UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'ÉCART PARTISAN CANADIEN : UNE APPROCHE ÉCONOMÉTRIQUE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

ALEXANDRE FONTAINE

JUILLET 2017

REMERCIEMENTS

Je tiens à offrir des remerciements distingués au professeur Dalibor Stevanović, mon directeur de mémoire. Merci pour votre grande disponibilité, merci pour le partage de vos connaissances, merci pour les opportunités que vous m'avez offertes et enfin, merci pour toute l'aide que vous m'avez apportée. J'y ai gagné beaucoup à vous côtoyer.

Merci aux professeurs Simon Cadorette et Jean-François Beaulne m'ayant soutenu et éclairés pendant toutes ces années, en tant qu'employeurs et amis. Merci également aux professeurs Steve Ambler et Yvon Fauvel, qui par leurs rigueurs et professionnalismes, m'ont appris à exiger le meilleur de moi-même.

Merci au personnel du département de sciences économiques, notamment Martine Boisselle-Lessard et Julie Hudon pour leurs éclaircissements quant aux questions administratives, entre autres.

Merci aux étudiants ayant participé à mes laboratoires et qui, par leurs questionnements de la science économique, ancrèrent en moi ses notions fondamentales trop souvent éclipsées par la sophistication des modèles contemporains.

À Edem Abbuy, Olivier Fortin-Gagnon, Annabelle Lamy et Lorenzo Tessier-Morreau, je vous dis merci. Sans vous, il n'y aurait pas eu autant de moments plaisants. Je vous souhaite la meilleure des vies.

DÉDICACE

À mes parents, ma profonde reconnaissance.
À la science économique, mon obsession.
À ceux qui me suivront, ces mots :

"Labor omnia vincit improbus."
-Virgile

AVANT-PROPOS

La présente recherche s'inscrit dans un processus réflexif du professeur Dalibor Stevanović ayant pris place en 2014. De fait, la problématique des effets multiplicateurs prétendus lors de l'élection générale québécoise de 2014 a dès lors amené l'enseignant à se questionner quant aux impacts sur la croissance d'élire un parti politique plutôt qu'un autre. Si les économistes et politicologues présentent avec différents degrés de réserve leurs bien souvent distinctes visions, peu d'arguments fondés sur des résultats empiriques ont été formulés pour prouver un avantage systématique d'une quelconque formation politique. Il nous semble fascinant d'offrir des éclaircissements sur un sujet ayant de nombreux dogmes pouvant potentiellement influencer les électeurs et qui, paradoxalement, se basent sur peu de validations historiques et scientifiques.

Nous voulons construire ce papier comme une approche synthétique et générale du problème d'écart partisan canadien par l'entremise d'une pléthore de modèles exploratoires. Telle qu'elle est formulée, nous savons que les lecteurs de notre recherche resteront avec de nombreuses questions non répondues. Certains auraient apprécié une attention plus prononcée sur les enjeux provinciaux. D'autres pourraient avoir souhaité une enquête en profondeur sur la façon dont les formations politiques dépensent leurs ressources pour mieux comprendre les retards des effets sur la croissance économique de la variété d'opportunités d'investissements et de consommations. Si nous prévoyons attaquer ces questions dans un futur proche, nous devons imposer des limites à ce projet au potentiel titanesque. Néanmoins, il est de notre intime conviction que cette recherche contribue aux connaissances

scientifiques dans le secteur de l'économie politique en posant un regard nouveau sur ce sujet peu exploité dans la littérature.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS ii
DÉDICACE iii
AVANT-PROPOS iv
LISTE DES FIGURES ix
LISTE DES TABLEAUX x
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES xi
RÉSUMÉ xii
ABSTRACT xiii
INTRODUCTION 1
CHAPITRE I
REVUE DE LITTÉRATURE 5
1.1 Contexte canadien 5
1.2 La théorie partisane, son évolution 6
1.2.1 Les cycles d'affaires politiques de Nordhaus 6
1.2.2 La théorie partisane de Hibbs 7
1.2.3 Les chocs électoraux d'Alesina et Sachs 8
1.2.4 Les élections oppotunistes de Therrien 9
1.2.5 Les écarts partisans 9
1.3 Les mesures de l'idéologie politique 12
1.3.1 Approche idéologique dimensionnelle 13
1.3.2 Procedure Wordscores 14
1.3.3 Indice RILE 16
CHAPITRE II
DONNÉES 18

2.1 Données principales 18
2.1.1 Production 19
2.1.2 Emploi et chômage 19
2.1.3 Rendement financier 20
2.1.4 Salaire et productivité 20
2.1.5 Inflation 20
2.1.6 Taux d'intérêt 21
2.2 Données reconstruites 21
2.3 Données Wordscores 23
2.4 Mesures de chocs 25
2.4.1 Chocs de prix du pétrole 27
2.4.2 Chocs de productivité 28
2.4.3 Chocs de l'économie américaine 29
2.4.4 Chocs de politique monétaire 30
2.4.5 Chocs de confiance et incertitude macroéconomique 31
2.4.6 Chocs de politique budgétaire 33
2.5 Stationnarité 34
CHAPITRE III
MÉTHODOLOGIE 36
3.1 Écarts-types et significativité 37
3.1.1 Écarts-types, méthode d'analyse de groupage 37
3.1.2 Écarts-types, méthode Newey-West 38
3.1.3 Significativité non paramétrique 39
3.2 Modèle de base 40
3.3 Séries temporelles étendues 41
3.4 Caractéristiques politiques nord-américaines 41
3.5 Alignement politique gauche-droite 42

3.6 Mesures de tendances 43
3.6.1 Moyenne mobile bi pondérée 44
3.7 Modèle univarié 45
3.8 Modèle multivarié 49
CHAPITRE IV
RÉSULTATS 51
4.1 Modèle de base 51
4.2 Séries temporelles étendues 53
4.3 Caractéristiques politiques nord-américaines 53
4.4 Alignement politique gauche-droite 54
4.5 Mesures de tendances 56
4.6 Modèle univarié 57
4.7 Modèle multivarié 59
CONCLUSION 61
ANNEXE A
DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES 63
ANNEXE B
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS 77
RÉFÉRENCES 89

LISTE DES FIGURES

Figure Page

0.1 Partis politiques canadiens et croissance annualisée du PIB 2

1.1 Approche bidimensionnelle 14

A.1 Croissance moyenne trimestrielle annualisée du PIB selon le mandat 69

A.2 Croissance moyenne trimestrielle annualisée du PIB selon le chef . 69

A.3 Partis politiques canadiens et solde fédéral trimestriel net 70

A.4 Données reconstruites pour le PIB réel 71

A.5 Données reconstruites pour le PIB réel par habitant 71

A.6 Données reconstruites pour les dépenses gouvernementales 72

A.7 Données reconstruites pour le taux de chômage 72

A.8 Alignement gauche-droite par administrations canadiennes 73

A.9 Alignement gauche-droite par administrations américaines 74

A.10 Séries de chocs exogènes 76

B.1 Mesures de tendances du PIB en pourcentage 83

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

A.1 Données trimestrielles pour le modèle de base 64

A.2 Données binaires trimestrielles construites 65

A.3 Chronologie électorale canadienne, indice RILE et statut du gouvernement 66

A.4 Chronologie des gouverneurs de la Banque du Canada et chefs américains 67

A.5 Statistiques descriptives des taux de croissance 68

A.6 Échelle gauche-droite MRG-CMP 75

B.1 Taux de croissance par parti pour le modèle de base 78

B.2 Taux de croissance par parti selon le secteur de dépense 79

B.3 Taux de croissances par parti sur données reconstruites 80

B.4 Taux de croissances du PIB par parti selon des conditions exogènes 81

B.5 Taux de croissances selon l'indice RILE 82

B.6 Taux de croissances du PIB moins les tendances selon le parti au pouvoir 84

B.7 Taux de croissance du PIB moins les tendances selon l'indice RILE 85

B.8 Explications de l'écart de croissance L-C : Modèle univarié 86

B.9 Tableau de corrélation des chocs 87

B.10 Explications de l'écart de croissance L-C : Modèle multivarié . . . 88

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ADF	Dickey-Fuller augmenté (sigle d'appellation anglaise)
ARMA	Représentation autorégressive avec moyenne mobile (sigle d'appellation anglaise)
BdC	Banque du Canada
CANSIM	Base de données socioéconomiques de statistique Canada
D-R	Démocrate et Républicain (É.-U.)
DSGE	Modèle d'équilibre général dynamique stochastique (sigle d'appellation anglaise)
EPA	Enquête sur la population active
IPC	Indice des prix à la consommation
CMP	Comparative Manifestos Project
CPC	Parti Conservateur du Canada
L-C	Libéral et Conservateur (CAN.)
MCO	Méthode des moindres carrés ordinaires
MPT	Mesures de productivité du travail
OCDE	Organistaion de coopération et de développement économique
PIB	Produit intérieur brut (réel)
PLC	Parti Libéral du Canada
PCP	Parti Progressiste-Conservateur du Canada
RILE	Échelle idéologique gauche-droite de Budge et Meyer
SVAR	Représentation vectorielle autorégressive structurelle (sigle d'appellation anglaise)
TSX	Standard and Poor's Toronto Stock Exchange
VAR	Représentation vectorielle autorégressive (sigle d'appellation anglaise)

RÉSUMÉ

Le Canada a connu, au cours des soixante dernières années, une croissance de plusieurs de ses agrégats macroéconomiques plus élevée lors de mandats libéraux que sous toutes autres formations politiques. Les écarts des taux de croissance pour le PIB réel et l'emploi sont à la fois grands et significatifs. Nos conclusions sont similaires pour des données reconstruites jusqu'en 1912. Ce papier cherche à expliquer ces résultats, soit par des caractéristiques spécifiques aux différentes administrations, des phénomènes de tendances ou encore par divers facteurs exogènes. Nous utilisons également une méthode de mesure d'alignement politique gauche-droite, basé sur l'algorithme Wordscores, pour distinguer les administrations entres elles. Avoir une majorité parlementaire libérale démontre un effet significatif et la présence d'un président américain démocrate affiche un impact positif sur le taux de croissance du PIB réel. La majorité des écarts partisans semblent pouvoir être expliqués par des phénomènes de tendances et des chocs de politique monétaire, de productivité et de croissance américaine.

MOTS-CLÉS : Canada, conservateur, croissance, écart partisan, emploi, libéral, parti politique, pib, rile, wordscores.

ABSTRACT

Canada has known for the past sixty years a growth of a number of its macroeconomic agregates higher under a liberal mandate than any other political formation. The gaps of growth rates for the real GDP and employment are both large and statistically significant. We obtain the same insights using reconstructed data starting as early as 1912. This paper try to explain these results, either by characteristics specific to different administrations, trend phenomenons or even by diverse exogenous elements. We also use a right-left political alignment measurement method, based on the Wordscores algorithm, to distinguish between administrations. Having a majority in parliament show significative effects and the presence of a democrat as an american president show a positive impact on real GDP growth rate. Most of the partisan gap seems to be explained by trend phenomenons and shock of monetary policy, productivity and american growth.

KEY WORDS : Canada, conservative, growth, partisan gap, employment, liberal, political party, gdp, rile, wordscores.

INTRODUCTION

Le rôle de l'État dans le développement économique d'une nation est une question hautement polarisée. Depuis 1960, le Canada a été gouverné 34 années par des formations politiques se prétendant d'idéologie libérale [1]. Le Parti conservateur du Canada, dirigé jusqu'en 2015 par le chef d'État Stephen Harper, se disait être plus responsable dans sa gestion des finances publiques et plus à même de stimuler une forte croissance de l'économie [2]. Le cabinet libéral ayant succédé, sous l'égide de Justin Trudeau, entreprend le pari de stimuler l'économie canadienne, entre autres, par des investissements massifs en infrastructures, une politique fiscale contesté farouchement par les conservateurs. S'il n'est pas étonnant que chaque parti revendique un avantage systématique face à leurs rivaux en ce qui a trait à la croissance économique, la question n'a toujours pas été clairement tranchée, et ce, malgré l'importance des sommes en jeu. Bien des études ont tenté de démontrer l'effet des cycles économiques sur les cycles politiques, mais très peu ont pour objet la relation inverse. Il n'y a pas de consensus chez les économistes, les débats mouvementés récents portant sur l'issu des élections fédérales de 2015 en sont la preuve. La figure suivante dresse un portrait simplifié des premiers ministres canadiens des 56 dernières années ainsi que de la croissance du produit intérieur brut réel pour la même période :

---

1. Parliament and governments database (ParlGov) (2015). Parlgov - parties, elections, cabinets. Récupéré le 5 mai 2015 de http ://www.parlgov.org/explore/can/election/

2. Parti Conservateur du Canada (2015). Our economy. *Youtube*. Récupéré le 5 mai 2015 de https ://www.youtube.com/watch ?v=r5NEsZ8TS9o

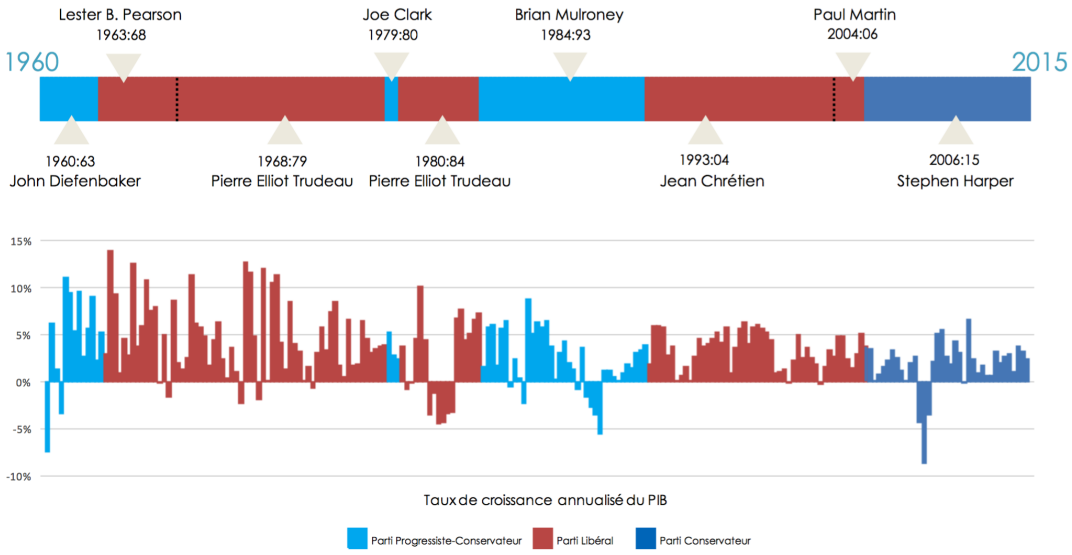


Figure 0.1: Partis politiques canadiens et croissance annualisée du PIB

Depuis l'article de Nordhaus (1975) portant un regard précurseur sur les cycles d'affaires politiques, les théories partisanes se sont discrètement développées. Hibbs (1977) démontra la récurrence du Parti démocrate américain à privilégier un point à inflation plus élevée et à chômage plus faible sur la courbe de Phillips tandis qu'Alesina et Sachs (1988) intégrèrent des chocs électoraux dans leurs modélisations, permettant de capter des erreurs d'anticipations de politiques plus expansionnistes post-élections. Malgré les quelques développements récents dans cette branche de l'économie, la grande majorité des auteurs évitent d'adresser les lacunes majeures des recherches antérieures, telles que l'absence de contrôle pour des effets de tendances et le manque de considération pour une plus grande variété de chocs. Dernièrement, Blinder et Watson (2016) se sont attardé à ces problématiques, n'offrant toutefois qu'une analyse limitée de la situation canadienne et amalgamant toutes les administrations démocrates comme étant *a priori* systématiquement plus à gauche que les républicaines, ce qui est à notre avis une

hypothèse trop forte [3]. Leurs méthodologies considèrent un modèle univarié, puis multivarié, à l'aide de variables explicatives telles que des chocs pétroliers, de productivités, de dépenses militaires, d'événements internationaux, de politiques fiscales, de politiques monétaires, de confiance des consommateurs et d'incertitudes macroéconomiques.

Le présent mémoire de maîtrise tente de répondre aux questions soulevées par Blinder et Watson quant aux liens entre le chef d'État et la croissance économique dans un contexte canadien. Nous émettons l'hypothèse que s'il y a bien un écart de croissance significatif en fonction de la formation politique au pouvoir, celui-ci puisse être causé par des facteurs concomitants, des éléments de tendances ou encore par une variété de chocs exogènes. Nous rajoutons à notre analyse un élément de flexibilité de l'orientation politique, *a priori*, de chaque administration par le positionnement idéologique.

Pour arriver à éliminer les effets de tendances, nous effectuons de multiples moyennes mobiles. Pour parvenir à contrôler le spectre politique, notre méthodologie se base sur la procédure WordScores, tel qu'expliqué par Laver *et al.* (2003a) et l'indicateur RILE, tel que présenté dans l'article de Budge (2013). Nous traitons les chocs exogènes d'une manière similaire au récent papier de Blinder et Watson (2016), soit en utilisant des modèles univariés et multivariés accompagnés de chocs pétroliers, de productivités, de croissances américaines, de politiques monétaires, de politique de dépenses budgétaires, de confiances des consommateurs ainsi que d'incertitudes macroéconomiques. Notons que nous n'incluons pas de chocs de dépenses militaires ou d'événements internationaux, le premier ne s'étant pas produit à une

---

3. Des politicologues classent par exemple le mandat de Gerald Ford (républicain) comme étant plus à gauche sur le spectre politique que les deux mandats de Bill Clinton (démocrate). Voir figure A.9 en annexe A.

fréquence suffisante et le second étant substitué par des chocs sur l'économie américaine. Nous excluons également les considérations d'âge, de province d'origine, de formation ainsi que d'expérience en politique puisque suite aux estimations, rien ne semblait démontrer de relation significative. De plus, comparativement aux États-Unis, le Canada a connu un nombre limité de Premiers ministres au cours des soixante dernières années, ce qui restreint la variété de notre groupe contrôle. Malgré ces différences, les éléments de notre recherche permettent une approche novatrice offrant un regard nouveau sur l'économie politique canadienne.

Le présent texte est divisé de la manière suivante. Dans le premier chapitre, une revue de littérature sur l'économie politique spécifique à la théorie partisane et sur les mesures de l'idéologie des partis est présentée. Ensuite, le deuxième chapitre expose les données utilisées pour réaliser ce mémoire. Dans le chapitre 3 se trouve une description de la méthodologie utilisée. Finalement, les résultats de nos estimations sont analysés dans le chapitre 4.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

La littérature d'économie politique spécifique à notre question de recherche est limitée, qui plus est en ce qui concerne le Canada. Cette situation offre une latitude d'analyse intéressante, malgré le nombre restreint de points de repère. Le but de ce chapitre est de faire un survol des écrits sur le sujet. Il débute par un court retour sur la situation canadienne pour ensuite présenter des textes fondamentaux du courant de la théorie partisane. Par la suite, nous synthétisons les recherches concernant la procédure Wordscore permettant de mesurer l'orientation idéologique, *a priori*, des partis sur le spectre politique.

1.1 Contexte canadien

Historiquement, le Parti libéral du Canada (PLC) a siégé plus fréquemment à la tête du gouvernement depuis le premier mandat de Jonh A. MacDonald en 1867. Lester B. Pearson, Pierre Elliot Trudeau, Jean-Chrétien, Paul Martin et Justin Trudeau, s'étant succédé à la position de chefs de ce parti, ont cumulé depuis 1960 près de 34 années au pouvoir, sur les 56 dernières années. Le mouvement progressiste-conservateur (devenu le Parti conservateur sous la direction de Stephen Harper en 2003), n'a affiché, pour la même période, que 22 années au pouvoir.

L'impression populaire voudrait que les partis politiques plus à droite soient des partis dits « d'économie », donc, générant plus d'emplois, de croissance et d'investissements. Le Parti libéral du Québec et le Parti conservateur au Canada ont tous deux tiré profit de cette idée pendant la dernière crise économique, étant positionnés respectivement plus à la droite sur le spectre idéologique que leurs principaux rivaux. La preuve reste à faire.

1.2 La théorie partisane, son évolution

Notre recherche étudiant les écarts de croissance macroéconomique entre les formations politiques canadiennes principales, il est important de revenir sur les chercheurs ayant confirmé, ou infirmé, leurs existences et sur les moyens qu'ils ont utilisés pour y parvenir. Si elle débute tardivement à la fin du 20e siècle, il est intéressant de noter que cette littérature a également évolué lentement comparativement à d'autres branches de l'économie telle que les théories des cycles économiques.

1.2.1 Les cycles d'affaires politiques de Nordhaus

L'étude la plus célèbre portant sur la relation entre les cycles économiques et politiques est très certainement celle de Nordhaus (1975) développant l'idée de « cycles d'affaires politiques ». Celle-ci reposait sur trois hypothèses soient (i) les partis ne se soucient que de remporter les élections (ii) les électeurs ont une mémoire de très court terme et peuvent être trompés à chaque élection et (iii) l'économie est décrite par une courbe de Phillips. Ses recherches concluent que les présidents sortants stimulent l'économie à la veille des élections et qu'après, l'effet inflationniste de l'expansion est compensé par une récession. Les deux partis appliquent la même stratégie, il y a donc équilibre. Bien que ses trois hypothèses et ses conclusions ont été largement contestées depuis, les travaux de Nordhaus

ont tout de même servi de piliers à la littérature d'économie politique ayant suivi. Il conclut sa recherche sur une note rappelant au lecteur la réalité politique en terme d'indépendance des partis face à l'implémentation des politiques publiques :

> The planning framework forces governments to set down their policy and negotiate this policy with the opposition, with labour and management, and perhaps with other interest groups. It would be very difficult for a government to persuade the other interest groups to accept a plan which deliberately projects a political business cycle or uses myopic decision rules. (*Ibid.*, p. 189)

1.2.2 La théorie partisane de Hibbs

Il a été démontré par Hibbs (1977) en utilisant des modèles dérivés de la courbe de Phillips, que les États-Unis ont eu une croissance plus rapide sous l'influence d'un président démocrate, historiquement plus à gauche sur le spectre politique que les républicains. Selon sa « théorie partisane », le parti démocrate privilégie effectivement un point sur la courbe de Phillips correspondant à une inflation plus forte et un chômage plus faible, une opinion également partagée par plusieurs économistes (Samuelson et Hopkins (1977) ; Okun (1973) ; Stigler (1973)). Hibbs émet également l'hypothèse que les différences entre les politiques monétaires sont probablement dues à des groupes de pression distincts pour les deux partis, engendrant des arbitrages chômages/inflations divergents. Mentionnons que Hibbs n'avait pas accès à une base de séries temporelles très étendue en 1977, sa recherche portant sur l'intervalle macroéconomique 1960-1969. Néanmoins, ses résultats sur douze pays semblent tenir un certain mérite avec une corrélation de + 0.74 entre le taux d'inflation sur une période de neuf années selon le pourcentage d'années où a siégé au pouvoir un parti politique socialiste et un résultat de -0.68 entre le taux de chômage moyen pour la même période et pour la même variable indépendante. Le Canada n'ayant eu aucun parti pouvant se prétendre socialiste au pouvoir, il n'est pas étonnant de retrouver dans l'étude de Hibbs (1977) un taux d'inflation

moyen de 2.5 %, dans les plus faibles, et un taux de chômage moyen de plus de 5 %, dans les plus élevés. Ces résultats ont été obtenus via un modèle ARMA basé sur les travaux de Box et Jenkins (1976), permettant d'offrir une référence stochastique rendant possible la mesure de variations induites dans les séries temporelles endogènes. Par ses travaux, Hibbs (1977) soulèvent plusieurs questions intéressantes, retenues par ceux qui lui succédèrent, la conclusion de son article n'en étant qu'un exemple :

> Macroeconomic outcomes, then, are not altogether endogenous to the economy, but obviously are influenced to a significant extent by long- and short-term political choices. The real winners of elections are perhaps best determined by examining the policy consequences of partisan change rather than by simply tallying the votes. (*Ibid.*, p. 1487)

1.2.3 Les chocs électoraux d'Alesina et Sachs

Alesina et Sachs (1988) ont approfondi la « théorie partisane » de Hibbs avec un modèle utilisant les chocs électoraux. Ces chocs se réfèrent à la surprise générée par l'élection d'un parti, par exemple plus expansionniste que prévu, ayant comme résultat d'engendrer une croissance de la production plus élevée qu'anticipé en début de mandat et réciproquement, moins de croissance que prévu lorsque les prévisions quant à l'expansionnisme postélectoral étaient trop élevées. Ils démontrent que le Parti démocrate aux États-Unis est historiquement plus préoccupé par la cible du PIB que le Parti républicain, plus investis dans l'atteinte de la cible de l'inflation. Hormis l'administration Nixon (1969 M : I à 1974 M : IX), probablement mieux représentée par la théorie des cycles d'affaires politiques, les résultats d'Alesina et Sachs supportent l'idée que les divergences systématiques de la production sont concentrées dans la première partie des mandats. Malgré des questions intéressantes soulevées par les auteurs, l'hypothèse implicite d'un mécanisme d'influence directe entre les formations politiques au pouvoir et les agences régissant la po-

litique monétaire ne peut être assumée *talis qualis* dans un contexte canadien. De plus, l'idée que le président des États-Unis, par sa capacité à nommer les membres du conseil de la réserve fédérale, manipule les taux d'intérêt ainsi que les cibles d'inflations de façon partisane est un concept fondamental, hautement contestable, sur lequel repose leur thèse et n'est à aucun moment adressé par les auteurs.

