	4	1	1	4	1
Manitoba (S)	1	6	1	1	6	1	1	6	1
Saskatchewan (T)	1	4	1	2	4	1	2	4	1
Saskatchewan (B)	1	4	1	1	4	1	1	4	2
Saskatchewan (S)	2	6	2	1	4	2	2	6	3
Alberta (T)	1	4	1	1	5	1	1	4	2
Alberta (B)	1	4	1	2	5	1	2	4	1
Alberta (S)	1	6	1	1	4	1	1	4	1
Colombie-Britannique (T)	1	4	1	1	4	2	1	4	1
Colombie-Britannique (B)	1	6	1	1	6	1	1	4	1
Colombie-Britannique (S)	1	4	1	1	4	1	1	4	1

Notes : M : taux mensuels ; Tr : taux trimestriels ; A : Taux annuels ; T : total ; B : biens ; S : services.

Tableau C.12: Analyse visuelle des modèles de base avec désaisonnalisation de Statistique Canada

	Rien			Bris			Tendance		
	M	Tr	A	M	Tr	A	M	Tr	A
Canada (T)	0	0	0	2	2	0	0	0	0
Canada (B)	ND	0	0	2	2	2	2	0	0
Canada (S)	0	0	0	2	2	1	0	1	0
Terre-Neuve (T)	0	0	0	0	2	2	0	1	0
Terre-Neuve (B)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Terre-Neuve (S)	0	1	0	1	2	2	0	ND	0
Île-du-Prince-Édouard (T)	2	0	0	1	0	0	0	ND	0
Île-du-Prince-Édouard (B)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Île-du-Prince-Édouard (S)	0	0	0	0	0	0	1	0	0
Nouvelle-Écosse (T)	ND	0	0	ND	0	0	0	ND	0
Nouvelle-Écosse (B)	ND	2	2	0	1	0	0	0	0
Nouvelle-Écosse (S)	0	0	0	0	2	0	0	0	0
Nouveau-Brunswick (T)	ND	0	0	1	1	0	0	ND	ND
Nouveau-Brunswick (B)	ND	0	0	0	0	1	0	ND	ND
Nouveau-Brunswick (S)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Québec (T)	0	0	1	1	1	1	2	2	0
Québec (B)	ND	ND	ND	0	0	2	0	0	ND
Québec (S)	0	0	0	1	1	1	ND	0	0
Ontario (T)	0	1	0	2	2	2	2	0	0
Ontario (B)	1	ND	1	1	0	2	0	0	2
Ontario (S)	0	2	1	0	0	0	ND	1	0
Manitoba (T)	0	0	0	0	2	0	0	0	ND
Manitoba (B)	0	0	0	0	0	2	0	0	0
Manitoba (S)	0	2	2	ND	0	0	0	0	0
Saskatchewan (T)	0	1	0	1	0	0	0	1	0
Saskatchewan (B)	ND	0	1	ND	ND	2	0	0	0
Saskatchewan (S)	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Alberta (T)	2	2	2	2	2	2	0	0	0
Alberta (B)	0	0	0	2	2	2	0	0	0
Alberta (S)	0	0	2	ND	0	ND	0	0	0
Colombie-Britannique (T)	0	0	0	1	1	2	0	0	0
Colombie-Britannique (B)	0	ND	0	2	2	2	0	1	0
Colombie-Britannique (S)	0	0	0	0	1	0	0	0	0

Notes : (0) : ne fonctionne pas ; (1) : quelques problèmes ; (2) : fonctionne ; ND : non-disponible ;
M : taux mensuels ; Tr : taux trimestriels ; A : Taux annuels ; T : total ; B : biens ; S : services.
Choix par AIC.