1.2.4 Les élections oppotunistes de Therrien

Au Canada, les gouvernements peuvent déclencher des élections à leurs guises. Il y a donc une probabilité que les administrations lancent des élections aux moments favorisant leurs réélections. Puisque cette manipulation pourrait être un risque de biais ou encore, nous aiderait à mieux interpréter nos résultats, il peut être intéressant d'établir s'il y a eu un lien entre la santé de l'économie et le déclenchement d'élections. Avec le travail de Therrien (1994), une preuve crédible supplémentaire a été faite que les gouvernements canadiens manipulent les politiques économiques selon leurs idéologies et également dans le but de se faire réélire, surtout par les dépenses et les investissements gouvernementaux qui sont utilisés systématiquement par les gouvernements opportunistes. Toutefois, ces techniques ne semblent pas affecter le cycle économique et la date des élections ne varie pas selon l'état de l'économie.

1.2.5 Les écarts partisans

Comiskey et Marsh (2012) font écho aux travaux de Campbell (2011) (2012) qui contestaient l'écart en croissance moyenne des deux principaux partis américains. Ils affirment que bien que les présidents soient le produit des cycles économiques, c'est-à-dire que dans une situation de haut taux de chômage et faible inflation les démocrates l'emportent généralement et inversement pour les républicains, les

partis au pouvoir ne sont pas prisonniers des cycles et peuvent influer sur ceux-ci. Le cycle d'affaire démocrate semble plus robuste que le cycle d'affaires républicain, un résultat en adéquation avec les conclusions de Hibbs, Alesina et Sachs. Néanmoins, Comiskey et Marsh ne se concentrent pas sur les causes de ces écarts, mais bien sur la preuve de leurs existences. En réponse à leurs conclusions et critiques, Campbell (2012) démontre que Comiskey et Marsh utilisent une méthodologie contradictoire quant à l'attribution de la responsabilité en terme de croissance économique en première année d'un nouveau mandat. Cet échange entre les auteurs démontre bien l'absence de consensus sur le délai des effets multiplicateurs *a priori* des différentes administrations. L'idée même que ces retards sont à intervalles identiques, peu importe le parti politique au pouvoir, présuppose l'utilisation, par l'entremise des politiques publiques, de mécanismes somme toute homogènes.

Un papier plus récent de Blinder et Watson (2016) se veut dans la continuité des travaux de Nordhaus, Hibbs, Alesina, Marsh, Comiskey et bien d'autres en tentant cette fois d'expliquer les facteurs derrière l'écart de croissance du PIB moyen sous régime démocrate aux États-Unis. Leurs méthodologies couvrent un large éventail de contrôles tels que l'impact des conditions initiales, d'effets de tendances, d'expérience politique des chefs et de chocs divers. Les auteurs traitent les conditions initiales pouvant avoir favorisées les partis ressortissant, dans un premier temps, à l'aide de la corrélation entre la croissance de l'année précédant une élection et la suivante. Une croissance élevée devrait être suivie, assumant une autocorrélation dans le taux de croissance du PIB, par une croissance similaire peu importe l'administration ressortissante. Leurs estimations semblent démontrer que le Parti républicain a historiquement hérité d'une croissance deux fois plus importante que le Parti démocrate, contredisant donc cette idée. Une hypothèse ensuite formulé est qu'il soit possible que les agents puissent anticiper

les points de retournement et votent alors en conséquence. Malgré l'utilisation de modèles autorégressifs, de modèles VAR et de modèles AR augmentés d'une variable exogène indiquant un état de récéssion, aucunes prévisions n'appuient la théorie d'anticipation des points de retournements favorisant le Parti démocrates. Les effets de tendances, favorisant les administrations en début d'échantillons, sont contrôlés à l'aide de multiples moyennes mobiles et ne semblent expliquer que très peu l'écart partisan. Ces résultats sont sans grandes surprises étant données l'alternance régulière de deux mandats républicains suivis par deux mandats démocrates tout au long de l'échantillon, et donc ne surreprésentant pas de façon importante une formation politique particulière. Blinder et Watson (2016) démontrent que l'expérience antérieure au congrès ou comme gouverneur n'est pas statistiquement significatif bien que les chefs ayant connu les croissances les plus élevées aient généralement une expérience au congrès. Les questions d'âges et de tailles ne semblent pas avoir d'impacts significatifs. En matière de conditions initiales, d'expériences politiques antérieures et de caractéristiques telles que l'âge et la province d'origine, tout comme les auteurs, nous n'observons aucune significativité pour le Canada. L'alternance moins fréquente des partis ainsi que le nombre plus restreint de Premiers ministres pourraient expliquer nos résultats bien moins concluant que ceux de l'étude américaine. Nous concentrons donc nos efforts sur l'analyse des effets de tendance et de chocs. Ces chocs exogènes pouvant potentiellement invalider l'hypothèse d'écart partisan représentent le coeur de leurs recherches. Si plusieurs chocs tels que sur le prix du pétrole, de dépenses militaires et de politiques monétaires proviennent de sources externes, d'autres sont construit comme étant les résidus de modèles VAR ordonnés selon la causalité de Wold. Ces chocs sont ensuite étudiés individuellement à l'aide d'un modèle univarié de base puis de concert à l'aide du modèle multivarié suivant : $y_t = y_0 + y_1(L)e_{1t} + y_2(L)e_{2t} + \cdots + y_k(L)e_{kt} + u_t$ où y_t est le taux de croissance du PIB, L est un terme de retard, e_t un choc et u_t un terme d'erreur. Nous notons

donc que leurs utilisations de méthodes statistiques permettant l'hétéroscédasticité conditionnelle, de modèles types SVAR et DSGE, bien que largement utilisées en littérature économique contemporaine, demeurent une contribution innovante dans le champ spécifique de l'économie politique. Leurs résultats semblent indiquer que les écarts partisans ne sont pas le produit de politiques monétaires et budgétaires systématiquement plus expansionnistes, mais seraient plutôt engendrés, entre autres, par des chocs pétroliers, de dépenses militaires, de productivité, un meilleur environnement international et probablement des anticipations plus optimistes chez les consommateurs. Ces facteurs expliqueraient 59 pourcents de l'écart partisan de 1.79 points de pourcentage.

> Democratic presidents have experienced, on average, better oil shocks than Republicans [...], faster growth of defense spending [...], and a better record of productivity shocks [...]. More tenuously, both in terms of sample size and statistical significance, Democratic presidents may have also benefited from stronger growth abroad. These factors together explain up to 56 percent of the D-R growth gap in the full sample, and as much as 69 percent over shorter (post-1963) samples. (*Ibid.*, p. 37)

1.3 Les mesures de l'idéologie politique

La formalisation du problème d'écart partisan en économie politique a jusqu'à maintenant traité chaque administration d'une même formation comme faisant partie d'un groupe homogène dans le temps. Cette réflexion binaire positionnant les premiers ministres comme étant soit "libéraux" ou "conservateurs", si intéressante pour identifier l'existence ou non d'écarts, doit amener à un questionnement sur l'évolution des partis d'un point de vue idéologique et de politique budgétaire et fiscale effective pour ainsi lié la théorie d'économie politique à la réalité des effets multiplicateurs. Les travaux de Blinder et Watson (2016) ont permis de peaufiner le contrôle des modèles en fonctions de chocs indépendants, mais n'adresse qu'en surface ces questions d'idéologies. Le contexte politique canadien

force d'autant plus cette réflexion quand l'on considère que le Parti conservateur du Canada est le résultat de la fusion en 2003 de l'Alliance canadienne et du Parti progressiste conservateur. Blinder et Watson décide d'amalgamer sous la même bannière le parti progressiste conservateur de Brian Mulronney et le parti conservateur dirigé jusqu'en 2015 par Stephen Harper, faisant ainsi l'hypothèse implicite d'effets multiplicateurs sur l'économie à la fois homogènes entre ces deux partis et distincts de ceux du Parti libéral du Canada. Il s'agit, encore une fois, d'une hypothèse crédible mais contraignante.

Pour tenter de répondre à ces considérations, nous rajoutons le placement idéologique sur le spectre politique comme variable de contrôle. La méthode utilisée pour établir cette métrique est suffisamment peu commune en science économique pour mériter sa propre section. Il est également intéressant de bien définir l'origine de ce que l'on entend par "parti de gauche" et "parti de droite".

1.3.1 Approche idéologique dimensionnelle

Il est d'usage d'attribuer à la gauche du spectrum politique des idées plus progressistes, égalitaires, régulatrices et à la droite des idées conservatrices d'équités, de stabilité et de dérégulation. L'origine de cette distinction, telle qu'elle est expliquée par Gauchet (1996), date la Révolution française de 1789 où les membres royalistes de l'Assemblée nationale s'assoyaient à la droite du roi tandis que les révolutionnaires se positionnaient à sa gauche. Si cette vision dichotomique a été fréquemment reprise par les politologues, elle n'est pas sans défaut, tel que l'avait relevé McGann (1967). En effet, il mit en évidence l'incapacité de ce modèle à fournir un portrait pratique et général de la pléthore de courant politique. Il suffit de penser à la similitude en totalitarisme respectif entre le communisme et le fascisme, deux idéologies diamétralement opposées. C'est pour contourner cet écueil que Bryson et McDill (1968) proposent le plan bidimensionnel suivant :

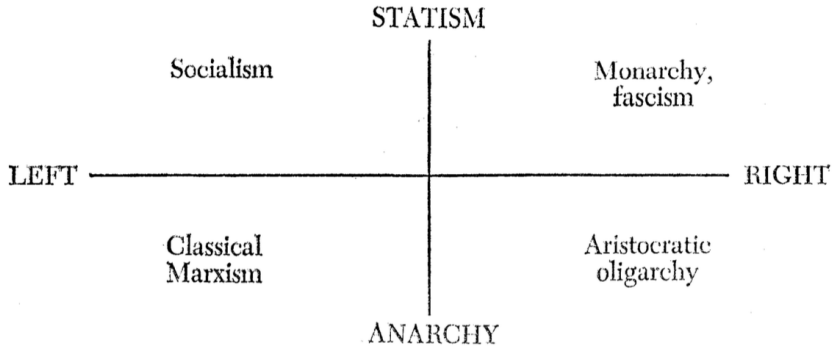


Figure 1.1: Approche bidimensionnelle

Si cette classification nous aide dans la conception de métriques sur le positionnement des partis politiques, il est important de considérer la mobilité idéologique de la population à travers le temps, tel que Bryson et McDill la définissent :

> The center, or origin of the coordinate system, is clearly arbitrary ; it is intended to represent in a general sort of way the political center of gravity of the population being considered. As such, its location can of course vary according to the temper of the times. (*Ibid.*, p. 21)

Dans le présent travail, nous concentrons notre analyse sur l'axe gauche-droite en raison de la disponibilité des données et par souci de simplicité. De plus, il est clairement établi que la vision unidimensionnelle gauche droite domine toujours dans la perception de la compétition entre partis politiques (Budge *et al.* (1987) ; Lewis-Beck (1990) ; Klingemann *et al.* (1994)). Il serait toutefois intéressant d'explorer les conséquences de l'ajout d'un second axe dans un travail ultérieur.

1.3.2 Procedure Wordscores

Deux méthodes ont traditionnellement été utilisées pour classer les partis selon leurs idéologies. La première consiste en de multiples sondages à travers la population et la deuxième se base sur l'opinion d'experts. Ces deux techniques offrent l'avantage de retransmettre la perception de la population sondée, à la période,

par rapport aux politiques publiques pratiquées par les partis. Dans leurs papiers, Blais *et al.* (2001) présente les différents biais, fréquents, dans les sondages de positionnement politique, selon la formulation des questionnaires. Ils argumentent que si les Canadiens répondent, aux deux tiers, être partisans, lorsque ceux-ci sont questionnés sur leurs proximités à un parti, seulement deux cinquièmes se disent proches d'une formation politique. Une autre critique peut être faite quant au changement de positionnement du centre de gravité à travers le temps, potentiellement non capté par les sondages par manque de point référent statique, ce qui rend les périodes difficilement comparables. Plus récemment, l'approche Wordscores introduite par Laver et Garry (2000) et formalisée de façon plus complète par Laver *et al.* (2003a), basé sur l'analyse de manifestes politiques, propose de contrer cette mobilité. Lowe *et al.* (2011) explique particulièrement bien la procédure dans leur article. La première étape consiste à la décomposition discrète, sans chevauchement, d'unités de texte à partir de manifestes politiques. Par la suite, une des 56 catégories mutuellement exclusives est attribuée à chacune des unités. Les catégories sont réparties dans 7 domaines de politiques publiques tels que le système politique ou l'économie. Un premier score est créé à partir de la fréquence en pourcentage, dans chaque catégorie, des unités de textes de manifestes du début du 20e siècle, servant de référent statique dans le temps. Ensuite, le même procédé est appliqué à l'ensemble de la banque de manifeste et les résultats sont comparés aux scores de référence. Les pourcentages peuvent être interprétés directement ou transformés en indices. À noter, la source des métriques étant des manifestes publiés pendant les périodes électorales, il s'agit de mesures de l'idéologie *a priori* et ne sont donc pas basé sur les politiques entreprises par les partis une fois élu. Ce point est crucial et une analyse basée sur Wordscores doit se juxtaposer à une réflexion politico-économique des pratiques gouvernementales constatées pendant les mandats des différents partis.

En raison de l'intérêt croissant pour cette technique, une large banque de données de manifestes politiques a été construite par le Comparative Manifestos Project (CMP) sous l'initiative de Volkens *et al.* (2015). Klemmensen *et al.* (2007) ont publié la première comparaison entre des résultats Wordscores pour 60 années de manifestes politiques danois tirés du CMP et des sondages d'experts en politique danoise. Ils soutiennent fortement l'idée que l'algorithme permet d'obtenir des résultats largement similaires ainsi que des séries temporelles de positionnement hautement valide.

Notons que la technique NOMINATE (Nominal Three-Step Estimation) de Poole et Rosenthal (1985) est une autre méthodologie fréquemment utilisée pour adresser cette question. Il s'agit d'une procédure de positionnement multidimensionnel sur un espace euclidien assumant des fonctions d'utilités normalement distribuées d'agents choisissant le candidat se rapprochant au plus près de leur point d'utilité maximisé. Poole et Rosenthal (1985) démontre que deux axes, sur l'espace, suffisent pour d'écrire l'affiliation politique des élus aux États-Unis, soit un premier axe horizontal de type gauche-droite et un second axe vertical captant les grands débats historiques (esclavage, bimétallisme etc.). Si leurs approches auraient été un ajout intéressant à notre recherche, l'absence de données préexistantes dans un contexte canadien nous pousse à privilégier l'approche Wordscore et sa large base de données.

1.3.3 Indice RILE

La procédure Wordscores offre une grande flexibilité pour la construction d'indices en raison de la discrimination des unités de texte en 56 catégories distinctes. Le RILE est un indicateur unidimensionnel populaire en littérature et utilisé par le CMP. Cette métrique est construite à partir d'une liste de 26 catégories de la procédure Wordscores et disponible dans le tableau A.6. Si d'autres mesures existent,

le RILE possède des avantages indéniables notamment sa capacité à représenter l'évolution de l'idéologie, *a priori*, des partis dans le temps. Lowe *et al.* (2011) proposent une transformation logarithmique du RILE pour compenser certaines de ses «faiblesses» conceptuelles. Néanmoins, les auteurs évitent de mentionner une corrélation avec la variable d'origine de r= 0,94, détail relevé par Budge et McDonald (2012). Certains auteurs, tel que Jahn (2010), ont également avancé l'idée que la composition d'un indice gauche-droite devrait se concentrer plutôt sur la propriété publique et privée du capital ou encore sur l'égalité. Une fois de plus, comme démontré par McDonald et Mendes (2001), les corrélations entre ces indices et le RILE semblent raisonnablement élevées ce qui n'étonne pas puisque ces indices sont généralement construits à partir de sous-ensembles des catégories formant le RILE.

CHAPITRE II

DONNÉES

Ce chapitre présente les données trimestrielles [1] des différentes modélisations utilisées pour l'évaluation empirique des écarts partisans au Canada. Pour la réalisation de ce travail, plusieurs séries dichotomiques de contrôle politique ont été construites à l'aide des données disponibles sur le site internet du *Parliament and governments database* (ParlGov) 2015 [2]. Nos données couvrent, pour la plupart, la période allant de 1962 T : I à 2014 T : IV. Le chapitre se termine par la présentation des résultats des tests de stationnarité. Nos graphiques descriptifs et tableaux de références se retrouvent dans l'Annexe A.

2.1 Données principales

Les premières estimations du modèle de base, présentés dans le prochain chapitre, se concentrent sur 18 séries réparties dans six sous-groupes : production, emploi et chômage, rendements financiers, salaire et productivité, inflation ainsi que taux d'intérêt. Nous présenterons les séries retenues pour chaque sous-groupe dans cette section.

---

1. Les sources des séries brutes ainsi que leurs unités se retrouvent dans le tableau A.1 en Annexe A.

2. Le détail de ces séries se retrouve dans le tableau A.2 en Annexe A

2.1.1 Production

Tout d'abord, le coeur de notre travail portera sur l'analyse de la mesure de production intérieure brute réelle canadienne provenant des comptes nationaux. Deux autres mesures de production seront considérées soit le PIB réel par habitant et l'index de production industrielle. Le produit intérieur brut par habitant est construit à partir des comptes nationaux et de la population totale. L'index de la production industrielle, en provenance de l'OCDE, mesure la production manufacturière, minière, électrique et gazière, sous forme d'index. Ces séries, aux fins de notre travail, débutent en 1962 T : I et se termine en 2014 T : IV.

2.1.2 Emploi et chômage

Les mesures d'emplois et de chômages proviennent essentiellement de deux sources canadiennes soit l'enquête sur la population active (EPA) et les mesures de productivité du travail (MPT). L'EPA offre l'avantage de débuter dans les années soixante, d'être compréhensive bien que non exhaustive. Les MPT ne sont comptabilisées qu'à partir du début des années quatre-vingt, mais ont néanmoins l'avantage d'être à la fois compréhensives et exhaustives. Nous définissons le terme «compréhensif» comme se rapportant à des séries couvrant tout les employés d'une économie du point de vue des industries et des catégories de travailleurs (*e.g.* les travailleurs automne). Nous définissons le terme «exhaustif» comme se rapportant à des séries regroupant toute l'information sur une population couverte (*e.g.* considération des heures supplémentaires). Cinq séries seront étudiées dans cette section, soit l'emploi en nombre de travailleurs de l'EPA, l'emploi en index des MPT, les heures travaillées en heures totales de l'EPA, les heures travaillées en index des MPT et le chômage en taux de pourcentage de la population active de l'EPA.

2.1.3 Rendement financier

Nous construisons une mesure de rendement à partir de l'index Standard & Poor's Toronto Stock Exchange (S&P TSX), commençant au début des années soixante. La deuxième série représente les profits corporatifs après taxes en pourcentage du revenu intérieur brut. Les profits corporatifs sont considérés avec la valeur des inventaires et l'ajustement pour la consommation du capital et débutent en 1981 T : I.

2.1.4 Salaire et productivité

Pour comprendre l'impact de nos séries indépendantes sur les salaires, nous utilisons l'index de compensation par heures des MPT qui malgré le nombre limité d'observations reste exhaustive et compréhensive. Idéalement, notre recherche inclurait une mesure de productivité totale des facteurs (TFP) canadienne. Cette série doit montrer de manière performante les variations inobservées dans la production. Pour que la mesure soit valide, la méthode de calcul doit être bien définie, ce qui explique le nombre d'auteurs construisant leurs propres mesures. Pour l'instant, Statistique Canada ne publie pas une telle mesure nous contraignant à utiliser la productivité du travail (PIB réel par/heures travaillées). Nos deux séries sont construites à partir des heures travaillées de L'EPA ainsi que des heures travaillées des MPT.

2.1.5 Inflation

Les études antérieures sur les écarts partisans se basant sur un arbitrage de la courbe de Phillips, mis à part le taux de chômage nous devons évidemment faire l'étude de l'inflation. Aux fins de ce travail, nous produisons deux mesures du taux d'inflation. La première est construite à partir de l'indice des prix de la consommation publier par la BdC. Ces prix s'articulent autour de huit composantes de

biens et services soit : la nourriture, l'habitation, l'entretient domestique, les fournitures et équipements, l'habillement, le transport, la santé, l'éducation et les produits d'alcools et du tabac. L'indice de base de la BdC exclue également huit composantes les plus volatiles soit : les fruits et noix, les légumes, les coûts d'intérêts hypothécaires, le gaz naturel, le mazout et autres combustibles, l'essence, le transport interurbain et certains produits du tabac. La deuxième mesure est construite depuis le déflateur du PIB, lui-même obtenu en divisant le PIB nominal par le PIB réel. Si le calcul de l'IPC est rarement revisé, le déflateur, en revanche, s'adapte en permanence. En tenant également compte que l'IPC considère les prix de biens importés, mais exclue les commandes publiques, il n'est pas étonnant que les deux mesures divergent. Néanmoins, leurs évolutions étant très proches, l'on doit s'attendre à des résultats d'estimations similaires. Nos séries se concentrent sur la période allant de 1962 T : I à 2014 T : IV.

2.1.6 Taux d'intérêt

Nos trois séries de taux d'intérêt proviennent de la Banque du Canada et sont : les rendements de bons du Trésor sur trois mois, le taux directeur et les rendements d'écart à terme (dix ans sur trois mois). La dernière série est construite par la différence des rendements obligataires du gouvernement sur dix ans moins les rendements des bons du Trésor sur trois mois. Tout comme pour les mesures d'inflations, les séries sont comprises dans l'intervalle de 1962 T : I à 2014 T : IV.

2.2 Données reconstruites

L'une des contraintes pour de nombreuses séries trimestrielles canadiennes est la période de départ des mesures, rarement antérieures à 1960 T : I. Il est possible que la taille de notre échantillon puisse être source de biais, nous cherchons donc à comprendre l'impact sur l'écart partisan lié à l'utilisation de mesures commençant

au début du 20^e siècle. Pour y parvenir, la méthode d'interpolation numérique de Owyang *et al.* (2013) en contexte canadien est utilisée pour reconstruire les séries pré-1960. Plus spécifiquement, nous appliquons la méthode d'interpolation additive en première différence, telle que présentée par Denton (1971), permettant d'ajuster trimestriellement une série temporelle pour la faire concorder avec une mesure annuelle, sans introduire de discontinuités artificielles. Owyang *et al.* (2013) a rendu disponible une collection de séries reconstruites pour le Canada, pour cette raison, nous ne décrirons que brièvement l'approche.

Posons un nombre d'occurrences, pour notre haute fréquence, par année, notée k (donc 4 pour des séries trimestrielles), m comme étant le nombre d'années considéré et $n = mk$ représentant le nombre de valeurs de la plus haute fréquence. Les valeurs d'origines forment le vecteur colonne $z = [z_1, z_2...z_n]'$ et la série annuelle le vecteur colonne $y = [y_1, y_2...y_m]'$. Nous cherchons donc à ajuster z pour obtenir le nouveau vecteur $x = [x_1, x_2...x_n]'$ par une méthode qui (a) minimise les distorsions de la série d'origine, et (b) fait en sorte que la somme des k valeurs pour chaque année corresponde à la vraie valeur annuelle. Nous devons donc formuler une fonction de pénalité $p(x, z)$ et la minimiser en sélectionnant x sous la contrainte que :

$$\begin{aligned} y_T &= \sum_{t=(T-1)k+1}^{Tk} x_t \\ T &= 1, 2..., m. \end{aligned} \tag{2.1}$$

Pour ce travail, la fonction de pénalité utilisée est formulée tel que :

$$p(x, z) = \sum_{t=1}^{n} (\Delta x_t - \Delta z_t)^2 \tag{2.2}$$

Δ étant un opérateur de première différence.

Donnons un exemple de la procédure pour notre principale série de production. Le PIB réel est reconstruit à partir de l'index de production industrielle mensuelle

(1912 :1960), le produit national brut réel annuel (1912 :2012) et le PIB réel trimestriel (1961 :2012). La série mensuelle est ajustée pour la saisonnalité à l'aide du filtre X-13 [3]. Les données trimestrielles pré-1961 sont générées par la moyenne de l'interpolation additive des données annuelles sur la série mensuelle. La figure A.4 en annexe A présente le PIB réel reconstitué ainsi que son taux de croissance. Les figures A.5, A.6 et A.7, en annexe A montre les trois autres séries reconstruites soit respectivement : le PIB réel par habitant, les dépenses budgétaires fédérales et le chômage. L'on peut constater que cette méthode construit des séries pré-1961 bien plus volatiles en taux de croissance.

2.3 Données Wordscores

Nous basons les explications de l'approche Wordscore qui suivent sur le document publié par Laver *et al.* (2003b). Rappelons l'objectif de l'approche Wordscore pour mieux encadrer notre raisonnement. Nous voulons premièrement identifier la position, le «score», de textes politiques fondamentaux référents sur un axe idéologique. Par la suite, nous répétons l'expérience pour les manifestes politiques des partis d'intérêts et comparons leurs scores à celui des textes de références. Nous pouvons finalement construire des indices avec les métriques obtenues.

Pour un ensemble R de textes t, chacun composé de mots (ou d'unités de textes) m_j associés à une politique positionné en $\hat{\pi}_j$ sur la dimension d et pouvant être estimé ou assumée *a priori*, la fréquence relative $q(m_j \in t)$ d'un ensemble de J mots (ou d'unités de textes) est calculée, pour chaque mot m_j, en proportion de la quantité totale de mots $q(t)$ dans le texte t. La matrice de fréquence relative ainsi générée nous permet de calculer une matrice de probabilité conditionnelle

---

3. United Sates Census Bureau (2016). X-13ARIMA-SEATS Seasonal Adjustment Program. Récupéré le 5 mai 2016 de https ://www.census.gov/srd/www/x13as/

$\hat{P}_{(m_j|t)}$ telle que :

$$\hat{P}(m_j|t) = \frac{q(m_j \in t)}{q(t)} \tag{2.3}$$

En faisant la moyenne du produit de chaque probabilité $\hat{P}(m_j|t)$ et chaque position associés $\hat{\pi}_m$ nous pouvons obtenir le "score" du document t tel que :

$$\hat{\theta}_t = \sum_{j=1}^{J} \hat{\pi}_j \hat{P}(m_j|t) \tag{2.4}$$

Le "score" $\hat{\theta}_t$ est interprété comme représentant la position sur la dimension d du texte de référence t. Considérons deux mots, m_1 et m_2, avec probabilité conditionnelle $\hat{P}(m_1|t) = 0.4$ et $\hat{P}(m_2|t) = 0.6$, ayant chacun une position estimée sur la dimension d associée au libre échange, $\hat{\pi}_1 = -1.0$ et $\hat{\pi}_2 = +1.0$. Nous pouvons calculer le positionnement du texte t, $\hat{\theta}_t$ comme étant le résultat de $0.4 \times -1.0 + 0.6 \times 1 = +0.2$. Un prérequis pour obtenir la position d'un texte est d'identifier adéquatement le score de chaque mot, $\hat{\pi}_j$. Nous y parvenons par la moyenne des "scores", *a priori*, de nos documents multipliés par la probabilité d'observer le texte t_n, d'un ensemble de N textes, lorsque le mot m_j est observé, soit :

$$\hat{\pi}_j = \sum_{n=1}^{N} \theta_n \hat{P}(t_n|m_j) \tag{2.5}$$

$\hat{P}(t_n|m_j)$ doit être interprété comme représentant la probabilité de lire le texte t_n lorsque le mot m_j est observé. Donnons un exemple concret de l'application de cette matrice. Considérons deux textes, A et B. En parcourant le texte A, le mot "Liberté" apparaît 10 fois sur 10 000 mots et 90 fois sur 10 000 mots dans le texte B. Si nous ignorons lequel des deux textes est lu, mais observons le mot "Liberté" il y a alors une probabilité 0.10 de lire le texte A et une probabilité 0.90 de lire le texte B. Pour obtenir $\hat{P}(t_n|m_j)$, posons la probabilité *a priori* de lire le texte de référence t_i, $P(t_i) = 1/N$. La probabilité de lire le texte de référence t_i après

avoir observé le mot m_j est donc :

$$\hat{P}(t_i|m_j) = \frac{\hat{P}(m_j|t_i)P(t_i)}{\sum_n^N \hat{P}(m_j|t_n)P(t_n)} \tag{2.6}$$

$$= \frac{\hat{P}(m_j|t_i)}{\sum_n^N \hat{P}(m_j|t_n)} \tag{2.7}$$

$$= \frac{q(m_j \in t_i)/q(t_i)}{\sum_n^N q(m_j \in t_n)/q(t_n)} \tag{2.8}$$

Il faut noter qu'il serait inapproprié d'estimer $P(t_i)$ à partir des données puisqu'il s'agit d'une probabilité *a priori*. Pour plus de détails, l'article de Lowe (2008) couvre de manière extensive la mise en échelle des scores ainsi que la mesure de leurs variances et représente le document le plus homologue à notre texte en matière de notations.

Les groupes de mots utilisés pour construire notre index "gauche-droite" RILE sont disponibles en annexe A dans le tableau A.6. Les valeurs de l'index, pour chaque mandat depuis 1960 T : 1 sont disponibles dans la table A.3 en annexe A. Les représentations visuelles de l'évolution chronologique de l'indice pour le Canada et les États-Unis sont disponibles, respectivement, à la figure A.8 et à la figure A.9 en annexe A.

2.4 Mesures de chocs

Nous utilisons des modèles économétriques univariés et multivariés pour contrôler l'écart partisan en fonction de facteurs exogènes distincts de l'affiliation politique. Pour y parvenir, nos variables explicatives sont exprimées sous forme de chocs ayant pour but de réduire au maximum la corrélation sérielle et sont, idéalement, de sources suffisamment variées pour représenter la majeure partie de la volatilité macroéconomique. Le nombre de séries de chocs disponible pour le Canada est très restreint et nous oblige à avoir recours à une variété de méthodes de construction explicitée dans les sous-sections suivantes. Si des chocs tels que celui des prix du

pétrole, de la productivité du travail, de la politique monétaire et de la politique budgétaire, ont des méthodologies spécifiques, les autres suivront la mécanique économétrique suivante :

Posons comme série d'intérêt le vecteur colonne Y

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix}$$

Où T est le nombre d'observations de notre série temporelle. Représentons par $\Theta = [\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_m]$ la matrice de m variables de contrôle imposé à Y. Pour ce travail nous considérons uniquement 4 contrôles θ soit, θ_1 représentant le taux de croissance du PIB, θ_2 pour l'inflation mesurer par le déflateur du PIB, θ_3 représentant le prix des commodités et θ_4 associé au taux des bons du Trésor sur trois mois. Posons L comme un opérateur de retard, Δ comme un opérateur de première différence, ψ comme le nombre de retards sur Y et ϕ comme le nombre de retards sur nos θ. Nous construisons notre matrice Z de variables explicatives telle que :

$$Z = \begin{bmatrix} 1 & L^1 y_1 & \ldots & L^\psi y_1 & L^0 \Delta\theta_{1,1} & \ldots & L^\phi \Delta\theta_{m,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & L^1 y_T & \ldots & L^\psi y_T & L^0 \Delta\theta_{1,T} & \ldots & L^\phi \Delta\theta_{m,T} \end{bmatrix}$$

Par méthode MCO il nous est ainsi possible d'estimer notre mesure de choc $\hat{\Omega}_{Choc}$ tel que :

$$Y = Z\beta + \Omega_{Choc} \tag{2.9}$$

$$\hat{\beta} = (Z'Z)^{-1}Z'Y \tag{2.10}$$

$$\hat{\Omega}_{Choc} = Y - Z\hat{\beta} \tag{2.11}$$

Le nombre de retards ψ et ϕ, pour l'intégralité de ce travail, est estimé par le critère d'information bayésien tel que défini par Schwarz *et al.* (1978) soit :

$$BIC = -2 \times ln\hat{L} + k \times ln(n) \tag{2.12}$$

où $\hat{L}$ est la valeur d'une fonction de maximum de vraisemblance, n est le nombre d'observations et k le nombre de régresseurs incluant l'intercepte. Nous choisissons d'utiliser le critère bayésien pour pénaliser l'ajout de paramètre et ainsi éviter les biais de sur ajustement. Les critères d'informations d'Akaike (1974) et d'Hannan et Quinn (1979) représentent des alternatives valables, mais tolèrent généralement un plus grand nombre de paramètres. Nous décidons donc d'appliquer un jugement plus parcimonieux.

2.4.1 Chocs de prix du pétrole

Il a été suggéré par Hamilton (1983) que les chocs dans l'industrie pétrolière et les effets sur les hausses de prix avaient des corrélations très fortes avec les phases de récessions américaines. Nos deux économies étant fortement liées et le Canada étant un pays produisant et consommant du pétrole, il est probable que ces relations soient également fortement corrélées dans notre économie. L'auteur ne s'attarde pas au contexte canadien dans son article, mais nous offre des pistes de solutions quant à l'élaboration d'une mesure des chocs pétroliers. Nous construirons notre mesure de choc des prix du pétrole à partir de la formulation proposés par Hamilton (2003). La série du prix pétrolier américaine se base sur la composante de pétrole brut de l'indice des prix de production américain, nous devons donc trouver un substitut. Les prix du pétrole brut nord-américains sont basés sur le prix du West Texas Intermediate (WTI) à Cushing, Oklahoma, il s'agira donc de notre série P. Nous convertissons ceux-ci en dollars canadiens en utilisant la mesure du taux de change CAD/US. Posons $\hat{\Omega}_t^{Hamilton}$ comme la mesure des chocs sur les prix du pétrole et $P_{t-12:t-1}^{Max}$ comme le plus haut prix de la série P

dans les 12 derniers trimestres au temps t. Nous pouvons obtenir notre choc de la façon suivante :

$$\hat{\Omega}_t^{Hamilton} = max(0, 100 \times ln(P_t / P_{t-12:t-1}^{Max})). \tag{2.13}$$

Il est important de noter que cette mesure est construite de manière asymétrique et donc ne représente que des chocs à la hausse sur les prix. Par construction cette série présuppose donc que les hausses importantes soudaines des prix pétroliers influencent négativement l'économie (en terme de prix) et qu'une baisse importante soudaine n'a aucun effet. La série $\hat{\Omega}_t^{Hamilton}$ débute en 1962 T : I, se termine en 2014 T : IV et est illustrée à la figure A.10 en annexe A.

2.4.2 Chocs de productivité

Nos estimations préliminaires, disponibles dans la table B.1, semblent indiquer que le Parti libéral du Canada a bénéficié d'une productivité du travail plus élevé que leurs collègues conservateurs soit 0.41% de taux de croissance comparativement à 0.21% lorsque calculé avec les MPT. Dans la section méthodologique sur les modèles univariés, nous tentons d'extraire l'effet d'un choc de productivité du travail ajusté pour le cycle sur l'écart partisan. Nous avons mentionné dans la partie sur les données de salaires et de productivités qu'une mesure des facteurs totaux de production (TFP) n'était pas disponible pour le Canada, nous concentrons donc nos efforts sur la productivité du travail. L'article de Galí (1999) propose une méthodologie adaptée à notre série de productivité par l'utilisation d'un modèle VAR pour générer un choc de long terme. Posons ΔPIB représentant la première différence en logarithme annualisée du PIB réel. ΔEMP représente la première différence en logarithme de l'emploi annualisé (EPA). Nous avons m variables explicatives soit θ_1 la première différence en logarithme de l'emploi annualisé, θ_2 la première différence de l'inflation selon le déflateur du PIB et θ_3 la première différence des taux de bons du Trésor sur trois mois. Il y a T observation dans

l'échantillon et ϕ retards sont utilisés. $\hat{\Omega}_{gali}$ sera notre mesure de chocs de productivité du travail résiduel, après estimation. Nous pouvons donc obtenir notre série de la façon suivante :

$$Y = \Delta PIB - \Delta EMP = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_T \end{bmatrix}$$

$$X = \begin{bmatrix} 1 & L^1 y_1 & \dots & L^\phi y_1 & L^0 \Delta^2 \theta_{1,1} & \dots & L^{\phi-1} \Delta^2 \theta_{m,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & L^1 y_T & \dots & L^\phi y_T & L^0 \Delta^2 \theta_{1,T} & \dots & L^{\phi-1} \Delta^2 \theta_{m,T} \end{bmatrix}$$

$$Z = \begin{bmatrix} 1 & L^1 y_1 & \dots & L^\phi y_1 & L^1 \Delta \theta_{1,1} & \dots & L^\phi \Delta \theta_{m,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & L^1 y_T & \dots & L^\phi y_T & L^1 \Delta \theta_{1,T} & \dots & L^\phi \Delta \theta_{m,T} \end{bmatrix}$$

Matrices de dimensions $T \times (1 + \phi(m+1))$.

$$\hat{\beta} = (Z'X)^{-1} Z'Y \tag{2.14}$$

$$\hat{\Omega}_{gali} = Y - X\hat{\beta} \tag{2.15}$$

La série $\hat{\Omega}_{gali}$ débute en 1964 T : I, se termine en 2014 T : IV et est illustrée à la figure A.10 en annexe A.

2.4.3 Chocs de l'économie américaine

Des estimations préliminaires sur les liens entre l'écart partisan et la formation politique au pouvoir aux États-Unis, disponibles à la table B.4 en annexe B, semblent indiquer un effet positif et significatif sur la croissance canadienne en faveur des démocrates. Au-delà des considérations politiques, l'on ne peut nier

l'importance de la santé économique américaine sur les exportations canadiennes. Dans cette sous-section, nous cherchons à obtenir des mesures de chocs liés à la situation macroéconomique des États-Unis. Le modèle explicité en début de section sera utilisé pour extraire deux chocs tels que suggérés par l'équation 2.11. Nous utilisons deux mesures de l'économie américaine soit : le taux de croissance trimestriel annualisé du produit intérieur brut réel des États-Unis en pourcentage de logarithme et le taux de croissance annualisé du taux de change Canada/États-Unis. Nous enlevons la tendance dans ces deux séries en utilisant une moyenne mobile bi pondérée telle qu'expliquée par l'équation 3.21. Le filtre κ, conformément à la littérature et à l'article de Blinder et Watson (2016), sera calibré à 67. Les deux chocs débutent en 1963 T : III, se terminent en 2014 T : IV et sont illustrés à la figure A.10 en annexe A.

2.4.4 Chocs de politique monétaire

Nous savons que les formations politiques au pouvoir n'ont pas d'influences directes sur la pratique de la politique monétaire. Bien que le gouverneur de la Banque Centrale du Canada soit nommé par le chef du parti au pouvoir, le candidat n'est pas choisi par ce dernier. De plus, il est plausible d'assumer que l'instabilité potentielle engendrée par le congédiement du gouverneur, ou sa démission, suite au veto du chef de cabinet, est un incitatif suffisant pour limiter l'ingérence étatique dans la conduite de la politique monétaire. Les instruments économiques utilisés par les gouvernements fédéraux se concentrent principalement sur des mesures budgétaires et fiscales tandis que la BdC utilise, entre autres, son contrôle du taux directeur. Nous tentons d'estimer une mesure de chocs de la politique monétaire pour distinguer la part purement monétaire de l'écart partisan. Notre approche consiste à produire une série de chocs à partir d'une identification Cholesky sur le taux directeur de la BdC positionné à la fin dans un VAR structurel.

Les variables, dans l'ordre, sont : le PIB réel [4], l'inflation mesurer par le déflateur du PIB, le prix des commodités et le taux directeur de la BdC. Le choc débute en 1962 T : III, se termine en 2013 T : IV et est illustré à la figure A.10 en annexe A.

2.4.5 Chocs de confiance et incertitude macroéconomique

L'incertitude macroéconomique à fait couler beaucoup d'encre récemment. Les travaux de Baker *et al.* (2015) et Jurado *et al.* (2015) sont des incontournables de la question et proposent la construction d'index d'incertitude ou d'imprévisibilité pour les États-Unis. La base théorique derrière l'utilisation de chocs de confiances et d'incertitudes pour contrôler l'effet partisan repose dans l'hypothèse qu'un parti nouvellement élu pourrait bénéficier d'une hausse de la confiance entraînant ainsi une hausse des dépenses. Nous utiliserons trois mesures pour tester cette hypothèse soit l'incertitude économique canadienne de Fortin-Gagnon (2017) [5] Basé sur la méthodologie de Jurado *et al.* (2015), l'index de confiance des consommateurs produite par l'OCDE, disponible de 1980 T : I jusqu'à 2013 T : III et l'index d'incertitude développé par Baker *et al.* (2015), disponible à partir de 1985 T : I jusqu'à 2016 T : III. La première et la dernière, sous forme de chocs, semblent fortement corrélées, tel qu'illustré dans le tableau B.9 en annexe B. Néanmoins, l'index de Bloom a été extensivement critiqué par Jurado *et al.* (2015), principalement pour les inconsistances des corrélations avec les processus stochastiques latents. Les nouveaux produits financiers, par exemple, peuvent changer la volatilité des marchés financiers sans affecter l'incertitude construite à partir des séries du secteur. Le modèle explicité en début de section sera utilisé pour extraire les

---

4. La série n'est pas tronquée en 2008 T : IV et peut donc être sujète au risque de non-linéarité lié à la proximité de la limite inférieure zéro (ZLB)

5. Nous remercions l'auteur ayant accepté de nous fournir ses mesures.

trois chocs tels que suggérés par l'équation 2.11.

L'incertitude (Fortin-Gagnon)

Nous présentons une courte description de la méthodologie derrière l'incertitude macroéconomique de Fortin-Gagnon (2017) étant donné qu'il s'agit d'une recherche non publiée en cours d'évaluation. Puisque cette série est construite à partir de facteurs provenant d'une large base de données canadienne, nous sommes contraints par le début et la fin de la majorité des séries, soit 1980 T : I jusqu'à 2011 T :III. Posons une matrice riche en données X, une matrice de facteurs F, une matrice de poids des facteurs latents Λ et un terme d'erreur idiosyncrasique μ. Nous avons donc :

$$X = \Lambda F + \mu \tag{2.16}$$

Par l'analyse des composantes principales tel que présenté dans Stock et Watson (2002) nous pouvons estimer $\hat{F}$ et ainsi fournir une information riche à travers un nombre restreint de séries pour construire l'incertitude macroéconomique $U^y_{jt}(h)$ pour l'horizon h comme suit :

$$E_t[y_{jt+h}] = \beta^y_j(L)y_{jt} + \beta^F_j(L)\hat{F}_t + \beta^Z_j(L)Z_{jt} + \varepsilon^y_{jt+h} \tag{2.17}$$

$$U^y_{jt}(h) \equiv \sqrt{E_t[(y_{jt+h} - E_t[y_{jt+h}])^2]} \tag{2.18}$$

β^y_j, β^F_j et β^Z_j sont les vecteurs de coefficients respectifs des séries d'intérêts y_{jt}, des facteurs $\hat{F}_t$ et de toute autre information Z_{jt} fournis dans le modèle. L est un opérateur de retard et ε^y_{jt+h} est un terme d'erreur. Tel que suggéré par l'équation 2.11, nous construisons le choc $\hat{\Omega}_{Fortin-Gagnon}$.

Les trois chocs sont illustrés à la figure A.10 en annexe A.

2.4.6 Chocs de politique budgétaire

En terme d'interventions gouvernementales, deux types de chocs sont couramment utilisés dans la littérature soit des chocs en dépenses budgétaires et des chocs de taxations. Dans leurs articles, Blinder et Watson (2016) utilisent une mesure de choc de taxes lié à des politiques stabilisatrices. Ils ne construisent pas leurs chocs, mais utilisent plutôt la série produite par Romer et Romer (2010) basé sur une approche narrative et inspiré des travaux innovants de Ramey et Shapiro (1998). Ceux-ci identifient un choc exogène de dépenses gouvernementales utilisant une variable de nouvelle représentant des moments de grande accumulation militaire. Owyang *et al.* (2013) produisent une mesure similaire pour le Canada, mais difficilement applicable dans le cadre de notre travail étant donné la faible participation canadienne dans des campagnes militaires d'envergures. Romer et Romer (2010) utilisent des rapports de congrès et des discours présidentiels pour identifier des événements précurseurs aux grandes fluctuations de taux de taxations hormis les guerres. Malheureusement, une telle application dans un contexte canadien reste en pratique une tâche très lourde dépassant le cadre de ce travail. Tsoungui Belinga (2016) présente une mesure de choc canadienne inspirée de la méthodologie de Mountford et Uhlig (2009) consistant à imposé une exogénétié de bloc et des restrictions de signe sur un modèle de type VAR. Puisqu'il s'agit d'un travail en cours de publication, la série n'est pas disponible. Blanchard et Perotti (2002) font une analyse basée sur une modélisation VAR des effets multiplicateurs de chocs de dépenses sur la production et arrivent à la conclusion qu'ils sont faibles et près de 1. L'article de Blinder et Watson (2016) semble considérer les effets de chocs de taxes, relatifs à l'écart partisan, comme triviaux et sans significativités. Effectivement, la mesure de Romer et Romer (2010) contribuerait à la hauteur de 1.0 en point de base sur un écart partisan américain de 197.0 en point de base pour la même période. En nous inspirant de la spécification SVAR de Blanchard

et Perotti (2002) il sera possible de construire une mesure de chocs des dépenses budgétaires par décomposition de Cholesky centré sur la première équation du système. Les variables du VAR structurel sont, dans l'ordre : le total des dépenses en biens et services du gouvernement par habitant, le PIB réel par habitant et la totalité des revenus de taxes moins les transferts par habitant. Le choc débute en 1962 T : II, se termine en 2012 T : II et est illustré à la figure A.10 en annexe A.