Tableau C.13: Choix des retards par BIC et AIC

	Facteurs			Facteurs ort.			Séries ort.		
	ARDL	AR	M	ARDL	AR	M	ARDL	AR	M
AIC									
Canada	3	5	2	ND	ND	ND	ND	ND	ND
Atlantiques	6	6	2	1	1	2	1	1	1
Québec	6	6	2	6	6	2	6	6	2
Ontario	2	5	2	1	5	2	5	5	2
Prairies	5	5	1	5	5	1	5	5	1
Colombie-Britannique	6	6	2	6	6	2	6	6	2
BIC									
Canada	3	3	2	ND	ND	ND	ND	ND	ND
Atlantiques	6	6	2	1	1	2	1	1	1
Québec	1	1	2	1	2	2	1	1	2
Ontario	1	2	2	1	1	2	5	5	2
Prairies	5	5	2	5	5	2	5	5	1
Colombie-Britannique	1	1	2	1	1	2	6	6	2

Notes : (M) : choix entre les modèles avec tous les facteurs (ARDL (1)) et le modèle avec seulement un facteur (AR (2)); (ort.) : orthogonalisé(es) par rapport aux trois facteurs canadiens.

Tableau C.14: Choix des retards par BIC et AIC (variance unique)

	AIC			BIC		
	ARDL	AR	M	ARDL	AR	M
Canada	6	5	1	3	3	2
Atlantiques	6	6	2	6	6	2
Québec	6	6	2	1	6	2
Ontario	5	5	1	1	5	2
Prairies	5	5	1	5	5	2
Colombie-Britannique	6	6	2	1	5	2

Notes : (M) : choix entre les modèles avec tous les facteurs (ARDL (1)) et le modèle avec seulement un facteur (AR (2)). Le modèle impose une même variance au bruit pour les deux états du monde.

Tableau C.15: Choix du nombre de facteurs selon IC_{p2}

	Séries originales		Séries orthogonalisées	
	$K \leq 15$	$K \leq 3$	$K \leq 15$	$K \leq 3$
Canada	5	3	ND	ND
Atlantiques	1	1	1	1
Québec	15	3	15	3
Ontario	15	3	15	3
Prairies	3	3	1	1
Colombie-Britannique	15	3	15	3

Notes : Les choix ont été effectués avec le critère IC_{p2} de Bai et Ng (2002). Les séries ont été orthogonalisées par rapport aux trois facteurs canadiens.

Tableau C.16: Analyse visuelle des modèles factoriels à changements de régime markoviens

	Facteurs		Facteurs orthogonalisés		Séries orthogonalisées	
	AR	ARDL	AR	ARDL	AR	ARDL
Canada	2	2	ND	ND	ND	ND
Atlantiques	0	0	1	1	2	2
Québec	0	1	1	0	0	0
Ontario	0	2	1	1	0	0
Prairies	0	1	1	1	2	2
Colombie-Britannique	0	0	0	0	0	0

Notes : (0) : ne fonctionne pas ; (1) : quelques problèmes ; (2) : fonctionne ; ND : non-disponible.
Choix par AIC.