2.5 Stationnarité

La stationnarité doit être confirmée pour vérifier si des chocs temporaires ou permanents affectent les séries. Nous avons recours à un test de racine unitaire dans sa forme augmentée tel que présenté dans l'article de Dickey et Fuller (1979). Si d'autres tests pourraient être considérés (Phillips et Perron (1988), Kwiatkowski *et al.* (1992)) le test ADF possède de meilleures propriétés en petits échantillons. Le nombre de retards supplémentaires, propre à la forme augmentée, est déterminé par la procédure de Campbell et Perron (1991).

Plusieurs modèles sont possibles :

1. Si la série varie autour de zéro :

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \tag{2.19}$$

2. Si la série varie autour d'une moyenne différente de zéro :

$$\Delta y_t = \mu_0 + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \tag{2.20}$$

3. Si la série croît à travers le temps de façon linéaire :

$$\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \tag{2.21}$$

4. Si la série croît à travers le temps de façon quadratique :

$$\Delta y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \mu_2 t^2 + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \tag{2.22}$$

Les hypothèses nulles (non-stationnarité) et alternatives (stationnarité), pour tous les modèles, sont respectivement $H_0 : \beta = 0$ et $H_1 : \beta < 0$. Toutes nos séries à l'exception du taux de chômage, du rendement S&P TSX, des mesures d'inflations et de taux d'intérêt, sont stationnarisés sous forme de première différence en logarithme tel que, $\Delta y_t = [ln(Y_t) - ln(Y_{t-1})]$. Elles sont donc intégrées d'ordre un, I(1). Celles non transformées sont stationnaires.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre présente la méthodologie de recherche utilisée pour ce travail. Si nous avons développé en détail les techniques nécessaires pour construire nos séries, le coeur de notre travail demeure l'inférence de l'écart partisan canadien et l'identification de facteurs exogènes pouvant être à même d'expliquer cet écart.

La première étape consiste à estimer, à l'aide d'un modèle de base, la magnitude et la significativité d'écarts partisans pour nos principales séries présentés dans la section 2.1. Par la suite nous observons comment ces écarts se comportent lorsque nous les estimons sur des séries reconstruitent couvrant une plus longue période. Nous testons ensuite si l'écart partisan n'est pas simplement coïncident avec différentes conditions exogènes telles que le statut majoritaire ou non du gouvernement ou la formation politique au pouvoir aux États-Unis. Ce travail tente par la suite d'innover par rapport aux recherches de Blinder et Watson (2016) en comparant la force des écarts partisans à celle des écarts idéologiques basés sur l'indice construit de type RILE. Une étape importante sera ensuite de contrôler nos écarts en fonctions d'éléments de tendances macroéconomiques. Il nous sera ainsi possible d'identifier si le Parti libéral du Canada n'est pas tout simplement tributaire d'une plus grande représentation, en terme de mandats, au début de notre échantillon alors que des facteurs de tendances décroissantes on

plus fortement pénalisés les mandats conservateurs récents. Nous utilisons par la suite nos séries de chocs détaillés à la section 2.4 pour contrôler les écarts partisans de façon individuelle dans un modèle univarié puis de façon composite dans un modèle multivarié. Néanmoins, avant d'élaborer notre première étape d'inférence, nous allons présenter les deux méthodes d'estimations des écarts-types et le test de significativité non paramétrique.

3.1 Écarts-types et significativité

Une considération importante lorsque l'on cherche à estimer des effets propres à différent sous-groupe en traitant l'ensemble de l'échantillon est la possibilité d'hétéroscédasticité conditionnelle dans nos données. Il est également intéressant de tester la significativité d'un tel modèle non pas en fonction de ses paramètres, mais selon sa robustesse par rapport à celle de toutes les combinaisons de sous-groupes possibles. Pour répondre à la première considération, nous utilisons d'abord une méthode d'estimation d'écart-type par analyse de groupage permettant la corrélation arbitraire à l'intérieur d'un mandat et l'excluant entre les mandats. La deuxième méthode permet d'estimer les écarts-types avec de l'hétéroscédasticité conditionnelle et une corrélation limitée entre les mandats, soit la méthode suggérée par Newey et West (2014). Pour répondre à la seconde considération, nous utilisons une méthode de test non paramétrique.

3.1.1 Écarts-types, méthode d'analyse de groupage

Commençons par détailler la méthode d'analyse par groupage. Pour une série temporelle Y et une série indépendante X, nous pouvons représenter un modèle linéaire simple de la manière suivante :

$$Y = X\beta + \varepsilon \tag{3.1}$$

Considérons maintenant la série Y comme ayant une population appartenant à G groupes distincts (G différents mandats par exemple), nous pouvons ainsi grouper en G sous-échantillons nos données telles que :

$$Y_g = X_g\beta_g + \varepsilon_g \tag{3.2}$$

Par méthode MCO, nous pouvons trouver l'estimateur $\hat{\beta}$ de l'ensemble Y et l'écart-type contrôlé pour la non-corrélation entre les G sous-groupes, $\hat{\sigma}_{Grp}$ tel que :

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \tag{3.3}$$

$$\hat{\varepsilon}_g = Y_g - X_g\hat{\beta} \tag{3.4}$$

$$\hat{\sigma}^2_{Grp} = (X'X)^{-1}\left[\sum_{g=1}^{G} X'_g\hat{\varepsilon}_g\hat{\varepsilon}'_g X_g\right](X'X)^{-1} \tag{3.5}$$

$$\hat{\sigma}_{Grp} = \sqrt{\hat{\sigma}^2_{Grp}} \tag{3.6}$$

3.1.2 Écarts-types, méthode Newey-West

Adressons à nouveau le problème d'hétéroscédasticité conditionnelle, mais cette fois-ci par la méthode de Newey et West (2014). Posons le modèle linéaire de base, son estimateur MCO $\hat{\beta}$ et ses résidus $\hat{\varepsilon}$ tels que :

$$Y = X\beta + \varepsilon \tag{3.7}$$

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \tag{3.8}$$

$$\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\beta} \tag{3.9}$$

Pour n le nombre d'observations dans notre échantillon, k le nombre de paramètres dans la matrice X incluant la constante et L le nombre de retards considérés, nous

pouvons construire un estimateur de l'écart-type $\hat{\sigma}_{NW}$ tel que :

$$\hat{\sigma}_{NW} = \sqrt{\hat{\sigma}^2_{NW}} \tag{3.10}$$

$$\hat{\sigma}^2_{NW} = (X'X)^{-1} X'\hat{\Omega}X(X'X)^{-1} \tag{3.11}$$

$$X'\hat{\Omega}X = X'\hat{\Omega}_0 X + \frac{n}{n-k}\sum_{l=1}^{L}\left[(1-\frac{l}{L+1})\sum_{t=l+1}^{n}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-l}(x'_t x'_{t-l} + x'_{t-l}x_t)\right] \tag{3.12}$$

$$X'\hat{\Omega}_0 X = \frac{n}{n-k}\sum_{t=1}^{n}\hat{\varepsilon}^2_t x'_t x_t \tag{3.13}$$

3.1.3 Significativité non paramétrique

Pour tester la significativité non paramétrique, nous devons premièrement considérer une série dichotomique de mandats libéraux ou conservateurs X. Chaque sous-groupe de mandat dans nos observations prend la valeur de 1 lorsque le Parti libéral était au pouvoir et 0 pour le cas inverse. Dans notre échantillon, il y a dix mandats libéraux et sept conservateurs. Imaginons que le cours de l'histoire soit différent et que l'attribution des mandats soit également différente, tout en conservant les proportions. Il y a donc $17!/(10! \times 7!)$ combinaisons d'attribution de mandats possible, soit 19 448. La méthode de significativité non paramétrique consiste à estimer une première fois notre modèle de base avec la série X d'origine, puis de réestimer 19 447 fois avec les autres combinaisons possibles. Par la suite, nous dénombrons la quantité d'estimations ayant obtenu en valeur absolue un écart partisan supérieur à notre vraie valeur. En divisant par la quantité totale de combinaisons possible, nous obtenons ainsi une mesure de la proportion de cas qui auraient pu amener à des effets partisans supérieurs. Si aucun scénario n'arrive à battre la série réelle, l'on peut supposer une grande significativité de l'effet partisan dans le modèle de base. À l'opposé, si plus de 10% des scénarios entraînent des écarts partisans plus élevés, l'effet L-C tend à être plus anecdotique. Nos tableaux en annexe présentent généralement cette mesure comme deuxième

test de significativité et elle semble, très souvent, refléter des valeurs similaires à un test statistique classique.

3.2 Modèle de base

Notre objectif premier est donc d'établir l'existence d'écarts entre les performances du parti libéral et du parti conservateur. Les formalités méthodologiques sont légèrement plus nombreuses pour une étude canadienne étant donné la fréquence irrégulière des périodes électorales. En effet, si Pierre Elliot Trudeau compte 19 trimestres (plus de 4 ans donc) comme premier ministre après les élections de fin 74, Joe Clark, son successeur, n'en a connu que 3. Nous devrons donc construire nos moyennes d'agrégats mandat par mandat et en tenir compte dans notre interprétation. Nous devons également considérer le retard entre l'entrée au pouvoir et les effets supposés sur l'économie. Il est assez peu probable que le lendemain des élections le pays change radicalement de cap dans ses importants agrégats. La méthode utilisée est simple, nous créons une série dichotomique prenant la valeur de 1 lorsque le trimestre affiche un chef libéral à la tête du gouvernement et 0 lorsqu'il s'agit d'un chef conservateur ou progressiste-conservateur. Par la suite, nous estimons par MCO l'effet de la variable indépendante sur nos différentes séries par le modèle suivant :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 L^{\phi} LIB + \varepsilon \tag{3.14}$$

Y correspond aux mesures macroéconomiques telles que le PIB, β_0 est la constante et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure pour le parti conservateur, LIB est la variable dichotomique prenant la valeur de 1 lorsque le parti au pouvoir est libéral, L est un opérateur de retard et ϕ est le nombre de retards. β_1 capte la plus-value lorsque le parti au pouvoir en temps $t - \phi$ est libéral et ε est un terme d'erreur. Pour faire suite à nos estimations, nous avons choisi d'établir ce retard à un seul trimestre étant donné la faible différence entre 0 à 4 retards

et qu'un seul est utilisé par convention dans la littérature (Blinder et Watson (2014)). Les résultats de ses estimations sont disponibles à la table B.1 en annexe B. Nous avons calculé la variance de nos données puisqu'un parti pourrait connaître historiquement une croissance moyenne plus faible, mais démontrer une très basse volatilité, et ce malgré des périodes de contraction économique. Cet effet pourrait avoir du mérite en période d'instabilité. Le tableau A.5 présente quelques statistiques sommaires, incluant la variance. Il nous a également semblé intéressant d'étudier l'effet partisan à travers la décomposition du PIB selon la consommation, l'investissement, les exportations, les importations et les dépenses gouvernementales. La méthodologie est identique à celle précédemment mentionnée et les résultats d'estimations sont disponibles à la table B.2 en annexe B.

3.3 Séries temporelles étendues

Il est possible que l'effet partisan s'estompe lorsque nous utilisons des séries reconstruites commençant au début du 20^e siècle. Nous utilisons les séries étendues tel qu'indiqué dans la section 2.2 et procédons à une méthode d'estimation identique à celle du modèle de base. Les résultats sont disponibles à la table B.3 en annexe B.

3.4 Caractéristiques politiques nord-américaines

Le premier modèle ainsi que celui sur séries reconstruites nous renseignent quant à l'existence et à la magnitude d'effets partisans. Néanmoins, d'autres facteurs concomitants tels que la force du gouvernement pourraient expliquer ces écarts. Il est raisonnable de considérer qu'un gouvernement, peu importe son orientation politique, soit plus efficace lorsqu'il détient la majorité des sièges de la Chambre de communes, étant ainsi capable de faire voter plus facilement ses projets de loi, sa politique budgétaire, etc. Nous considérons les alliances entre partis d'oppositions

comme ayant eux des impacts négligeables dans notre échantillon étant donné une seule occurrence de coalition, de courte durée, en 2008. De plus, étant entendu que la situation économique de notre plus grand partenaire commercial, les États-Unis d'Amérique, influence forcément l'économie canadienne, nous contrôlons en fonction de l'orientation politique du président américain. Les équations utilisées pour tester les deux hypothèses ont la forme suivante :

$$Y_1 = \beta_1 + \beta_2 L^1 X_1 + \varepsilon_1 \tag{3.15}$$

$$Y_2 = \beta_3 + \beta_4 L^1 X_2 + \varepsilon_2 \tag{3.16}$$

Où Y_1 et X_1 rassemblent des éléments de nos séries dépendantes et indépendantes uniquement lorsque la condition 1 est satisfaite. Cette condition peut être par exemple que le parti politique au pouvoir est majoritaire, ou que le chef d'État américain est un démocrate. Y_2 et X_2 rassemblent les éléments de nos séries dépendantes et indépendantes sujètent à la condition alternative telle que le parti au pouvoir est minoritaire. β_1 et β_3 représente les coefficients de la constante des deux ensembles d'informations respectivement et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure pour le parti conservateur. X_1 et X_2 sont des séries temporelles dichotomiques prenant la valeur de 1 lorsque le parti au pouvoir est libéral. L est un opérateur de retard, β_2 et β_4 capte la plus-value lorsque le parti au pouvoir est libéral le trimestre précédent selon que la condition 1 ou 2 est respectée et ε_1 et ε_2 sont des termes d'erreurs. Nous estimons les coefficients par la méthode des MCO. Les résultats sont disponibles à la table B.4 en annexe B.

3.5 Alignement politique gauche-droite

Il est possible qu'un cadre binaire de groupes d'influences «libéraux» contre «conservateurs» masque un effet plutôt lié à la conduite de la politique fédérale selon l'idéologie du chef et son parti. Si tel est le cas, l'approche par mesure dichotomique ne réussira pas à représenter adéquatement la conséquence d'élire un chef

libéral annectodiquement plus à droite sur le spectre idéologique que, disons, John Diefenbaker, un ancien chef du parti progressiste-conservateur considéré relativement plus à gauche que Jean Chrétien lors de ses deux premiers mandats. Nous avons couvert en détail la construction de l'indice RILE de positionnement politique sur l'axe idéologique gauche droite dans la section 2.3 et allons l'utiliser pour estimer son effet spécifique sur nos séries macroéconomiques. La forme du modèle est la suivante :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 L^1 RILE + \varepsilon \tag{3.17}$$

Y correspond aux mesures macroéconomiques telles que le PIB et β_0 est la constante et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure lorsque le RILE prend la valeur 0. $RILE$ est la variable idéologique supérieure à 0 lorsque le parti au pouvoir est *a priori* plus à droite par rapport à notre axe historique de référence 0 et inférieure à 0 lorsque le parti au pouvoir est, au contraire, plus à gauche que l'axe de référence. L est un opérateur de retard et β_1 capte la magnitude de l'indice $RILE$ et ε est un terme d'erreur. Nous estimons les coefficients par la méthode des MCO. Les résultats sont disponibles à la table B.5 en annexe B.

3.6 Mesures de tendances

La tendance à la baisse dans le taux de croissance du PIB est un fait saillant lorsque l'on observe la figure A.1. Il est possible que le parti libéral du Canada, plus représenté dans le début de notre échantillon, bénéficie de conditions avantageuses par rapport aux conservateurs, dus à des éléments de tendances macroéconomiques. Pour étudier la question, nous utilisons une mesure de filtre à moyenne mobile bi pondérée pour estimer des flux de tendances selon la calibration d'un paramètre k, puis nous réestimons nos modèles de base sur les séries exemptes de leurs tendances. Il est possible d'utiliser une mesure de filtre de type Hodrick-Prescott ou encore une équation telle que suggérée par Hyndman (2011) ayant la

forme suivante :

$$y_t = f_t + \varepsilon_t \tag{3.18}$$

$$\hat{f}_t = \frac{1}{2k+1} \sum_{j=-k}^{k} y_{t+j} \tag{3.19}$$

$$t = k+1, k+2, ..., n-k. \tag{3.20}$$

Dans cette équation y_t est la série d'origine, f_t est une fonction lisse et continue de t et e_t est une série à l'espérance des erreurs de 0. k représente l'étendu du lissage de part et d'autre de chaque point de la série d'origine. La problématique posée par cette équation est qu'elle tronque les observations en début et fin d'échantillons progressivement à mesure que l'on augmente la valeur de k. Pour cette raison, nous préférons avoir recours à la technique utilisée dans les travaux de Stock et Watson (2012) (2016).

3.6.1 Moyenne mobile bi pondérée

La méthode est relativement simple. Posons une calibration k, imposant une forme progressivement cyclique plus sa valeur est faible et c, un scalaire de normalisation prenant la valeur 15/16. Posont T comme le nombre d'observations et $\phi = [1, 2, \dots T]'$ comme un vecteur colonne. Pour une série $Y = [y_1, y_2, \dots y_T]$ nous cherchons à construire une mesure de poids Ω_t tel que $\Omega_t' \times Y$ nous donne une tendance $\Phi_\kappa(t)$ basée sur la série d'origine Y, pour chaque t observations.

Pour y parvenir, nous appliquons la démarche suivante :

$$\forall\ t = (1, 2...T) \tag{3.21}$$

$$\lambda_t = \frac{\phi - t}{\kappa} \tag{3.22}$$

$$\delta_t = c \times \left[1 - \lambda_t^2\right]^2 \tag{3.23}$$

$$\forall\ j = (1, 2...T) \tag{3.24}$$

$$\omega_t(j) = \begin{cases} \delta_t(j) \times |\lambda_t(j)| & si\ |\lambda_t(j)| < 1 \\ 0 & si\ |\lambda_t(j)| \geq 1 \end{cases} \tag{3.25}$$

$$\Omega_t = \frac{\omega_t}{\sum_{j=1}^{T} \omega_t(j)} \tag{3.26}$$

$$\Phi_\kappa(t) = \Omega_t' \times Y \tag{3.27}$$

Une fois Φ_κ généré, nous pouvons construire nos nouvelles séries $\bar{Y} = Y - \Phi_\kappa$. Nous procédons par la suite à l'estimation du modèle de base sur les différentes mesures macroéconomique selon quatre calibrations soit $\kappa = \infty$, $\kappa = 200$, $\kappa = 100$ et $\kappa = 50$. Dans leurs travaux, Stock et Watson (2016) utilise une calibration généralement de 100. Les mesures de tendances pour le PIB réel sont illustrées à la figure B.1 et les résultats des estimations MCO sur les séries sans tendances sont disponibles pour le modèle de base et le modèle RILE, respectivement, à la table B.6 et B.7 en annexe B.

3.7 Modèle univarié

Pour répondre à la question des écarts partisans, nous avons utilisé jusqu'à maintenant des approches mécaniques. Nous voulons maintenant, à l'aide de modèles univariés, tenter d'offrir des éléments de réponses quant aux sources de ces écarts. Nous utilisons les différentes mesures de chocs construites à la section 2.4 pour contrôler l'effet libéral. Posons une mesure de choc $\hat{\Omega} = [\hat{\omega}_1, \hat{\omega}_2, \ldots \hat{\omega}_T]'$, nous construisons deux vecteurs de séries explicatives. Le premier sera notre modèle de

référence soit $X_1 = [L\Theta, A]$, où $\Theta = [\theta_1, \theta_2, \dots \theta_T]'$ est un vecteur binaire à valeur 1 lorsque le Parti libéral est au pouvoir, L est un paramètre de retard et A est un vecteur $T \times 1$ de valeurs 1. Le deuxième sera notre modèle augmenté de la mesure de choc soit $X_2 = [L\Theta, A, L^0\hat{\Omega}, \dots L^{\phi}\hat{\Omega}]$ où ϕ est le nombre de retards maximum imposé au choc. Pour obtenir des estimations adéquates, $\hat{\Omega}$ est standardisé autour d'une moyenne 0 et d'un écart-type 1 par $Z = (\hat{\Omega} - \bar{\hat{\Omega}})/S$, où $\bar{\hat{\Omega}}$ est la moyenne du vecteur $\hat{\Omega}$ et S est son écart-type. Posons notre variable dépendante, le PIB réel, $Y = [y_1, y_2, \dots y_T]'$. Nous calculons premièrement les coefficients du modèle de référence par méthode MCO et leurs écarts-types par la méthode Newey-West tels qu'expliquer en section 3.1.2 pour chaque espace temporel propre aux différents chocs.

$$\hat{\beta}_{X_1} = (X_1'X_1)^{-1}X_1'Y \tag{3.28}$$

$$\hat{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_1}} = (X_1'X_1)^{-1}X_1'\hat{W}_1X_1(X_1'X_1)^{-1} \tag{3.29}$$

Où $X_1'\hat{W}_1X_1$ est défini tel que proposé dans l'équation 3.12. Nous procédons par la suite à l'estimation des coefficients du modèle avec chocs par méthode MCO et leurs écarts-types, encore une fois par la méthode Newey-West, pour chaque espace temporel propre aux différents chocs.

$$\hat{\beta}_{X_2} = (X_2'X_2)^{-1}X_2'Y \tag{3.30}$$

$$\hat{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_2}} = (X_2'X_2)^{-1}X_2'\hat{W}_2X_2(X_2'X_2)^{-1} \tag{3.31}$$

Nous corrigeons ensuite pour le degré de liberté :

$$\bar{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_2}} = \frac{(\hat{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_2}} \times T)}{(T - \phi - 3)} \tag{3.32}$$

$$\bar{\sigma}_{NW\hat{\beta}_{X_2}} = \hat{\sigma}_{NW\hat{\beta}_{X_2}} \times \sqrt{\frac{T}{(T - \phi - 3)}} \tag{3.33}$$

Nous cherchons à vérifier le pouvoir explicatif de ces chocs comparativement au modèle de référence. Pour y parvenir, nous pouvons calculer une mesure de $\bar{R}^2$

ajustée de la façon suivante :

$$\hat{\epsilon}_1 = Y - X_1\hat{\beta}_{X_1} \tag{3.34}$$

$$\hat{\epsilon}_2 = Y - X_2\hat{\beta}_{X_2} \tag{3.35}$$

$$\sigma^2_{\hat{\epsilon}_1} = \frac{(\hat{\epsilon}'_1\hat{\epsilon}_1)}{(T-2)} \tag{3.36}$$

$$\sigma^2_{\hat{\epsilon}_2} = \frac{(\hat{\epsilon}'_2\hat{\epsilon}_2)}{(T-\phi-3)} \tag{3.37}$$

$$\bar{R}^2 = 1 - (\sigma^2_{\hat{\epsilon}_1}/\sigma^2_{\hat{\epsilon}_2}) \tag{3.38}$$

Viennent ensuite les considérations quant à l'impact commun de ces chocs sur les deux formations politiques. Étant donné le caractère exogène des chocs tels que ceux des prix du pétrole, l'effet sur les différents partis sera, par construction, distinct. Si l'on contraint les pentes libérales et conservatrices et excluons l'effet de la constante ou de la mesure dichotomique, il nous sera possible d'observer la contribution, commune, en point de base, sur l'écart partisan de chaque choc. Nous procédons de la manière suivante :

$$Z_2 = [0, 0, L^0\hat{\Omega}, \ldots L^{\phi}\hat{\Omega}] \tag{3.39}$$

$$\bar{Z}_{2Lib} = [\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Z_{2,t} \times L\Theta_t)]' \tag{3.40}$$

$$\bar{Z}_{2Con} = [\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Z_{2,t} \times (1 - L\Theta_t))]' \tag{3.41}$$

$$\bar{Z}_{2Dif} = \bar{Z}_{2Lib} - \bar{Z}_{2Con} \tag{3.42}$$

$$\hat{\beta}_{Commun} = \bar{Z}'_{2Dif} \times \hat{\beta}_{X_2} \tag{3.43}$$

$$\hat{\sigma}_{Commun} = \sqrt{(\bar{Z}'_{2Dif}\bar{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_2}}\bar{Z}_{2Dif})} \tag{3.44}$$

Nous voulons ensuite calculer les estimateurs non seulement avec nos variables de contrôle, mais aussi avec les interactions spécifiques sur les trimestres ayant eu un chef libéral au pouvoir. Nous construisons un vecteur de variables explicatives tel

que :

$$X_3 = [L^1\Theta, A, L^0\hat{\Omega}, \dots L^\phi\hat{\Omega}, L^1\Theta \otimes L^0\hat{\Omega}, \dots L^1\Theta \otimes L^\phi\hat{\Omega}] \tag{3.45}$$

En construisant $L^1\Theta \otimes L^0\hat{\Omega}$, avec $\otimes$ correspondant à une multiplication Kronecker, nous obtenons un vecteur colonne prenant les valeurs de $L^0\hat{\Omega}$ lorsque $L^1\Theta_t$ prend la valeur 1 et 0 dans le cas contraire. Nous construisons les estimateurs de façon similaire soit :

$$\hat{\beta}_{X_3} = (X_3'X_3)^{-1}X_3'Y \tag{3.46}$$

$$\hat{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_3}} = (X_3'X_3)^{-1}X_3'\hat{W}_3X_3(X_3'X_3)^{-1} \tag{3.47}$$

Nous corrigeons ensuite pour le degré de liberté :

$$\bar{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_3}} = \frac{(\hat{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_3}} \times T)}{(T - 3 - 2\phi)} \tag{3.48}$$

$$\bar{\sigma}_{NW\hat{\beta}_{X_3}} = \hat{\sigma}_{NW\hat{\beta}_{X_3}} \times \sqrt{\frac{T}{(T - 3 - 2\phi)}} \tag{3.49}$$

Nous cherchons maintenant à déterminer si les interactions spécifiques sur le cycle libéral sont significativement différentes des effets communs calculés précédemment. Pour obtenir une mesure de *p-value* sur l'interaction, nous proposons le test de Wald suivant :

$$N_2 = \phi + 3 \tag{3.50}$$

$$N_3 = 2 \times (\phi + 1) + 2 \tag{3.51}$$

$$K = N_3 - N_2 \tag{3.52}$$

$$R = \begin{bmatrix} 0_{1,1} & 0_{1,2} & \dots & 0_{1,N_2} & 1_{1,1} & 0_{1,2} & \dots & 0_{1,K} \\ 0_{2,1} & 0_{2,2} & \dots & 0_{2,N_2} & 0_{2,1} & 1 & \dots & 0_{2,K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0_{K,1} & 0_{K,2} & \dots & 0_{K,N_2} & 0_{K,1} & 0_{K,2} & \dots & 1_{K,K} \end{bmatrix}$$

R est une matrice $K \times (N_2 + K)$ composée d'une matrice de 0 de dimension $K \times N_2$ et d'une matrice identité de $K \times K$.

$$\chi^2_{Wald} = (R\hat{\beta}_{X_3})'(R\bar{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_3}}R')^{-1}(R\hat{\beta}_{X_3}) \tag{3.53}$$

Nous pouvons maintenant obtenir la contribution des chocs en point de base sur l'écart partisan lorsque la restriction sur les pentes des formations politiques est relâchée. La procédure est comparable à l'évaluation contrainte, soit :

$$Z_3 = [0, 0, L^0\hat{\Omega}, \dots L^\phi\hat{\Omega}, L^1\Theta \otimes L^0\hat{\Omega}, \dots L^1\Theta \otimes L^\phi\hat{\Omega}] \tag{3.54}$$

$$\bar{Z}_{3Lib} = [\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Z_{3,t} \times L\Theta_t)]' \tag{3.55}$$

$$\bar{Z}_{3Con} = [\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Z_{3,t} \times (1 - L\Theta_t))]' \tag{3.56}$$

$$\bar{Z}_{3Dif} = \bar{Z}_{3Lib} - \bar{Z}_{3Con} \tag{3.57}$$

$$\hat{\beta}_{Liberal} = \bar{Z}'_{3Dif} \times \hat{\beta}_{X_3} \tag{3.58}$$

$$\hat{\sigma}_{Liberal} = \sqrt{(\bar{Z}'_{3Dif}\bar{\sigma}^2_{NW\hat{\beta}_{X_3}}\bar{Z}_{3Dif})} \tag{3.59}$$

Pour récapituler, nos estimations univariées ont permis d'identifier la contribution individuelle en point de base sur l'effet partisan des différents chocs lorsque les pentes des deux partis sont contraintes et relâchées. Nous avons également établi une mesure de significativité des écarts entre le modèle d'effets communs et avec interactions spécifique. Les résultats de nos estimations se retrouvent dans la table B.8 en annexe B.

3.8 Modèle multivarié

S'il est intéressant de contrôler l'effet partisan pour des chocs spécifiques, la finalité de ce travail repose dans la combinaison du pouvoir explicatif de ces chocs. Dans cet esprit, nous utilisons un modèle multivarié. Pour cette approche, nous sommes confrontés à un problème combinatoire. En effet, une multitude de combinaisons

de chocs peuvent être utilisées et ainsi alourdir inutilement notre analyse. Nous choisissons d'utiliser comme chocs principaux ceux ayant d'apparence les magnitudes les plus élevées soit : le choc de politique monétaire construit par notre méthodologie SVAR, le choc de la croissance du PIB américain et le choc de productivité du travail inspiré de Galí (1999). Par la suite, nous ajoutons séparément les autres chocs. Notre objectif premier est d'identifier les effets individuels des chocs, communs aux deux formations politiques. Pour y parvenir, nous contraignons les pentes des deux partis. Nous pouvons ensuite obtenir la part commune, en point de pourcentage, d'écart L-C expliqué par la combinaison des chocs. Finalement, en abandonnant la contrainte sur les pentes il est possible d'obtenir l'effet de la combinaison des chocs uniquement sur le cycle libéral. Mathématiquement, la procédure est identique à celle utilisée pour le modèle univarié, avec comme distinction les matrices de variables indépendantes utilisées. Considérons une matrice de combinaisons de chocs $\hat{\Phi} = [\hat{\Omega}_1, \dots \hat{\Omega}_m]$. Nous pouvons former nos matrices de variables indépendantes de la manière suivante :

$$X_1 = [L\Theta, A] \tag{3.60}$$

$$X_2 = [L\Theta, A, L^0\hat{\Phi}, \dots L^\phi\hat{\Phi}] \tag{3.61}$$

$$X_3 = [L^1\Theta, A, L^0\hat{\Phi}, \dots L^\phi\hat{\Phi}, L^1\Theta \otimes L^0\hat{\Phi}, \dots L^1\Theta \otimes L^\phi\hat{\Phi}] \tag{3.62}$$

Où X_1 sera utilisé pour le modèle de référence, X_2 pour les effets communs et X_3 pour les interactions spécifiques. Les résultats de nos estimations se retrouvent dans la table B.10 en annexe B.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

Nous présentons dans cette section les résultats de nos estimations pour les différents tests et modèles et en offrons une interprétation. Les séries utilisées et les informations chronologiques ou politiques sont disponibles en annexe A. Tout nos résultats sont disponibles en annexe B. Nous commençons par l'analyse du modèle de base.

4.1 Modèle de base

Selon le tableau B.1, six séries macroéconomiques semblent avoir des écarts en taux de croissance, entre le Parti libéral et le Parti conservateur, significatifs lorsque testés de façon classique ou non paramétrique. Ces séries sont respectivement : le produit intérieur brut réel, le PIB réel par habitant, la production industrielle, l'emploi selon l'enquête de la population active (EPA), les profits corporatifs après taxes en pourcentage du revenu intérieur brut et la production par heures selon les mesures de productivité du travail (MPT). Aucune mesure d'inflations ou de taux d'intérêt ne semble montrer des écarts significatifs. La différence entre les partis pour nos six séries est également élevé avec, par exemple, 1.66 % pour le PIB réel quand le taux de croissance moyen du Parti libéral est de 3.83 % et de 2.17 % pour les conservateurs. Les deux formes d'écarts-types utilisées, soit la méthode de groupage et la méthode de Newey-West sont relativement proches et consistantes.

Néanmoins, l'écart-type pour les profits corporatifs est singulièrement élevé en utilisant la deuxième méthode d'hétéroscédasticité conditionnelle.

La mesure de l'emploi calculé par les MPT affiche des résultats bien différents de celle de l'EPA, nous supposons que l'espace temporel limité d'index des MPT (1981 :2014) biaise les résultats en faveur des conservateurs, comparativement à l'EPA, puisque cinq mandats libéraux ne sont pas considérés post-1981 soit les deux mandats de Lester B. Pearson et les trois premiers de Pierre Elliot Trudeau. Cette considération doit être également transposée aux résultats affichés par la production par heures. Le court mandat de trois trimestres de Joe Clark étant exclu des données post-1981, cette période ayant affiché une grande productivité du travail, la distinction dans les taux de croissance conservateurs entre la mesure tirée de l'EPA et celle obtenue par les MPT est flagrante. Nous acceptons donc la significativité de la seconde avec réserves. Au niveau des heures travaillées, nos deux mesures dressent le même portrait soit l'absence d'effet partisan apparent sur la croissance du nombre d'heures. Les salaires affichent également des taux de croissance similaires entre les deux formations politiques.

Cette première analyse semble indiquer que s'il y a bien des écarts selon le parti au pouvoir, ceux-ci sont en général favorables envers le Parti libéral et se concentre principalement sur les agrégats économiques de production et de l'emploi. Le même constat peut être fait lorsque l'on décompose le PIB réel selon la consommation, l'investissement, les exportations, les importations et les dépenses gouvernementales, tels que présentés dans le tableau B.2. Un rapide coup d'oeil sur les dépenses gouvernementales pourrait créer l'impression que le Parti libéral aurait très bien pu s'endetter de façon plus importante pour stimuler le PIB réel par des dépenses et investissements supérieurs. La figure A.3 semble toutefois indiquer que les déficits fédéraux importants se sont surtout produits lors des mandats conservateurs. Notons toutefois que ces fonds peuvent également être utilisés dans une

optique stabilisatrice lors de récessions ou de compensation lors de baisse de taux de taxation.

4.2 Séries temporelles étendues

La table B.3 nous renseigne cette fois sur l'écart partisan de long terme. Si les données reconstruites ont des variances beaucoup plus élevé pré-1960, l'estimation du modèle de base indique quand même des écarts significatifs pour le produit intérieur brut réel, le PIB réel par habitant, les dépenses gouvernementales et le taux de chômage. Encore une fois, le Parti libéral du Canada a connu historiquement une plus grande croissance de ces agrégats soit 4.51 % contre 1.15 % pour le Parti conservateur en ce qui concerne le PIB réel. À noter que les écarts sont également plus élevés que ceux du modèle précédent. La mesure de chômage affiche un taux historiquement bien plus élevé (8.95 %) pour les conservateurs que pour les libéraux (5.76 %), et semble refléter un écart significatif. Cette section basée sur cent ans d'observations nous conforte dans l'idée que notre échantillon post-1960 est représentatif d'une tendance historique à constater des taux de croissance liés à la production plus élevés lors de mandat libéraux.

4.3 Caractéristiques politiques nord-américaines

Nous avons cherché par la suite à évaluer si de porter notre attention sur le caractère partisan des chefs ne masquait pas plutôt l'effet de la force de la formation politique en terme de proportion d'élus. Des dix mandats libéraux dans notre échantillon, sept possédaient une majorité des sièges en Chambre des communes comparativement à trois mandats majoritaires sur sept pour les conservateurs de Harper et les progressistes conservateurs de Diefenbaker, Clark et Mulroney. Le tableau B.4 montre que lorsque les libéraux étaient à la fois majoritaire et aux pouvoirs, il y avait un écart significatif en leurs faveurs de 1.45 % pour le taux

de croissance du PIB réel, mais que la croissance était plus faible que sur l'ensemble du cycle libéral. Lorsque les conservateurs en revanche avaient la majorité en chambre, la croissance était bien plus élevée avec un chef libéral (5.32 %) et l'écart bien plus grand (3.05 %) sans être statistiquement significative.

Une deuxième interrogation portait sur l'impact partisan des États-Unis sur la croissance canadienne. Il est possible que le Canada étant fortement lié à l'économie américaine, que le choix de parti de notre imposant voisin ait un effet plus important que le chef canadien. Le tableau B.4 nous renseigne sur la question. Les écarts partisans ne semblent que faiblement affectés par l'affiliation politique du président américain bien que le canada a connus historiquement une croissance moyenne du PIB réel plus élevé lorsqu'un démocrate était à la maison blanche et qu'un libéral dirigeait le gouvernement fédéral (4.40 %). En revanche, la combinaison d'un président républicain et d'un chef conservateur reflète le taux de croissance moyen le plus faible (1.65 %). L'écart partisan canadien est significatif à 95 % lorsque les démocrates sont au pouvoir, mais ne l'est qu'à 90 % dans le cas contraire. Comparativement à l'analyse du contrôle parlementaire, les deux sous-échantillons "Démocrates" et "Républicains" sont presque représentés en parts égales.

4.4 Alignement politique gauche-droite

Cette recherche se distingue des travaux de Blinder et Watson (2016) par l'intégration d'une mesure d'alignement politique pour identifier si l'effet partisan ne serait pas plutôt un effet idéologique flexible. Pour vérifier cette possibilité, nous réestimons le modèle de base pour l'ensemble de nos séries par rapport à l'indice RILE. Le tableau B.5 présente les résultats. Notre constante représente le taux de croissance moyen lorsque l'administration en place est considérée comme étant *a priori* au centre du spectre idéologique, pour une valeur de RILE 0. Le coefficient

reflètent la variation en taux de croissance moyen lorsque l'indice prend un point de base de plus et donc se déplace vers la droite. À titre de référence, la figure A.8 illustre la position, selon l'indice, de chaque administration depuis le premier mandat de Diefenbaker au dernier de Harper. Contrairement au cycle idéologique américain et mis à part les mandats de Diefenbaker, le parti canadien le moins conservateur a été systématiquement plus à gauche que ses rivaux. L'index pose la plus faible valeur RILE à -13.8 pour le libéral Lester B. Pearson à son deuxième mandat et la plus haute valeur à 26.3 pour le troisième mandat de Harper.

Il est intéressant de constater dans le tableau B.5 que la production par heures et la production industrielle ne sont plus statistiquement significatives lorsqu'estimé par l'effet idéologique. Cinq séries semblent indiquées une relation soit : le produit intérieur brut réel, le PIB réel par habitant, l'emploi (EPA), les profits corporatifs après taxes et l'inflation calculer avec le déflateur. Selon nos coefficients, un parti très à droite pour le Canada, avec un score de 30, aurait un effet négatif sur le PIB réel moyen (3.44 %) de -2.1 % en taux de croissance annualisé et à l'inverse, un parti très à gauche, avec un score de -30, aurait un effet positif sur le PIB réel de +2.1 %. Il est important de ne pas surinterpréter ces résultats. Le Canada n'a connu, dans notre échantillon, aucune formation politique très à gauche ou très à droite. Si le parti de Lester B. Pearson obtient le score le plus faible soit -13.8, l'administration Johnson aux États-Unis atteignait -20 pour la même période. De plus, Harper obtient pour son troisième mandat le score le plus élevé, mais reste loin derrière les administrations Reagan et Bush ayant atteint respectivement 34 et 33 sur l'indice RILE. Ainsi il serait mal avisé d'affirmer que plus un parti se situe *a priori* à gauche sur le spectre idéologique, plus la croissance sera élevée. De plus, le RILE est un indice basé sur la doctrine de manifestes politiques et ne représente donc pas une mesure de doctrines appliquées. La distinction est importante puisqu'une possible explication derrière la disparition de significativité

pour certaines séries comparativement au modèle d'affiliation partisane pourrait ne tout simplement être qu'il y a une faible corrélation entre l'idéologie affichée et pratiquée par les partis. Si les résultats obtenus son empiriquement intéressant, la relative homogénéité entre les partis libéraux et le positionnement plus à gauche, limite l'analyse par leurs caractères systématiquement coïncident. Au mieux, l'on peut supposer que le positionnement plus à gauche pour une formation politique libérale ne se soit pas fait au détriment de la croissance.

4.5 Mesures de tendances

Nous avons construit des mesures de tendances pour le PIB réel afin vérifier si l'écart partisan n'était pas simplement une conséquence de la plus grande représentation libérale en début d'échantillons et d'une tendance baissière ayant pénalisé les formations conservatrices en fin d'échantillons. La figure B.1 illustre le taux de croissance du PIB réel et 4 mesures de tendances progressivement plus cycliques à mesure que le filtre k diminue. Évidemment, le filtre le plus faible contrôlera plus fortement la série pour le cycle. Le tableau B.6 nous donne les résultats d'estimations du modèle de base sur les six séries statistiquement significatives lorsque contrôlé pour les effets de tendances. Mis à part l'emploi, toutes les séries semblent significatives lorsque l'on considère un filtre $k = 100$ (généralement assumé par Stock et Watson (2012) (2016)), mais ne le sont plus avec un filtre $k = 50$. Blinder et Watson (2016) considère une valeur de 67 dans leurs estimations et rejettes l'idée que des éléments de tendances influences l'écart partisan. Il serait cavalier dans notre cas d'appliquer la même posture face à ces résultats. Néanmoins, à 90 % de taux de confiance et avec un filtre $k = 67$, l'écart partisan reste significatif pour le PIB réel, le PIB réel par habitant, la production industrielle, les profits corporatifs après taxe et la production par heures. Il faut également noter que les tests de significativités classiques, contrairement à ceux non paramétriques, suggèrent une très grande robustesse, peu importe la force

du filtre. Toutefois, la magnitude des effets diminue fortement pour les séries de production, nous laissons donc les lecteurs tirer leurs propres conclusions quant à la force de la significativité.

Pour construire le tableau B.7 nous appliquons la même méthodologie, mais en testant l'effet idéologique sur les séries statistiquement significatives exemptes de tendances. À l'exception des profits corporatifs après taxes, aucune série ne réussit à démontrer de la significativité avec un filtre $k = 50$ mais toutes, sauf l'inflation, y parviennent à $k = 100$. En conclusion, il semble que contrôler fortement pour la tendance diminue grandement la robustesse des effets partisans et idéologiques et que si cela ne suffit pas à rejeter la théorie de «l'effet libéral» il s'agit tout de même d'un élément de réponse important sur la cause de ces écarts.

4.6 Modèle univarié

Les résultats de nos estimations sur modèles univariés sont disponibles à la table B.8. D'emblée, le choc de politique monétaire obtenu avec le modèle SVAR semble avoir un très grand pouvoir explicatif en points de base avec 53 d'effet sur l'écart L-C total de 181 lorsque les pentes des deux partis sont contraintes. Si l'effet diminue lorsque l'on relâche la contrainte, celui-ci ne semble pas statistiquement différent de l'impact commun. Nous pouvons donc supposer que la conduite de la politique monétaire, de prime abord indépendante du cycle politique, a grandement contribué à creuser l'écart historique entre les taux de croissance moyens des partis. La productivité arrive en second rang en ce qui concerne la magnitude d'effet des chocs avec 26 points de base pour un écart total sur la période de 168. Sans surprise, les chocs de taux croissance du PIB réel aux États-Unis ont des impacts importants sur la production intérieure brute du Canada avec 20 points de base de contribution sur un écart total de 177. Autrement dit, un gouvernement libéral peut être très efficace, dans un contexte où sont principal partenaire

commercial, les États-Unis, est confronté à une dure récession, il sera tributaire de la faible croissance des importations américaines.

Le pétrole montre un comportement particulier. En effet, l'impact des chocs sur le prix du pétrole semble avantager non pas les libéraux, mais les conservateurs. Il faut se rappeler que les chocs les plus importants de notre échantillon ont eu cours dans les années 1970 où les libéraux ont exclusivement siégé au pouvoir à l'exception de trois trimestres. De plus, les vingt dernières années ont été marquées par une croissance de la production pétrolière albertaine, complexifiant l'interprétation des impacts de la hausse des prix du pétrole pour une économie à la fois productrice et consommatrice. En ce qui concerne les taux de changes et la politique budgétaire, leurs effets sont négligeables.

Les dernières séries de chocs regroupent les mesures de confiance et d'incertitude macroéconomiques. Par construction, ces séries se concentrent sur un échantillon bien plus restreint débutant après les années 1980. De nos trois mesures, l'incertitude de Fortin-Gagnon (2017) affiche la contribution la plus élevée avec 20 points de base pour un écart total de 174. L'indice de confiance des consommateurs et l'incertitude de Baker *et al.* (2015) donnent, respectivement, une contribution de 9 et 7 points de base sur des écarts totaux de 175 et 180, respectivement. Le tableau B.9 présente les corrélations entre les différents chocs. L'on peut constater que la corrélation entre les deux mesures d'incertitudes est très forte (0.48), tel qu'anticipé, et que celles entre les incertitudes et la confiance des consommateurs sont négatives, ce qui est bien sûr attendu. Si le modèle univarié n'est pas suffisant pour exclure la possibilité d'écarts partisans, il nous indique le potentiel explicatif d'un modèle combinatoire.

4.7 Modèle multivarié

À partir des résultats du modèle univarié, nous avons agencé nos séries dans des modèles multivariés dont les estimations sont disponibles dans le tableau B.10. Celles-ci confirment notre hypothèse qu'une combinaison de chocs peut expliquer en grande partie les écarts partisans. Pour un écart total moyen de 171 en points de base, utiliser nos trois principaux chocs soit la productivité du travail, le PIB réel des États-Unis et le SVAR du taux directeur contribue à hauteur de 91 points de base soit plus de la moitié. Rappelons-nous que les séries de chocs ont été contrôlées pour des effets de tendance alors que nos séries dépendantes pour le modèle multivarié ne le sont pas pour ainsi faciliter la comparaison avec les travaux de Blinder et Watson (2016). Il faut donc comprendre que l'utilisation d'une mesure exempte de la tendance filtrée à $k = 67$ dans un modèle multivarié permet d'expliquer la majeure partie des écarts partisans pour la période 1963 : IV à 2013 : IV. Lorsque l'on utilise un échantillon commençant au début des années 1980, la contribution de l'incertitude de Fortin-Gagnon (2017) permet de porter, en points de base, la part des chocs à 117 pour un écart total de 174. Le choc est néanmoins accompagné d'une plus grande variance. Un phénomène particulier apparaît dans l'intervalle de 1981 : III à 2013 : IV, soit la hausse de l'impact de productivité et la diminution de celui associé à la croissance américaine. Il est étrange que l'addition de deux années dans l'échantillon comparativement au modèle (5) rajoute 20 points de base à la productivité en diminuant sa variance tout en réduisant de 15 points l'impact américain. Il est probable que ces deux années supplémentaires reflètent le regain tardif, post-récession, aux États-Unis. L'incertitude de Baker *et al.* (2015) semble avoir un impact marginal sur l'ensemble, tout comme le taux de change et le SVAR des dépenses budgétaires fédérales. Les prix du pétrole continuent de contribuer au cycle conservateur avec leurs effets négatifs, diminuant ainsi l'écart partisan expliqué à la hauteur d'environ 10 point

de base.

Nous avons testé un modèle avec une contrainte d'égalité sur les pentes des cycles libéraux et conservateurs ainsi qu'un modèle ou la contrainte est relâché. Le test de Wald nous indique que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle de pentes égales dans six cas sur sept, mais que la part de l'écart L-C expliqué n'est que faiblement sensible à la spécification.

CONCLUSION

Bien qu'un des arguments préférés des partis politiques lors d'élections est de se prétendre comme étant les plus à même de stimuler la croissance économique, les recherches sur l'existence des écarts partisans canadiens furent jusqu'à présent quasi inexistantes. Qu'avons-nous appris sur la question ?