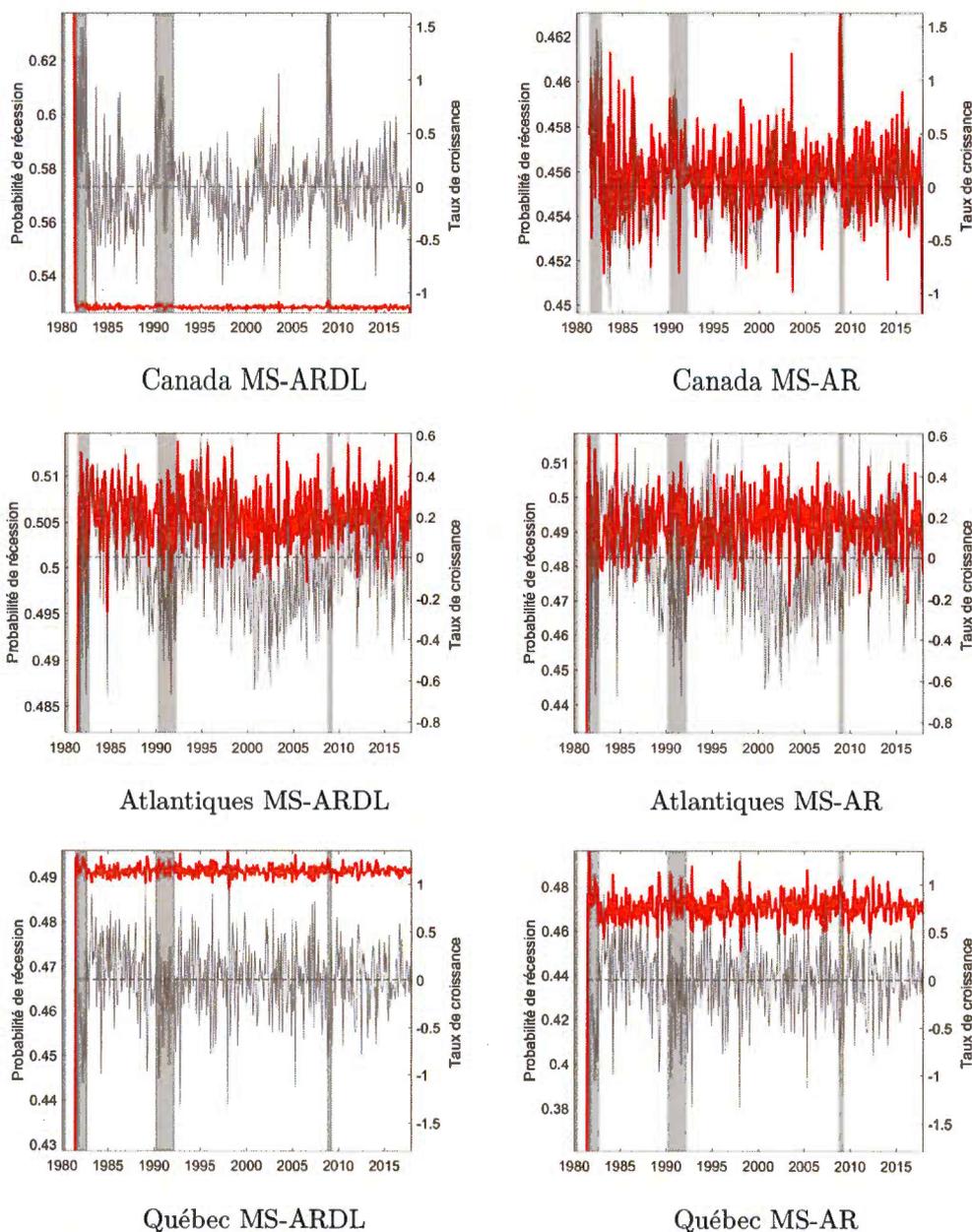


FIGURE C.1: Modèles MS-ARDL et MS-AR à facteurs avec variance unique

Notes : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Choix du nombre de facteurs par IC_{p2} de Bai et Ng (2002) et du nombre de retards par AIC.