Tout d'abord, il y a un écart à la fois grand et significatif sur la performance de l'économie canadienne quand le Canada est dirigé par un chef libéral plutôt que d'affiliation conservatrice ou progressiste-conservatrice. Si une formation politique peu se prétendre «parti de l'économie», sur une base purement historique, il s'agit, contrairement aux idées préconçues, du PLC, plus à gauche sur le spectre politique *a priori*. Pour le taux de croissance du PIB réel annualisé, l'écart partisan sur l'ensemble de notre échantillon atteint 1.66% (pour une moyenne du PIB réel de 3.20%), soit 6.64% de croissance supplémentaire pour un mandat de quatre années. Si la croissance a été avantagée pendant les cycles libéraux, elle l'a été également lorsque ceux-ci furent majoritaires et minoritaires au parlement ou encore lorsque les démocrates accédèrent au pouvoir aux États-Unis. Lorsque les écarts ont été considérés sous une base idéologique *a priori*, les mêmes conclusions pouvaient être faites soit que les administrations plus au centre gauche du spectre politique ont coïncidé avec des plus fortes périodes de croissances.

La tendance cyclique baissière dans notre échantillon permet, contrairement aux travaux de Blinder et Watson (2016), d'expliquer une part de l'écart partisan étant donné la plus grande représentativité des chefs libéraux en début d'échantillon lorsque la croissance moyenne était à son sommet. Les États-Unis ayant connu des

alternances de cabinet plus fréquentes et n'ayant pas la possibilité d'exercer plus de deux mandats consécutifs, ils n'ont pas connu des «ères» démocrates similaires aux quatre mandats de Pierre Elliot Trudeau et aux quatre mandats libéraux de Chrétien et Martin.

Il semblerait que le Parti libéral du Canada ait connu des périodes où des facteurs peu corrélés à son affiliation politique ont justifié une grande part de la croissance supplémentaire. Les chefs libéraux ont ainsi profité d'une politique monétaire favorable, d'une croissance américaine plus forte et d'une productivité supérieure (*pouvant* être induite par des politiques publiques). Néanmoins, ils ont également subi des chocs pétroliers plus importants, particulièrement dans les années 70, ce qui masque l'amplitude de l'écart total net pour cette période. De plus, les écarts partisans ne semblent que faiblement influencés par l'incertitude macroéconomique, les chocs de dépenses budgétaires et la confiance des consommateurs.

Pour un échantillon débutant en 1962, notre meilleur modèle explique 53% de l'écart L-C, non contrôlé pour la tendance, et 70% dans un échantillon post-1980. Si ce papier réussit à nous éclairer sur la question des écarts partisans, nous invitons tout de même collègues et chercheurs à en continuer l'exploration, la preuve de leurs existences restant à faire.

ANNEXE A

DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A.1: Données trimestrielles pour le modèle de base

Noms	n	Début	Fin	Source	Table	Unités
Production						
Produit intérieur brut réel	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[CN]	380-0064	Dollars
PIB par capita	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[CN]	380-0064	Dollars/Capita
Index de production industrielle	212	1962-01-01	2014-10-01	OCDE	MEI	Index, 2007=100
Emploi et de chômage						
Emploi	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[EPA]	282-0001	Personnes
Emploi	136	1981-01-01	2014-10-01	Cansim[MPT]	383-0012	Index, 2007=100
Heures travaillées	156	1976-01-01	2014-10-01	Cansim[EPA]	282-0092	Heures totales
Heures travaillées	136	1981-01-01	2014-10-01	Cansim[MPT]	383-0012	Index, 2007=100
Chômage	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[EPA]	282-0001	% de la Pop.act.
Rendements financiers						
Rendement S&P TSX	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[BdC]	176-0047	Rendement d'index
Profits corporatifs après taxes	136	1981-01-01	2014-10-01	Cansim[CN]	380-0078	% du RIB
Salaire et productivité						
Compensation par heures	136	1981-01-01	2014-10-01	Cansim[MPT]	383-0012	Index, 2007=100
Production par heures	156	1976-01-01	2014-10-01	Cansim[EPA]	176-0047	Dollars/Heures
Production par heures	136	1981-01-01	2014-10-01	Cansim[MPT]	383-0012	Index, 2007=100
Inflation						
Indice des prix à la consommation	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[BdC]	326-0020	Index, 2002=100
Taux d'intérêt						
Bons du trésor sur 3 mois	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[BdC]	176-0043	Rendement en %
Taux directeur	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[BdC]	176-0043	Taux en %
Obligations du gouv. de long terme (10 ans)	212	1962-01-01	2014-10-01	Cansim[BdC]	176-0043	Rendement en %

Notes : La table montre les différents les différentes séries du modèle de base, leurs débuts, leurs fins, leurs sources, leurs tables d'origines et leurs unités.

Tableau A.2: Données binaires trimestrielles construites

Noms	**n**	**Valeurs si vrai**	μ
Premier ministre libéral	221	1	0,59
Premier ministre conservateur	221	1	0,41
Trimestre d'élection	221	1	0,08
Parti élu majoritaire	221	1	0,75
Parti élu minoritaire	221	1	0,25
Président américain démocrate	221	1	0,48
Président américain républicain	221	1	0,52

Notes : La table montre les différentes séries dichotomiques construites.μ représente la moyenne des séries et donc le ratio d'occurrence de la valeur 1.

Tableau A.3: Chronologie électorale canadienne, indice RILE et statut du gouvernement

Date	Élu	Parti	RILE	Statut
1960-01	John Diefenbaker-I	Parti progressiste-conservateur	-2.9	Majoritaire
1962-04	John Diefenbaker-II	Parti progressiste-conservateur	-8,7	Minoritaire
1963-04	Lester B. Pearson-I	Parti libéral	-3,8	Minoritaire
1965-10	Lester B. Pearson-II	Parti libéral	-13,8	Minoritaire
1968-04	Pierre Elliot Trudeau-I	Parti libéral	-6,5	Majoritaire
1972-10	Pierre Elliot Trudeau-II	Parti libéral	-10,4	Minoritaire
1974-07	Pierre Elliot Trudeau-III	Parti libéral	3,4	Majoritaire
1979-04	Joe Clark	Parti progressiste-conservateur	17,1	Minoritaire
1980-01	Pierre Elliot Trudeau-IV	Parti libéral	-2,4	Majoritaire
1984-07	Brian Mulroney-I	Parti progressiste-conservateur	12,3	Majoritaire
1988-10	Brian Mulroney-II	Parti progressiste-conservateur	18,3	Majoritaire
1993-10	Jean Chrétien-I	Parti libéral	4,0	Majoritaire
1997-04	Jean Chrétien-II	Parti libéral	6,3	Majoritaire
2000-10	Jean Chrétien-III	Parti libéral	-12,2	Majoritaire
2004-04	Paul Martin	Parti libéral	-12,2	Majoritaire
2006-01	Stephen Harper-I	Parti conservateur	16,2	Minoritaire
2008-10	Stephen Harper-II	Parti conservateur	9,1	Minoritaire
2011-04	Stephen Harper-III	Parti conservateur	26,3	Majoritaire

Notes : La table montre la chronologie des différents premiers ministres du Canada depuis 1960 jusqu'à Stephen Harper. La colonne RILE donne la mesure *a priori* de la position sur le spectre d'idéologie politique. Le statut renseigne sur le contrôle du parlement par la formation au pouvoir.

Tableau A.4: Chronologie des gouverneurs de la Banque du Canada et chefs américains

Date	Gouverneur	Alma Mater	Nommé par	Date	Élu	Parti du chef
1955-01	James Coyne	Oxford University	Louis St-Laurent	**1960-01**	Dwight D. Eisenhower	Républicain
1961-07	Louis Ramsinky	London School of Economics	John Diefenbaker	**1961-01**	John F. Kennedy	Démocrate
1973-01	Gerald Bouey	Queen's University	Pierre Elliot Trudeau	**1964-01**	Lyndon B. Johnson	Démocrate
1987-01	John Crow	Oxford University	Brian Mulroney	**1969-01**	Richard Nixon	Républicain
1994-01	Gordon Thiessen	London School of Economics	Jean Chrétien	**1974-07**	Gerald Ford	Républicain
2001-01	David A. Dodge	Queen's University	Jean Chrétien	**1977-01**	Jimmy Carter	Démocrate
2008-01	Mark Carney	Oxford University	Stephen Harper	**1981-01**	Ronald Reagan	Républicain
2013-07	Stephen Poloz	Queen's University	Stephen Harper	**1989-01**	George H.W. Bush	Républicain
				1993-01	Bill Clinton	Démocrate
				2001-01	George W. Bush	Républicain
				2009-01	Barack Obama	Démocrate

Notes : La table montre la chronologie des différents gouverneurs de la BdC de 1955 à 2013, l'université où ils ont terminé leurs formations et le premier ministre les ayant nommés. La table montre également la chronologie des différents présidents des États-Unis depuis 1960 et leurs affiliations politiques.

Tableau A.5: Statistiques descriptives des taux de croissance

	PIB			Emploi		
Statistiques	**Libéraux**	**Conservateurs**	**Écart**	**Libéraux**	**Conservateurs**	**Écart**
n	131	85	46	131	87	44
Moyenne	3,83	2,17	1,66	2,47	1,36	1,11
Médiane	3,76	2,22	1,54	2,19	1,40	0,80
Variance	3,20	3,09	0,10	1,58	0,91	0,67
3^{e} Moment	0,33	-0,38	0,71	0,15	-0,73	0,88
4^{e} Moment	3,44	4,13	-0,69	5,96	4,39	1,57
Min	-4,54	-8,69	4,15	-5,98	-5,23	-0,75
Max	13,98	11,10	2,88	11,83	4,85	6,98

Notes : La table montre différentes statistiques descriptives pour les taux de croissances annualiséss du PIB réel et de l'emploi.