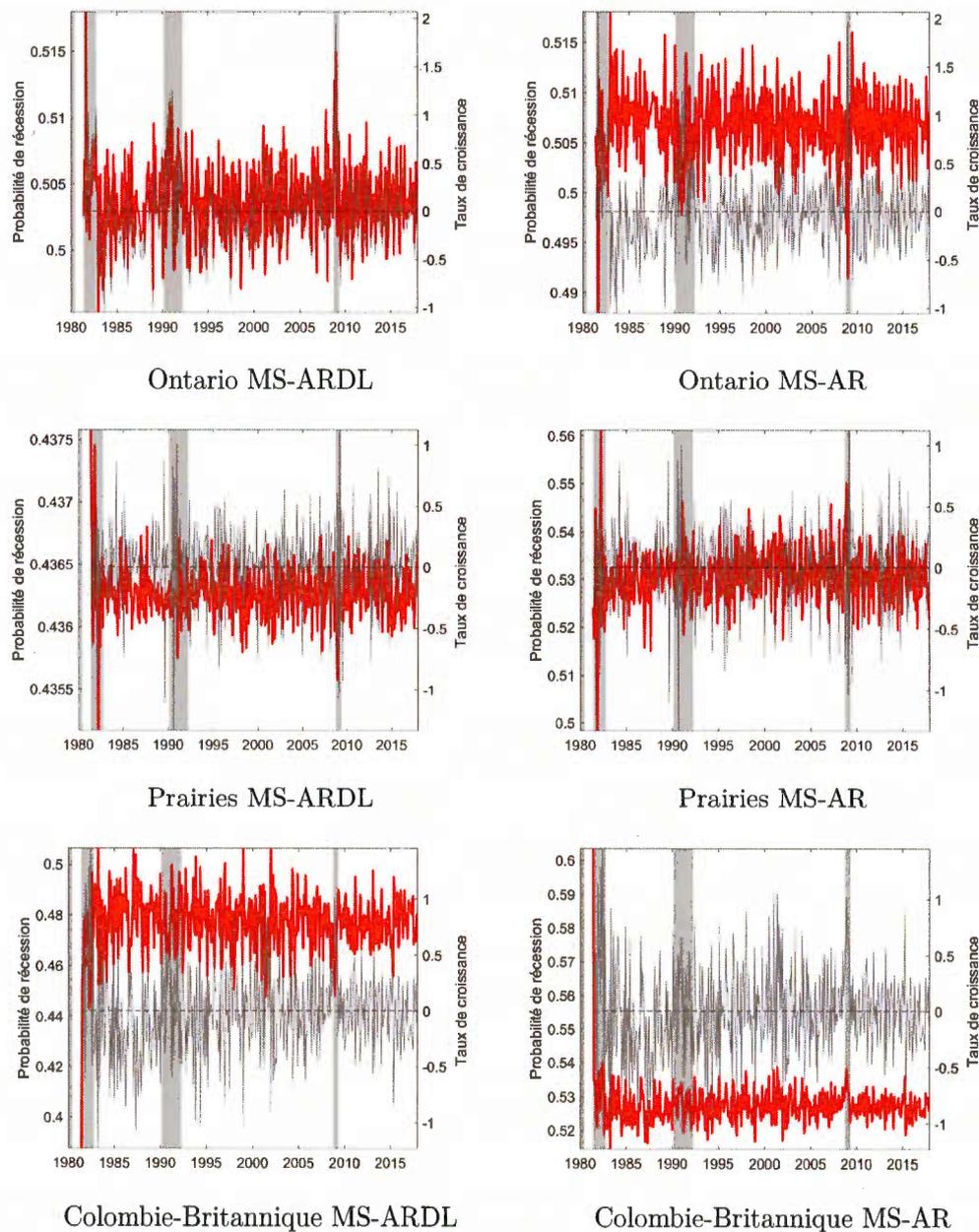


FIGURE C.2: Modèles MS-ARDL et MS-AR à facteurs avec variance unique (suite)

Notes : Les zones ombragées correspondent aux récessions identifiées par l'Institut CD Howe (2012, 2016). Choix du nombre de facteurs par IC_{p2} de Bai et Ng (2002) et du nombre de retards par AIC.

BIBLIOGRAPHIE

- Bai, J. et Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191–221.
- Bodman, P. M. et Crosby, M. (2000). Phases of the canadian business cycle. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 33(3), 618–633.
- Camacho, M. et Perez-Quiros, G. (2006). A new framework to analyze business cycle synchronization. *Contributions to Economic Analysis*, 276, 133–149.
- Canova, F. et Ghysels, E. (1994). Changes in seasonal patterns : Are they cyclical ? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(6), 1143–1171.
- Carlino, G. et DeFina, R. H. (2003). How strong is co-movement in employment over the business cycle ? evidence from state/industry data. *Journal of Urban Economics*, 55(2), 215–416.
- Carlino, G. et Sill, K. (2001). Regional income fluctuations : Common trends and common cycles. *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 446–456.
- Clements, M. P. et Krolzig, H.-M. (2003). Business cycle asymmetries : Characterization and testing based on markov-switching autoregressions. *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(1), 196–211.
- Dagum, E. B. (1982). The effects of asymmetric filters on seasonal factor revisions. *Journal of the American Statistical Association*, 77(380), 732–738.
- Dixon, R. et Shepherd, D. (2013). Regional dimensions of the Australian business cycle. *Regional Studies*, 47(2), 264–281.
- Doornik, J. A. (2013). A markov-switching model with component structure for US GNP. *Economics Letters*, 118(2), 265–268.
- Dufrénot, G. et Keddad, B. (2014). Business cycles synchronization in East Asia : A markov-switching approach. *Economic Modelling*, 42, 186–197.
- Duran, H. E. et Ferreira-Lopes, A. (2017). Determinants of co-movement and of lead and lag behavior of business cycles in the Eurozone. *International Review of Applied Economics*, 31(2), 255–282.