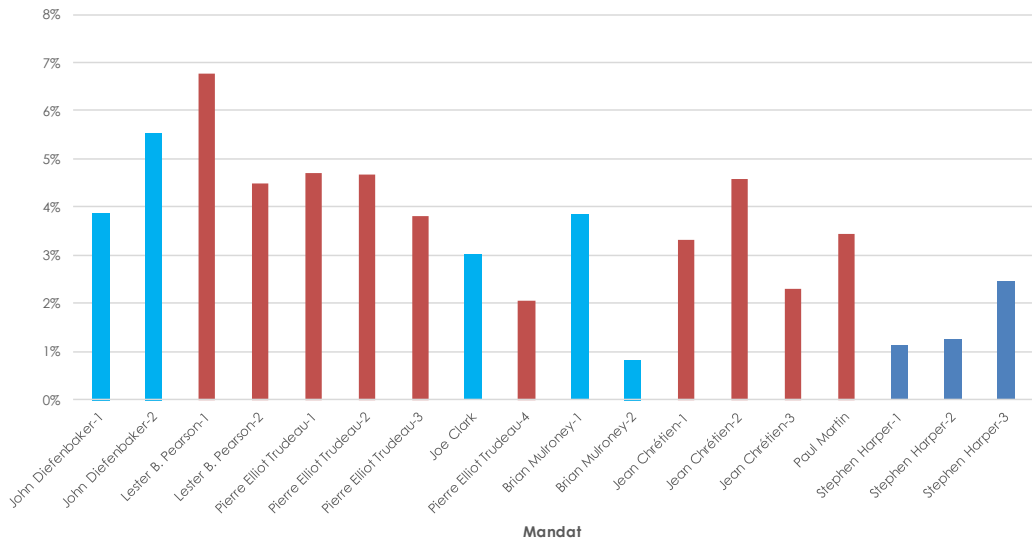


Figure A.1: Croissance moyenne trimestrielle annualisée du PIB selon le mandat

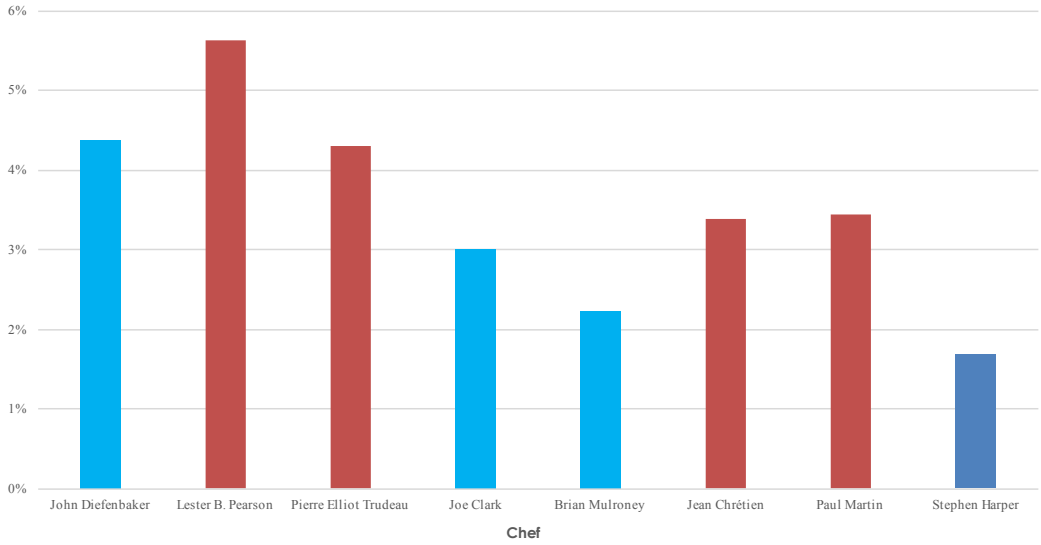


Figure A.2: Croissance moyenne trimestrielle annualisée du PIB selon le chef

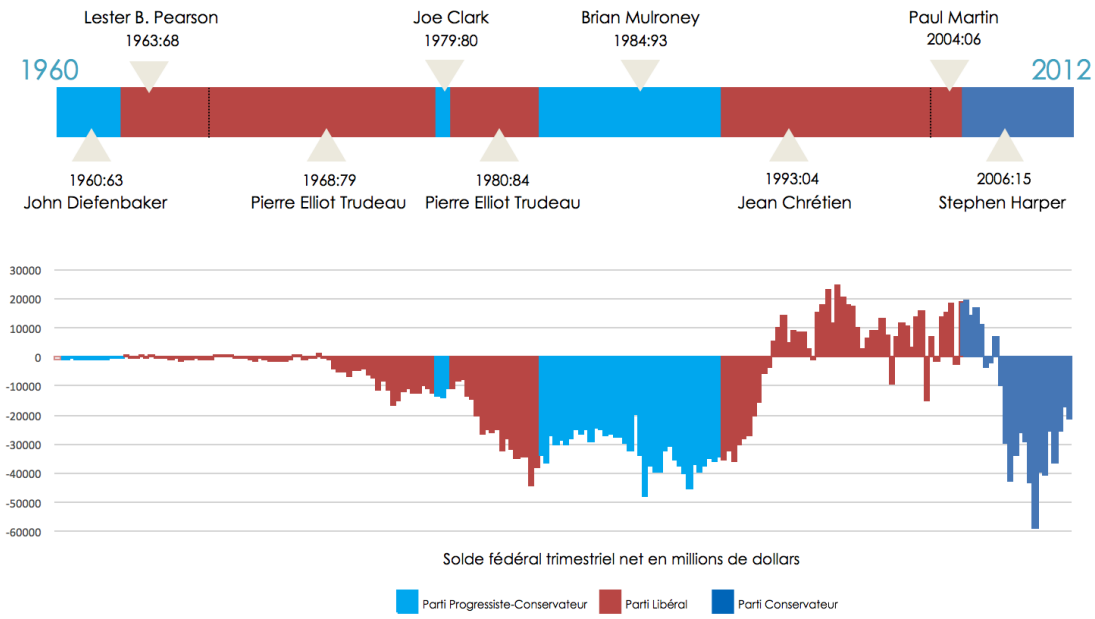


Figure A.3: Partis politiques canadiens et solde fédéral trimestriel net

Figure A.4: Données reconstruites pour le PIB réel

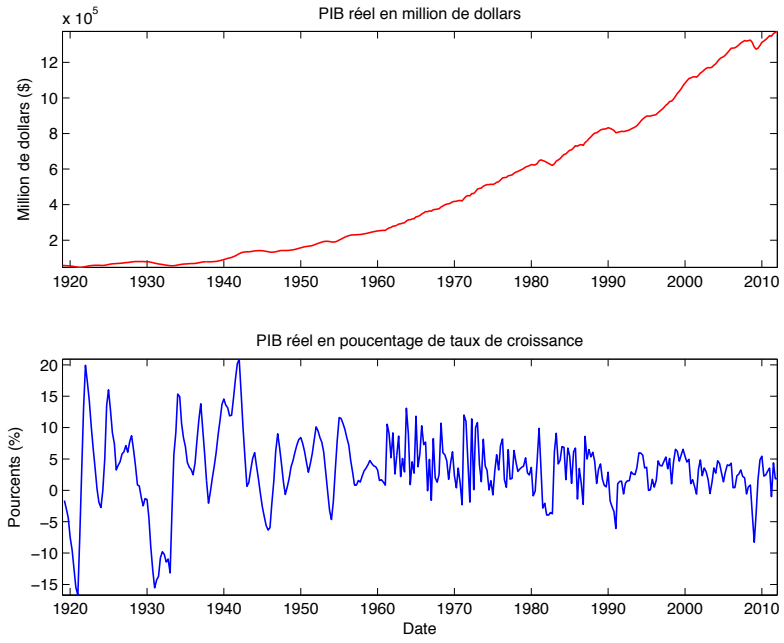


Figure A.5: Données reconstruites pour le PIB réel par habitant

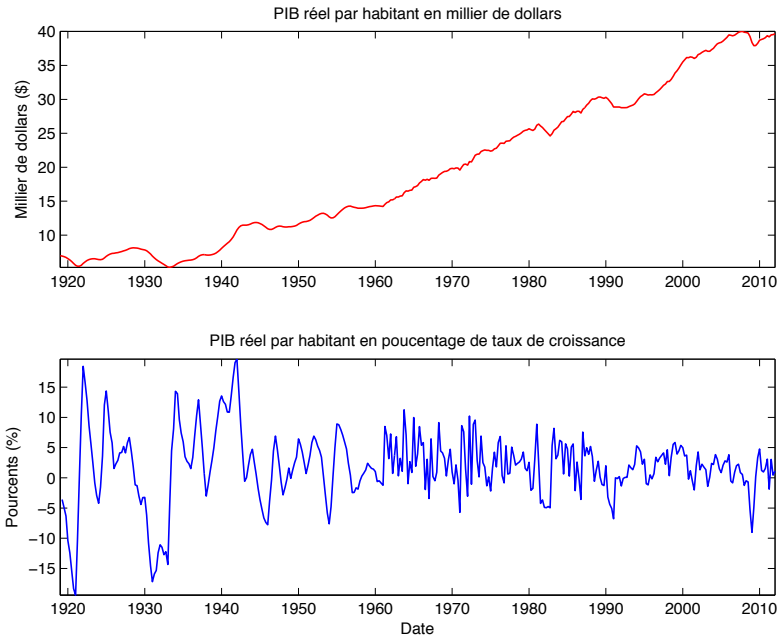


Figure A.6: Données reconstruites pour les dépenses gouvernementales

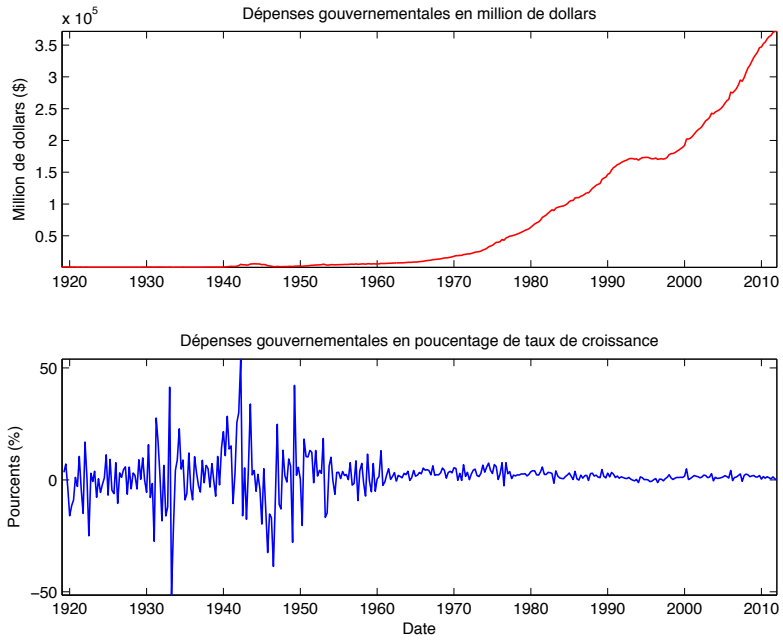


Figure A.7: Données reconstruites pour le taux de chômage

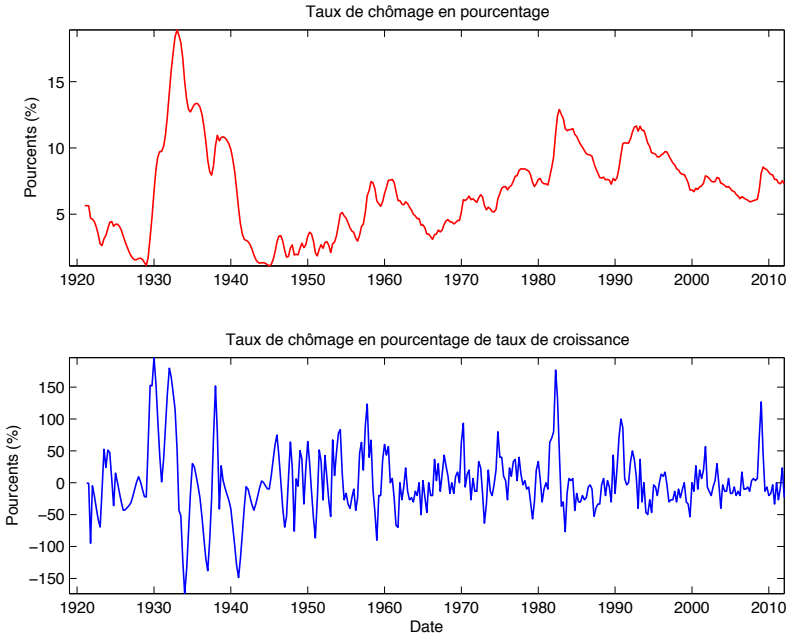


Figure A.8: Alignement gauche-droite par administrations canadiennes

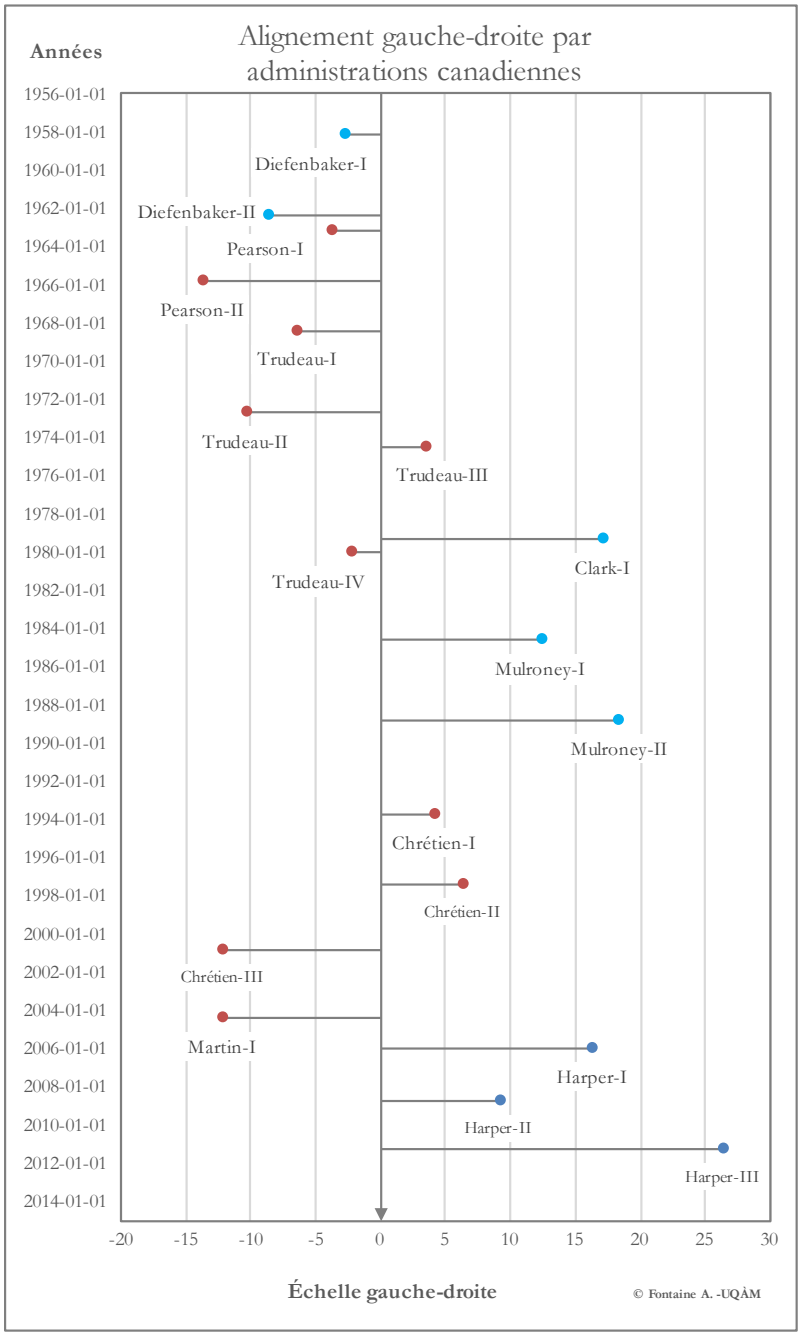


Figure A.9: Alignement gauche-droite par administrations américaines

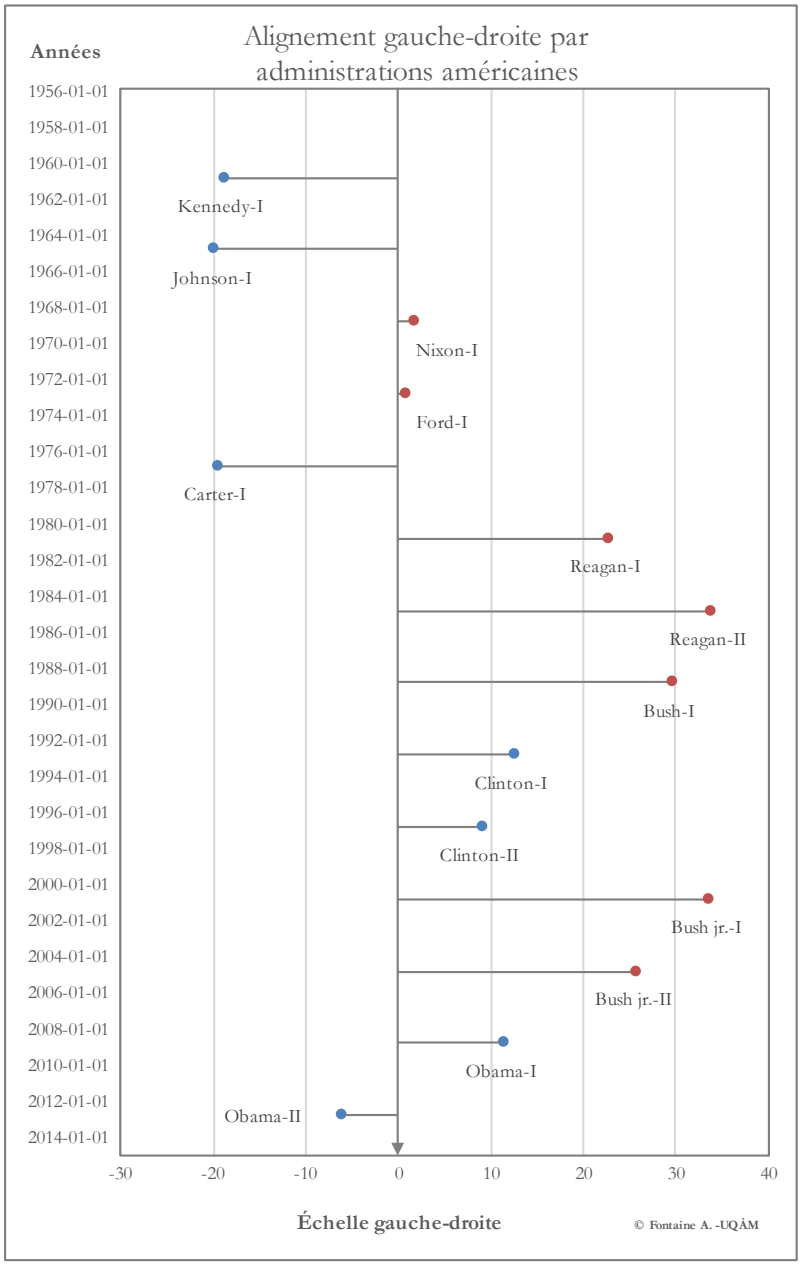
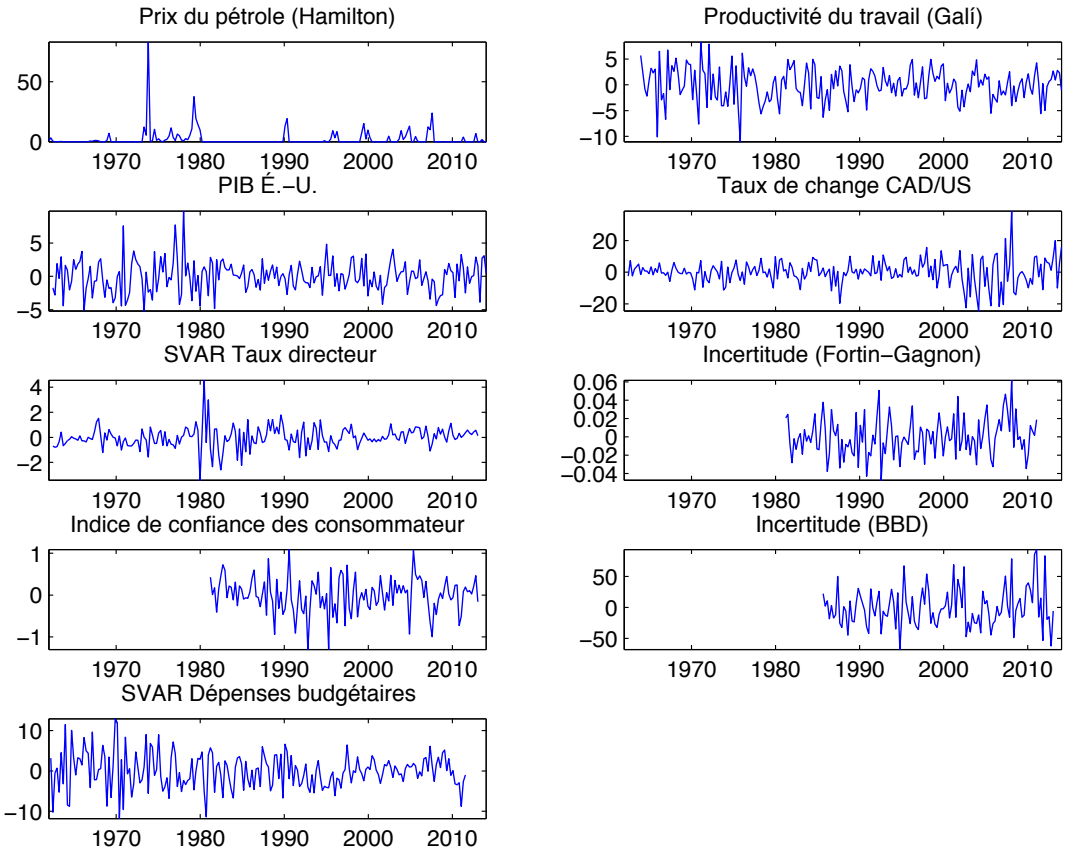


Tableau A.6: Échelle gauche-droite MRG-CMP

Emphase gauche : somme des %s pour	Emphase droite : somme des %s pour
Anti-imperialisme	Armée : Positive
Armée : Negative	Liberté et droits humains
Paix	Constitutionnalisme : Positive
Internationalisme : Positive	Autorité politique
Démocratie	Libre marché
Régulation de marché	Incitatifs économiques
Planification de l'économie	Protectionisme : Negative
Protectionnisme : Positive	Orthodoxie de l'économie
Contrôle de l'économie	Limitation de l'État providence
Nationalisation	Mode de vie national : Positive
Expansion de l'État providence	Moralité traditionnelle : Positive
Expansion de l'éducation	Loi et ordre
Regroupement des travailleurs : Positive	Civisme : Positive

Notes : La table montre les différents sous-groupes utilisés pour la construction de l'indice RILE.

Figure A.10: Séries de chocs exogènes



ANNEXE B

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Tableau B.1: Taux de croissance par parti pour le modèle de base

Variables	**Libéral**	**Conservateur**	**Écarts**	***p-val.*1**	***p-val.*2**
Production					
Produit intérieur brut réel (TC)	3.83 (0.44) [0.39]	2.17 (0.30) [0.50]	1.66 (0.53) [0.62]	0.00	0.02∗
PIB réel par capita (TC)	2.53 (0.32) [0.36]	0.93 (0.22) [0.50]	1.60 (0.39) [0.60]	0.00	0.01∗
Production industrielle (TC)	3.93 (0.64) [0.94]	1.17 (0.66) [1.03]	2.76 (0.91) [1.35]	0.00	0.03∗
Emploi et chômage					
Emploi [EPA](TC)	2.47 (0.41) [0.31]	1.36 (0.16) [0.38]	1.11 (0.44) [0.49]	0.01	0.04∗
Emploi [MPT](TC)	1.50 (0.44) [0.42]	1.29 (0.17) [0.43]	0.21 (0.47) [0.59]	0.33	0.39
Heures travaillés [EPA](TC)	1.69 (0.32) [0.45]	1.12 (0.20) [0.51]	0.57 (0.38) [0.66]	0.07	0.24
Heures travaillés [MPT](TC)	1.34 (0.56) [0.53]	1.08 (0.23) [0.54]	0.26 (0.61) [0.74]	0.34	0.39
Chômage (TX)	7.17 (0.81) [0.48]	8.15 (0.86) [0.45]	−0.99 (1.18) [0.62]	0.20	0.18
Rendements financiers					
Rendement sp tsx (TX)	1.78 (0.25) [0.68]	1.63 (0.49) [0.74]	0.14 (0.54) [0.97]	0.40	0.44
Profits corporatifs après taxes [%RIB](TC)	1.86 (0.64) [2.10]	−0.64 (0.59) [1.39]	2.50 (0.87) [2.48]	0.00	0.04∗
Salaire et productivité					
Compensation par heures (TC)	0.99 (0.32) [0.19]	0.89 (0.11) [0.10]	0.10 (0.34) [0.21]	0.39	0.37
Production par heures [EPA](TC)	0.47 (0.23) [0.19]	0.67 (0.04) [0.15]	−0.20 (0.24) [0.24]	0.20	0.24
Production par heures [MPT](TC)	0.41 (0.04) [0.07]	0.21 (0.00) [0.06]	0.20 (0.04) [0.09]	0.00	0.03∗
Inflation					
Inflation IPC (TX)	1.16 (0.35) [0.18]	0.72 (0.19) [0.11]	0.43 (0.39) [0.20]	0.14	0.12
Inflation déflateur (TX)	1.25 (0.37) [0.18]	0.68 (0.13) [0.11]	0.57 (0.39) [0.20]	0.07	0.06
Taux d'intérêt					
Taux obligataire 3 mois (TX)	6.26 (1.25) [0.74]	5.64 (2.52) [1.17]	0.62 (2.81) [1.33]	0.41	0.38
Taux directeur (TX)	6.73 (1.27) [0.73]	5.95 (2.47) [1.16]	0.78 (2.78) [1.32]	0.39	0.34
Écart à terme (TX)	2.94 (1.19) [0.70]	2.46 (1.19) [0.74]	0.49 (1.68) [0.93]	0.39	0.40

Notes : La table montre les différents les taux de croissance moyens en fonction du parti au pouvoir et la différence entre les partis. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode de groupage et celles dans [.] représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. La première *p-value* est obtenu par la méthode classique de test-T et la deuxième est obtenue par la méthode non-paramétrique. TC représente un taux de croissance par première différence de logarithme et TX représente un taux en pourcentage. Nous utilisons le modèle suivant : $Y = \beta_0 + \beta_1 L^{\phi} LIB + \varepsilon$. Y correspond aux mesures macroéconomiques telles que le PIB, β_0 est la constante et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure pour le parti conservateur, LIB est la variable dichotomique prenant la valeur de 1 lorsque le parti au pouvoir est libéral, L est un opérateur de retard et ϕ est le nombre de retards. β_1 capte la plus-value lorsque le parti au pouvoir en temps $t - \phi$ est libéral et ε est un terme d'erreur.

Tableau B.2: Taux de croissance par parti selon le secteur de dépense

Variables	**Libéral**	**Conservateur**	**Écarts**	**Parts**	**É. x P.**	***p-val.*1**	***p-val.*2**
Y.Production							
PIB réel	3.80 (0.41) [0.38]	2.12 (0.41) [0.59]	1.69 (0.58) [0.69]	1.00	1.69	0.00	0.02∗
C.Consommation							
Consommation	3.57 (0.47) [0.37]	2.63 (0.09) [0.47]	0.94 (0.48) [0.59]	0.59	0.56	0.03	0.11
Biens	3.50 (0.55) [0.43]	1.89 (0.31) [0.60]	1.60 (0.63) [0.74]	0.29	0.46	0.01	0.05
Durable	6.70 (0.77) [1.22]	3.46 (0.45) [1.35]	3.24 (0.89) [1.77]	0.07	0.22	0.00	0.06
Semi-Durable	4.15 (0.71) [0.54]	1.67 (0.54) [0.85]	2.48 (0.89) [0.99]	0.05	0.13	0.00	0.02∗
Non-Durable	2.39 (0.58) [0.38]	1.41 (0.23) [0.31]	0.98 (0.62) [0.49]	0.16	0.16	0.06	0.09
Services	3.29 (0.28) [0.26]	3.28 (0.24) [0.42]	0.01 (0.37) [0.49]	0.31	0.00	0.49	0.49
I.Investissement							
Investissement	5.10 (0.98) [1.11]	2.76 (0.55) [1.97]	2.34 (1.12) [2.26]	0.17	0.40	0.02	0.18
Non-Résidentiel	5.56 (1.13) [1.44]	3.43 (0.73) [2.30]	2.13 (1.34) [2.68]	0.11	0.24	0.06	0.22
Résidentiel	4.48 (0.64) [1.50]	1.70 (0.35) [2.14]	2.77 (0.73) [2.61]	0.06	0.17	0.00	0.14
E.Exportation							
Exportation	6.00 (0.91) [1.20]	3.15 (1.73) [1.49]	2.85 (1.96) [1.90]	0.31	0.89	0.07	0.07
I.Importation							
Importation	6.21 (0.86) [1.38]	4.18 (1.26) [1.50]	2.02 (1.53) [2.06]	−0.32	−0.65	0.09	0.15
G.Gouvernement							
Gouvernement	3.30 (0.81) [0.54]	2.50 (0.07) [0.55]	0.80 (0.81) [0.76]	0.25	0.20	0.16	0.22
Dépense	3.33 (0.93) [0.56]	2.35 (0.08) [0.44]	0.98 (0.93) [0.70]	0.22	0.22	0.15	0.17
Capital	2.99 (1.14) [1.08]	3.85 (0.57) [1.67]	−0.86 (1.28) [1.97]	0.03	−0.02	0.25	0.33

Notes : La table montre les différents les taux de croissance moyens en fonction du parti au pouvoir selon le secteur de dépense composant le PIB réel et la différence entre les partis. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode de groupage et celles dans [.] représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. «Parts» donne la proportion du secteur en fonction du PIB réel. «É. x P.» donne le produit des écarts partisans et de la part du secteur sur le PIB réel. La première *p-value* est obtenu par la méthode classique de test-T et la deuxième est obtenue par la méthode non-paramétrique. Nous utilisons le modèle suivant : $Y = \beta_0 + \beta_1 L^{\phi} LIB + \varepsilon$. Y correspond aux mesures macroéconomiques telles que le PIB, β_0 est la constante et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure pour le parti conservateur, LIB est la variable dichotomique prenant la valeur de 1 lorsque le parti au pouvoir est libéral, L est un opérateur de retard et ϕ est le nombre de retards. β_1 capte la plus-value lorsque le parti au pouvoir en temps $t - \phi$ est libéral et ε est un terme d'erreur.

Tableau B.3: Taux de croissances par parti sur données reconstruites

Variables	**Libéral**	**Conservateur**	**Écarts**	***p-val.*1**
1912-01-01 : 2012-01-01				
Produit intérieur brut réel (TC)	4.51 (0.45) [0.55]	1.15 (1.02) [1.17]	3.36 (1.11) [1.25]	0.00∗
PIB réel par capita (TC)	2.96 (0.37) [0.56]	−0.39 (0.98) [1.20]	3.35 (1.05) [1.28]	0.00∗
Dépenses gouvernementales (TC)	2.09 (0.39) [0.75]	0.80 (0.51) [0.57]	1.29 (0.64) [0.95]	0.02∗
Chômage (TX)	5.76 (0.84) [0.47]	8.95 (1.23) [0.73]	−3.19 (1.49) [0.84]	0.02∗

Notes : La table montre pour les données reconstruites les différents les taux de croissance moyens en fonction du parti au pouvoir et la différence entre les partis. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode de groupage et celles dans [.] représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. La *p-value* est obtenu par la méthode classique de test-T. TC représente un taux de croissance par première différence de logarithme et TX représente un taux en pourcentage. Nous utilisons le modèle suivant : $Y = \beta_0 + \beta_1 L^{\phi} LIB + \varepsilon$. Y correspond aux mesures macroéconomiques telles que le PIB, β_0 est la constante et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure pour le parti conservateur, LIB est la variable dichotomique prenant la valeur de 1 lorsque le parti au pouvoir est libéral, L est un opérateur de retard et ϕ est le nombre de retards. β_1 capte la plus-value lorsque le parti au pouvoir en temps $t - \phi$ est libéral et ε est un terme d'erreur.

Tableau B.4: Taux de croissances du PIB par parti selon des conditions exogènes

Variables	**Libéral**	**Conservateur**	**Écarts**	**Nb. obs.**	***p-value***
Référence					
Produit intérieur brut réel (TC)	3.83 (0.44) [0.39]	2.17 (0.30) [0.50]	1.66 (0.53) [0.62]	211.00	0.02∗
Contrôle du parlement					
Libéraux majoritaires	3.44 (0.40) [0.39]	1.99 (0.86) [0.86]	1.45 (0.95) [0.93]	132.00	0.02∗
Conservateurs majoritaires	5.32 (0.29) [0.65]	2.27 (0.08) [0.62]	3.05 (0.30) [0.94]	79.00	0.28
Président É.-U.					
Démocrates	4.40 (0.48) [0.43]	2.88 (0.48) [0.39]	1.52 (0.68) [0.53]	99.00	0.05
Républicains	3.26 (0.69) [0.62]	1.65 (0.55) [0.77]	1.61 (0.88) [0.98]	112.00	0.08

Notes : La table montre les différents les taux de croissance moyens pour les conditions exogènes en fonction du parti au pouvoir et la différence entre les partis. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode de groupage et celles dans [.] représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. La *p-value* est obtenu par la méthode classique de test-T. TC représente un taux de croissance par première différence de logarithme. Nous utilisons les modèles suivant : $Y_1 = \beta_1 + \beta_2 L^1 X_1 + \varepsilon_1$ et $Y_2 = \beta_3 + \beta_4 L^1 X_2 + \varepsilon_2$. Où Y_1 et X_1 rassemblent des éléments de nos séries dépendantes et indépendantes uniquement lorsque la condition 1 est satisfaite. Cette condition peut être par exemple que le parti politique au pouvoir est majoritaire, ou que le chef d'État américain est un démocrate. Y_2 et X_2 rassemblent les éléments de nos séries dépendantes et indépendantes sujètent à la condition alternative telle que le parti au pouvoir est minoritaire. β_1 et β_3 représente les coefficients de la constante des deux ensembles d'informations respectivement et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure pour le parti conservateur. X_1 et X_2 sont des séries temporelles dichotomiques prenant la valeur de 1 lorsque le parti au pouvoir est libéral. L est un opérateur de retard, β_2 et β_4 capte la plus-value lorsque le parti au pouvoir est libéral le trimestre précédent selon que la condition 1 ou 2 est respectée et ε_1 et ε_2 sont des termes d'erreurs.

Tableau B.5: Taux de croissances selon l'indice RILE

Variables	β_0	β_1	***p-value***
Production			
Produit intérieur brut réel (TC)	3.44 (0.33) [0.33]	−0.07 (0.02) [0.02]	0.00∗
PIB réel par capita (TC)	2.13 (0.25) [0.31]	−0.06 (0.02) [0.02]	0.00∗
Production industrielle (TC)	3.21 (0.56) [0.80]	−0.09 (0.05) [0.05]	0.05
Emploi et chômage			
Emploi [EPA](TC)	2.21 (0.31) [0.26]	−0.04 (0.02) [0.02]	0.01∗
Emploi [MPT](TC)	1.48 (0.32) [0.35]	−0.01 (0.01) [0.02]	0.19
Heures travaillés [EPA](TC)	1.53 (0.27) [0.39]	−0.02 (0.02) [0.02]	0.15
Heures travaillés [MPT](TC)	1.26 (0.42) [0.44]	−0.01 (0.02) [0.02]	0.35
Chômage (TX)	7.28 (0.60) [0.35]	0.07 (0.05) [0.03]	0.08
Rendements financiers			
Rendement sp tsx (TX)	1.67 (0.24) [0.56]	0.02 (0.04) [0.04]	0.36
Profits corporatifs après taxes [%RIB](TC)	1.17 (0.65) [1.61]	−0.08 (0.04) [0.09]	0.02∗
Salaire et productivité			
Compensation par heures (TC)	0.98 (0.24) [0.15]	−0.01 (0.01) [0.01]	0.32
Production par heures [EPA](TC)	0.47 (0.18) [0.16]	0.01 (0.01) [0.01]	0.10
Production par heures [MPT](TC)	0.34 (0.04) [0.06]	−0.00 (0.00) [0.00]	0.08
Inflation			
Inflation IPC (TX)	1.04 (0.25) [0.14]	−0.01 (0.01) [0.01]	0.13
Inflation déflateur (TX)	1.11 (0.27) [0.15]	−0.02 (0.01) [0.01]	0.04∗
Taux d'intérêt			
Taux obligataire 3 mois (TX)	6.01 (1.10) [0.65]	0.00 (0.11) [0.06]	0.48
Taux directeur (TX)	6.45 (1.11) [0.64]	−0.00 (0.10) [0.05]	0.49
Écart à terme (TX)	2.76 (0.90) [0.57]	−0.00 (0.06) [0.03]	0.49

Notes : La table montre les différents les taux de croissance moyens en fonction de l'indice RILE. β_1 représente le taux de croissance moyen lorsque RILE est égale à 0. β_1 correspond au taux de croissance moyen supplémentaire pour chaque point de RILE additionnel. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode de groupage et celles dans [.] représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. La *p-value* est obtenu par la méthode classique de test-T. TC représente un taux de croissance par première différence de logarithme. Nous utilisons le modèle suivant :
$Y = \beta_0 + \beta_1 L^1 RILE + \varepsilon$. Y correspond aux mesures macroéconomiques telles que le PIB et β_0 est la constante et donc dans le cas présent la moyenne de la mesure lorsque le RILE prend la valeur 0. $RILE$ est la variable idéologique supérieure à 0 lorsque le parti au pouvoir est *a priori* plus à droite par rapport à notre axe historique de référence 0 et inférieure à 0 lorsque le parti au pouvoir est, au contraire, plus à gauche que l'axe de référence. L est un opérateur de retard et β_1 capte la magnitude de l'indice $RILE$ et ε est un terme d'erreur.