- Elliot, B., Rothenberg, T. et Stock, J. (1996). Efficient tests of the unit root hypothesis. *Econometrica*, 64(8), 13–36.
- Engin Duran, H. (2014). Short-run dynamics of income disparities and regional cycle synchronization in the US. *Growth and Change*, 45(2), 292–332.
- Findley, D. F., Monsell, B. C., Bell, W. R., Otto, M. C. et Chen, B.-C. (1998). New capabilities and methods of the x-12-arima seasonal-adjustment program. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(2), 127–152.
- Franses, P. H. et De Bruin, P. (2000). Seasonal adjustment and the business cycle in unemployment. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 4(2).
- Franses, P. H. et Paap, R. (1999). Does seasonality influence the dating of business cycle turning points? *Journal of Macroeconomics*, 21(1), 79–92.
- Hall, V. B. et McDermott, C. J. (2007). Regional business cycles in New Zealand : Do they exist ? what might drive them ? *Papers in Regional Science*, 86(2), 167–191.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 357–384.
- Hamilton, J. D. (1994). Modelling time series with changes in regime. Dans J.D. Hamilton, *Time series analysis*, 2, (p. 677-703). Princeton : Princeton university press.
- Hamilton, J. D. (2003). Comment on “a comparison of two business cycle dating methods”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(9), 1691–1693.
- Hamilton, J. D. et Owyang, M. T. (2012). The propagation of regional recessions. *Review of Economics and Statistics*, 94(4), 935–947.
- Hansen, B. E. (1997). Approximate asymptotic p values for structural-change tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1), 60–67.
- Harding, D. et Pagan, A. (2002). Dissecting the cycle : A methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365–381.
- Harding, D. et Pagan, A. (2003). A comparison of two business cycle dating methods. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(9), 1681–1690.
- Institut CD Howe (2012). C.d. howe institute business cycle council issues authoritative dates for the 2008-2009 recession. Version mise à jour le 24 octobre 2012. Récupéré le 5 juillet 2017 de <https://www.cdhowe.org/cpc-communicue/cd-howe-institute-business-cycle-council-issues-authoritative-dates-20082009-recession>.

- Institut CD Howe (2016). Evidence mounts that 2015 downturn was no recession. Version mise à jour le 21 décembre 2016. Récupéré le 5 juillet 2017 de <https://www.cdhowe.org/council-reports/evidence-mounts-2015-downturn-was-no-recession>.
- Kim, C.-J. et Nelson, C. R. (1998). Business cycle turning points, a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching. *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 188–201.
- Kruskal, W. H. et Wallis, W. A. (1952). Use of ranks in one-criterion variance analysis. *Journal of the American statistical Association*, 47(260), 583–621.
- Leiva-Leon, D. (2017). Measuring business cycles intra-synchronization in US : A regime-switching interdependence framework. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- MacKinnon, J. G. (2010). *Critical values for cointegration tests*. (Working paper 1227). Récupéré le 21 juin 2017 de <https://www.econstor.eu/handle/10419/67744>.
- Martin, R., Sunley, P., Gardiner, B. et Tyler, P. (2016). How regions react to recessions : Resilience and the role of economic structure. *Regional Studies*, 50(4), 561–585.
- Ng, S. et Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519–1554.
- Owyang, M. T., Piger, J. et Wall, H. J. (2005). Business cycle phases in US states. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 604–616.
- Owyang, M. T., Piger, J. et Wall, H. J. (2008a). A state-level analysis of the great moderation. *Regional Science and Urban Economics*, 38(6), 578–589.
- Owyang, M. T., Piger, J. et Wall, H. J. (2013). Discordant city employment cycles. *Regional Science and Urban Economics*, 49(2), 367–384.
- Owyang, M. T., Piger, J. M., Wall, H. J. et Wheeler, C. H. (2008b). The economic performance of cities : A markov-switching approach. *Journal of Urban Economics*, 64(3), 538–550.
- Partridge, M. D. et Rickman, D. S. (2005). Regional cyclical asymmetries in an optimal currency area : An analysis using US state data. *Oxford Economic Papers*, 57(3), 373–397.
- Perlin, M. (2015). Ms_regress : The matlab package for markov regime switching models. Récupéré le 17 juillet 2017 de <https://ssrn.com/abstract=1714016>.