Figure B.1: Mesures de tendances du PIB en pourcentage

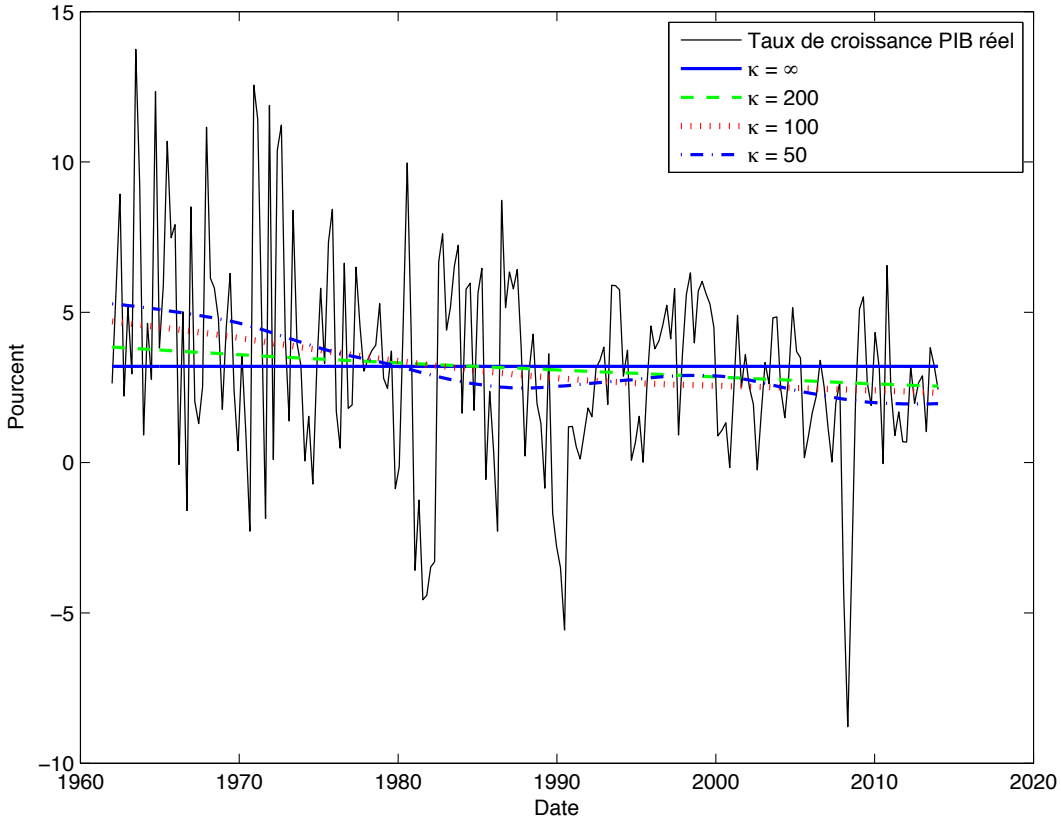


Tableau B.6: Taux de croissances du PIB moins les tendances selon le parti au pouvoir

Variables	**Libéral**	**Conservateur**	**Écarts**	***p-val.*1**	***p-val.*2**
Produit intérieur brut réel (TC)					
$\kappa = \infty$ (référence)	0.63 (0.44) [0.39]	−1.03 (0.30) [0.50]	1.66 (0.53) [0.62]	0.00	0.02∗
$\kappa = 200$	0.57 (0.34) [0.37]	−0.78 (0.16) [0.48]	1.35 (0.38) [0.59]	0.00	0.03∗
$\kappa = 100$	0.44 (0.29) [0.35]	−0.63 (0.08) [0.46]	1.07 (0.30) [0.57]	0.00	0.05∗
$\kappa = 50$	0.25 (0.21) [0.33]	−0.37 (0.01) [0.47]	0.62 (0.21) [0.57]	0.00	0.15
PIB réel par capita (TC)					
$\kappa = \infty$ (référence)	0.61 (0.32) [0.36]	−0.99 (0.22) [0.50]	1.60 (0.39) [0.60]	0.00	0.01∗
$\kappa = 200$	0.56 (0.28) [0.35]	−0.81 (0.13) [0.48]	1.37 (0.31) [0.59]	0.00	0.02∗
$\kappa = 100$	0.46 (0.28) [0.35]	−0.71 (0.07) [0.47]	1.17 (0.29) [0.58]	0.00	0.03∗
$\kappa = 50$	0.28 (0.21) [0.34]	−0.42 (0.01) [0.48]	0.70 (0.21) [0.58]	0.00	0.12
Production industrielle (TC)					
$\kappa = \infty$ (référence)	1.05 (0.64) [0.94]	−1.71 (0.66) [1.03]	2.76 (0.91) [1.35]	0.00	0.03∗
$\kappa = 200$	0.93 (0.47) [0.91]	−1.30 (0.40) [1.00]	2.23 (0.62) [1.32]	0.00	0.04∗
$\kappa = 100$	0.76 (0.43) [0.90]	−1.02 (0.26) [0.99]	1.78 (0.50) [1.30]	0.00	0.07
$\kappa = 50$	0.60 (0.24) [0.87]	−0.77 (0.23) [0.97]	1.36 (0.33) [1.28]	0.00	0.10
Emploi [EPA](TC)					
$\kappa = \infty$ (référence)	0.42 (0.41) [0.31]	−0.69 (0.16) [0.38]	1.11 (0.44) [0.49]	0.01	0.04∗
$\kappa = 200$	0.35 (0.32) [0.29]	−0.51 (0.11) [0.37]	0.87 (0.34) [0.47]	0.01	0.07
$\kappa = 100$	0.25 (0.26) [0.28]	−0.40 (0.11) [0.36]	0.65 (0.28) [0.46]	0.01	0.12
$\kappa = 50$	0.11 (0.24) [0.28]	−0.18 (0.09) [0.36]	0.29 (0.26) [0.46]	0.13	0.29
Profits corporatifs après taxes [%RIB](TC)					
$\kappa = \infty$ (référence)	1.33 (0.64) [2.10]	−1.17 (0.59) [1.39]	2.50 (0.87) [2.48]	0.00	0.04∗
$\kappa = 200$	1.31 (0.61) [2.10]	−1.23 (0.52) [1.38]	2.53 (0.80) [2.47]	0.00	0.03∗
$\kappa = 100$	1.25 (0.50) [2.11]	−1.30 (0.36) [1.38]	2.56 (0.62) [2.47]	0.00	0.02∗
$\kappa = 50$	0.99 (0.27) [2.14]	−0.88 (0.31) [1.37]	1.87 (0.42) [2.49]	0.00	0.09
Production par heures [MPT](TC)					
$\kappa = \infty$ (référence)	0.11 (0.04) [0.07]	−0.10 (0.00) [0.06]	0.20 (0.04) [0.09]	0.00	0.02∗
$\kappa = 200$	0.11 (0.04) [0.07]	−0.10 (0.00) [0.06]	0.20 (0.04) [0.09]	0.00	0.02∗
$\kappa = 100$	0.10 (0.04) [0.07]	−0.10 (0.00) [0.06]	0.20 (0.04) [0.09]	0.00	0.02∗
$\kappa = 50$	0.09 (0.06) [0.07]	−0.06 (0.01) [0.06]	0.15 (0.06) [0.09]	0.01	0.07

Notes : La table montre les différents les taux de croissance moyens exempts de la tendance lissée selon κ, en fonction du parti au pouvoir et la différence entre les partis. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode de groupage et celles dans [.] représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. La première *p-value* est obtenu par la méthode classique de test-T et la deuxième est obtenue par la méthode non-paramétrique. TC représente un taux de croissance par première différence de logarithme.

Tableau B.7: Taux de croissance du PIB moins les tendances selon l'indice RILE

Variables	β_0	β_1	***p-value***
Produit intérieur brut réel (TC)			
$\kappa = \infty$ (référence)	0.24 (0.33) [0.33]	−0.07 (0.02) [0.02]	0.00∗
$\kappa = 200$	0.23 (0.25) [0.31]	−0.05 (0.02) [0.02]	0.01∗
$\kappa = 100$	0.15 (0.21) [0.29]	−0.03 (0.02) [0.02]	0.02∗
$\kappa = 50$	0.06 (0.15) [0.28]	−0.01 (0.01) [0.02]	0.21
PIB réel par capita (TC)			
$\kappa = \infty$ (référence)	0.21 (0.25) [0.31]	−0.06 (0.02) [0.02]	0.00∗
$\kappa = 200$	0.20 (0.21) [0.30]	−0.05 (0.02) [0.02]	0.01∗
$\kappa = 100$	0.14 (0.21) [0.29]	−0.03 (0.02) [0.02]	0.02∗
$\kappa = 50$	0.06 (0.15) [0.28]	−0.01 (0.01) [0.02]	0.19
Emploi [EPA](TC)			
$\kappa = \infty$ (référence)	0.16 (0.31) [0.26]	−0.04 (0.02) [0.02]	0.01∗
$\kappa = 200$	0.14 (0.25) [0.24]	−0.03 (0.02) [0.02]	0.02∗
$\kappa = 100$	0.07 (0.21) [0.23]	−0.02 (0.01) [0.02]	0.07
$\kappa = 50$	0.01 (0.19) [0.23]	−0.00 (0.01) [0.02]	0.35
Profits corporatifs après taxes [%RIB](TC)			
$\kappa = \infty$ (référence)	0.64 (0.65) [1.61]	−0.08 (0.04) [0.09]	0.02∗
$\kappa = 200$	0.61 (0.63) [1.61]	−0.08 (0.04) [0.09]	0.02∗
$\kappa = 100$	0.55 (0.56) [1.61]	−0.08 (0.03) [0.09]	0.01∗
$\kappa = 50$	0.49 (0.37) [1.63]	−0.06 (0.03) [0.09]	0.02∗
Inflation déflateur (TX)			
$\kappa = \infty$ (référence)	0.08 (0.27) [0.15]	−0.02 (0.01) [0.01]	0.04∗
$\kappa = 200$	0.03 (0.23) [0.14]	−0.01 (0.01) [0.01]	0.09
$\kappa = 100$	−0.00 (0.15) [0.12]	−0.01 (0.01) [0.01]	0.21
$\kappa = 50$	0.00 (0.06) [0.09]	−0.00 (0.00) [0.01]	0.12

Notes : La table montre les différents les taux de croissance moyens exempts de la tendance lissée selon κ, en fonction de l'indice RILE. β_0 représente le taux de croissance moyen lorsque RILE est égale à 0. β_1 correspond au taux de croissance moyen supplémentaire pour chaque point de RILE additionnel. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode de groupage et celles dans [.] représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. La *p-value* est obtenu par la méthode classique de test-T. TC représente un taux de croissance par première différence de logarithme et TX représente un taux en pourcentage.

Tableau B.8: Explications de l'écart de croissance L-C : Modèle univarié

			Écart L-C expliqué		
Mesures de chocs	**Période**	**Écart L-C total**	**Commun**	**Parti Libéral**	***p-value***
A. Pétrole					
Prix (Hamilton)	1962 :I-2014 :IV	1.84 (0.63)	−0.11 (0.06)	−0.25 (0.09)	0.01∗
B. Productivité					
Prod. du travail (Galí)	1963 :IV-2014 :IV	1.68 (0.62)	0.26 (0.13)	0.25 (0.14)	0.08
C. États-Unis					
PIB É.-U.	1962 :III-2014 :IV	1.77 (0.63)	0.20 (0.06)	0.23 (0.08)	0.45
Taux de change CAD/US	1962 :III-2014 :IV	1.77 (0.63)	0.03 (0.04)	0.04 (0.03)	0.26
D. Politique monétaire					
SVAR Taux directeur	1962 :III-2013 :IV	1.81 (0.65)	0.53 (0.21)	0.42 (0.25)	0.92
E. Confiance et Incertitude					
Incertitude (Fortin-Gagnon)	1981 :III-2011 :IV	1.74 (0.73)	0.20 (0.14)	0.26 (0.16)	0.56
Indice de confiance des consommateur	1981 :III-2013 :IV	1.75 (0.67)	0.09 (0.06)	0.11 (0.06)	0.02∗
Incertitude (BBD)	1986 :I-2013 :IV	1.80 (0.68)	0.07 (0.08)	0.08 (0.08)	0.96
F. Politique budgétaire					
SVAR Dépenses	1962 :II-2012 :II	1.89 (0.69)	0.03 (0.03)	0.09 (0.05)	0.01∗

Notes : La table montre les écarts partisans totaux sous la colonne "Écart L-C total" pour la période respective de chaque choc. "Écart L-C expliqué" représente la part de l'écart total expliqué en pourcentage par la mesure de choc. "Commun" représente la part expliquée lorsque les pentes pour le parti conservateur et le parti libéral sont contraintes à être identiques. "Parti libéral" représente la part expliquée lorsque la contrainte est relâchée. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. la *p-value* est obtenu par le test de Wald en évaluant la significativité de la différence entre les écarts expliqués communs et propres au parti libéral. TC représente un taux de croissance par première différence de logarithme.

Tableau B.9: Tableau de corrélation des chocs

	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**
1	1.00	.	.	.	.	.	.	.	.
2	-0.07	1.00	.	.	.	.	.	.	.
3	-0.10	-0.14	1.00	.	.	.	.	.	.
4	-0.13	0.01	-0.11	1.00	.	.	.	.	.
5	-0.12	-0.18	0.04	-0.02	1.00	.	.	.	.
6	0.20	0.02	-0.20	0.17	0.01	1.00	.	.	.
7	-0.24	-0.15	0.17	-0.25	0.01	-0.17	1.00	.	.
8	0.01	-0.08	-0.24	0.37	-0.05	0.48	-0.31	1.00	.
9	-0.04	0.12	-0.17	0.01	-0.05	0.08	0.07	0.02	1.00

1. Prix du pétrole	2. Productivité (Gali)	3. PIB réel É.-U.
4. Taux de change CAD/USD	5. SVAR Taux directeur	6. Incertitude (Fortin-Gagnon)
7. Confiance des conso.	8. Incertitude (BBD)	9. SVAR Dépenses

Tableau B.10: Explications de l'écart de croissance L-C : Modèle multivarié

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Début de période	1962 :III	1963 :IV	1963 :IV	1963 :IV	1962 :II	1981 :III	1981 :III	1986 :I
Fin de période	2013 :IV	2013 :IV	2013 :IV	2013 :IV	2012 :II	2011 :IV	2013 :IV	2013 :IV
Écart total	1.71 (0.64)	1.71 (0.64)	1.71 (0.64)	1.71 (0.64)	1.72 (0.68)	1.74 (0.73)	1.75 (0.67)	1.80 (0.68)
Effets communs								
Prix du pétrole			−0.09 (0.06)					
Prod. du travail (Galí)	0.28 (0.17)	0.20 (0.17)	0.18 (0.18)	0.23 (0.18)	0.21 (0.17)	0.29 (0.20)	0.47 (0.12)	0.38 (0.26)
PIB É.-U.		0.23 (0.08)	0.20 (0.07)	0.23 (0.08)	0.27 (0.10)	0.27 (0.30)	0.12 (0.14)	0.14 (0.16)
Taux de change CAD/US				0.02 (0.03)				
SVAR Taux directeur	0.46 (0.22)	0.48 (0.22)	0.52 (0.22)	0.46 (0.23)	0.49 (0.22)	0.51 (0.24)	0.51 (0.19)	0.20 (0.33)
Incertitude (Fortin-Gagnon)						0.10 (0.21)		
Indice de confiance des conso.							0.14 (0.06)	
Incertitude (BBD)								0.02 (0.09)
SVAR Dépenses					0.01 (0.02)			
Écart L-C expliqué	0.74 (0.21)	0.91 (0.21)	0.81 (0.25)	0.93 (0.20)	0.98 (0.23)	1.17 (0.31)	1.24 (0.22)	0.75 (0.37)
Effets libéral								
Écart L-C expliqué	0.61 (0.24)	0.92 (0.27)	0.46 (0.44)	1.09 (0.24)	1.11 (0.31)	1.36 (0.40)	1.30 (0.21)	0.69 (0.33)
p-value	0.14	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Notes : La table montre les écarts partisans totaux à la ligne "Écart total" pour la période respective de chaque combinaison de chocs. "Effets communs" représente la part de l'écart total expliqué en pourcentage par les mesures de chocs combinés. "Écart L-C expliqué" dans cette sous-section représente la part expliquée lorsque les pentes pour le parti conservateur et le parti libéral sont contraintes à être identiques. "Écart L-C expliqué" dans la sous-section suivante représente la part expliquée lorsque la contrainte est relâchée. Les valeurs dans (.) représentent l'écart type calculé par la méthode Newey-West avec 6 retards. La *p-value* est obtenu par le test de Wald en évaluant la significativité de la différence entre les écarts expliqués communs et propres au parti libéral.

RÉFÉRENCES

Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, *19*(6), 716–723.

Alesina, A. et Sachs, J. (1988). Political parties and the business cycle in the united states, 1948-1984. *Journal of Money Credit and Banking*, *20*(1), 63–82.

Baker, S. R., Bloom, N. et Davis, S. J. (2015). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593–1636.

Blais, A., Gidengil, E., Nadeau, R. et Nevitte, N. (2001). Measuring party identification : Britain, canada, and the united states. *Political Behavior*, *23*(1), 5–22.

Blanchard, O. et Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, *117*(4), 1329–1368.

Blinder, A. S. et Watson, M. W. (2016). Presidents and the us economy : An econometric exploration. *The American Economic Review*, *106*(4), 1015–1045.

Box, G. E. P. et Jenkins, G. M. (1976). Time series analysis : forecasting and control.

Bryson, M. et McDill, W. (1968). The political spectrum : A bi-dimensional approach. *Rampart Journal of Individualist Thought*, *4*(2), 19–26.

Budge, I. (2013). The standard right-left scale. *Manuscript. University of Essex.*

Budge, I. et McDonald, M. D. (2012). Conceptualising and measuring 'centrism'correctly on the left–right scale (rile)-without systematic bias. a general response by marpor. *Electoral Studies*, *31*(3), 609–612.

Budge, I., Robertson, D. et Hearl, D. (1987). *Ideology, strategy and party change : spatial analyses of post-war election programmes in 19 democracies*. Cambridge University Press.

Campbell, J. E. (2011). The economic records of the presidents : Party differences and inherited economic conditions. Dans *The Forum*, volume 9.

Campbell, J. E. (2012). The president's economy : Parity in presidential party performance. *Presidential Studies Quarterly*, *42*(4), 811–818.

Campbell, J. Y. et Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities : what macroeconomists should know about unit roots. In *NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6* 141–220. MIT press.

Comiskey, M. et Marsh, L. C. (2012). Presidents, parties, and the business cycle, 1949-2009. *Presidential Studies Quarterly*, *42*(1), 40–59.

Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals ; an approach based. *Journal of the American StatisticalAssociation*, *66*(333), 99–102.

Dickey, D. A. et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, *74*(366a), 427–431.

Fortin-Gagnon, O. (2017). *L'incertitude macroéconomique au Canada et au Québec*. (Mémoire de maîtrise). Université du Québec à Montréal.

Galí, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle : Do technology shocks explain aggregate fluctuations ? *The American Economic Review*, *81*(1), 249–71.

Gauchet, M. "Right-Left". Dans Nora, P. et Kritzman, L. D. (1996). *Realms of Memory : Conflicts and divisions*, volume 1. Columbia University Press.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since world war ii. *The Journal of Political Economy*, 228–248.

Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock ? *Journal of econometrics*, *113*(2), 363–398.

Hannan, E. J. et Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 190–195.

Hibbs, D. A. (1977). Political parties and macroeconomic policy. *American Political Science Review*, *71*(4), 1467–1487.

Jahn, D. (2010). Conceptualizing left and right in comparative politics : Towards a deductive approach. *Party Politics*, p. 135.

Jurado, K., Ludvigson, S. C. et Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *The American Economic Review*, *105*(3), 1177–1216.

Klemmensen, R., Hobolt, S. B. et Hansen, M. E. (2007). Estimating policy positions using political texts : An evaluation of the wordscores approach. *Electoral Studies*, *26*(4), 746–755.

Klingemann, H.-D., Hofferbert, R. I. et Budge, I. (1994). *Parties, policies, and democracy*. Westview Press.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. et Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root ? *Journal of econometrics*, *54*(1-3), 159–178.

Laver, M., Benoit, K. et Garry, J. (2003a). *Estimating the policy position of political actors*. Routledge.

Laver, M., Benoit, K. et Garry, J. (2003b). Extracting policy positions from political texts using words as data. *American Political Science Review*, *97*(02), 311–331.

Laver, M. et Garry, J. (2000). Estimating policy positions from political texts. *American Journal of Political Science*, 619–634.

Lewis-Beck, M. S. (1990). *Economics and elections : The major Western democracies*. University of Michigan Press.

Lowe, W. (2008). Understanding wordscores. *Political Analysis*, *16*(4), 356–371.

Lowe, W., Benoit, K., Mikhaylov, S. et Laver, M. (2011). Scaling policy preferences from coded political texts. *Legislative studies quarterly*, *36*(1), 123–155.

McDonald, M. D. et Mendes, S. M. (2001). The policy space of party manifestos. *Estimating the Policy Position of Political Actors*, *20*, 90.

McGann, L. (1967). The political spectrum. *Rampart Journal*, *Winter*.

Mountford, A. et Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks ? *Journal of applied econometrics*, *24*(6), 960–992.

Newey, W. K. et West, K. D. (2014). A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Applied Econometrics*, *33*(1), 125–132.

Nordhaus, W. (1975). The political business cycle. *Review of Economic Studies*, *42*, 169–190.

Okun, A. M. (1973). Comments on stigler's paper. *The American Economic Review*, 172–177.

Owyang, M. T., Ramey, V. A. et Zubairy, S. (2013). Are government spending multipliers greater during periods of slack ? evidence from twentieth-century historical data. *The American Economic Review*, *103*(3), 129–134.

Parliament and governments database (ParlGov) (2015). Parlgov - parties, elections, cabinets. Récupéré de `http://www.parlgov.org/explore/can/election/`

Parti Conservateur du Canada (2015). Our economy. *Youtube*. Récupéré de `https://www.youtube.com/watch?v=r5NEsZ8TS9o`

Phillips, P. C. et Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, *75*(2), 335–346.

Poole, K. T. et Rosenthal, H. (1985). A spatial model for legislative roll call analysis. *American Journal of Political Science*, 357–384.

Ramey, V. A. et Shapiro, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. Dans *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, volume 48, 145–194. Elsevier.

Romer, C. D. et Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes : Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *The American economic review*, *100*(3), 763–801.

Samuelson, P. A. et Hopkins, J. (1977). Some dilemmas of economic policy. *Challenge*, 28–35.

Schwarz, G. *et al.* (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, *6*(2), 461–464.

Stigler, G. J. (1973). General economic conditions and national elections. *The American Economic Review*, 160–167.

Stock, J. H. et Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(2), 147–162.

Stock, J. H. et Watson, M. W. (2012). *Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession*. Rapport technique, Brookings Papers on Economic Activity.

Stock, J. H. et Watson, M. W. (2016). Factor models and structural vector autoregressions in macroeconomics. *forthcoming Handbook of Macroeconomics*.

Therrien, A. (1994). *La théorie du cycle d'affaire politique : une évaluation empirique pour les économies provinciales canadiennes.* (Mémoire de maîtrise). Université du Québec à Montréal.

Tsoungui Belinga, V. D. P. (2016). Effects of fiscal policy shocks in an open economy : evidence from canada. *World Bank Policy Research Working Paper*, (7654).

Volkens, A., Lehmann, P., Matthieß, T., Merz, N., Regel, S. et Werner, A. (2015). *The Manifesto Data Collection. Manifesto Project (MRG/CMP/MARPOR). Version 2015a.* Berlin : Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.