- Smith, P. A. et Summers, P. M. (2005). How well do markov switching models describe actual business cycles? the case of synchronization. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 253–274.
- Soukup, R. J. et Findley, D. F. (1999). On the spectrum diagnostics used by x-12-arima to indicate the presence of trading day effects after modeling or adjustment. Dans *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 144–149.
- Statistique Canada [s.d.]. North american industry classification system (naics) 2017. Version mise à jour le 31 mars 2017. Récupéré le 6 mai 2017 de <http://www.statcan.gc.ca/eng/subjects/standard/naics/2017/introduction>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 026 006, building permits, by type of structure and area, seasonally adjusted. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 027 0021, canada mortgage and housing corporation, housing starts, under construction and completions in urban centres of 10,000 and over, seasonally adjusted at annual rates. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 027 0051, canada mortgage and housing corporation, housing starts in all centres 10,000 and over, canada, provinces, and census metropolitan areas, seasonally adjusted at annual rates. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 134 0004, supply and disposition of refined petroleum products. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 282 0007 labour force survey estimates (lfs), by north american industry classification system (naics), sex and age group, unadjusted for seasonality. CANSIM (base de données). Version mise à jour le 5 mai 2017. Récupéré le 6 mai 2017 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/results/cansim-2820007-eng-6401704220236078145.csv>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 282 0047, labour force survey estimates (lfs), duration of unemployment by sex and age group, unadjusted for seasonality. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.

- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 282 0088 labour force survey estimates (lfs), employment by north american industry classification system (naics), seasonally adjusted and unadjusted. CANSIM (base de données). Récupéré le 12 août 2017 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/results/cansim-2820007-eng-6401704220236078145.csv>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 282 0092, labour force survey estimates (lfs), actual hours worked at main job by north american industry classification system (naics), seasonally adjusted. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 304 0001, manufacturers' inventories, orders and inventory to shipment ratios, by standard industrial classification, 1980 (sic). CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 304 0002, manufacturing shipments, by standard industrial classification, 1980 (sic). CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 304 0014, manufacturers' sales, inventories, orders and inventory to sales ratios, by north american industry classification system (naics), canada. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 304 0015, manufacturing sales, by north american industry classification system (naics) and province. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 327 0048, construction union wage rate index. CANSIM (base de données). Récupéré le 1er février 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 379 0027, gross domestic product (gdp) at basic prices, by north american industry classification system (naics). CANSIM (base de données). Récupéré le 17 janvier 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Statistique Canada [s.d.]. Tableau 379 0031, gross domestic product (gdp) at basic prices, by north american industry classification system (naics). CANSIM (base de données). Récupéré le 17 janvier 2018 de <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/>.
- Stock, J. H. et Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(2), 147-162.

US Census Bureau (2017). *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*. Récupéré le 6 avril de <https://www.census.gov/ts/x13as/docX13AS.pdf>.

Wakerly, E. C., Scott, B. G. et Nason, J. M. (2006). Common trends and common cycles in Canada : Who knew so much has been going on? *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 39(1), 320-347.