



Université d'Ottawa • University of Ottawa

UNIVERSITÉ D'OTTAWA

Faculté des sciences sociales

Département de sciences économiques

**LA PERSISTANCE DES CHOCS DANS
UNE PERSPECTIVE DÉSAGRÉGÉE:
Le cas du Canada, 1870-1996**

Thèse de Maîtrise

Présentée par

Malika Hamdad

Supervisée par le professeur

Serge Coulombe

©Malika Hamdad
Octobre 1998



**National Library
of Canada**

**Acquisitions and
Bibliographic Services**

**395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada**

**Bibliothèque nationale
du Canada**

**Acquisitions et
services bibliographiques**

**395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada**

Your file Votre référence

Our file Notre référence

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

0-612-45225-5

SOMMAIRE

Le propos de cette thèse est d'examiner la persistance des chocs dans une perspective désagrégée. Cette approche permet de décomposer la persistance des chocs sur la production agrégée et sectorielle en deux composantes : la première due à des chocs d'origine macroéconomique explicitement identifiés et la seconde à des chocs "autres," probablement d'origine sectorielle. Ce cadre d'analyse a été appliqué à des séries historiques inédites sur la production sectorielle en prix constants de l'économie canadienne pour les périodes d'avant-guerre et d'après-guerre, dont les chocs macroéconomiques explicitement identifiés sont, respectivement, le choc du blé et le choc pétrolier. Les résultats auxquels cette thèse a abouti ont 1) confirmé dans le contexte canadien que l'approche désagrégée fournit des estimés plus fiables de la mesure de la persistance que ceux obtenus au moyen d'une approche agrégée; 2) permis de montrer que les effets des chocs ont eu tendance à devenir légèrement plus persistants à travers le temps; 3) mesuré le degré auquel le choc du blé a contribué à provoquer une déviation permanente sur la production de l'économie et ainsi corroborer la thèse traditionaliste du développement historique du Canada.

REMERCIEMENTS

J'exprime mes remerciements les plus sincères au professeur Serge Coulombe pour avoir accepté la direction de cette thèse et m'avoir fortement encouragé dans le choix du sujet traité. Son encadrement et ses précieux conseils m'ont permis de mener à bien cette thèse. Mes remerciements s'adressent aussi aux professeurs David Gray, Gilles Grenier et Quyen Nguyen, membres du jury de thèse, pour avoir lu et commenté cette thèse.

Mon environnement familial m'a été d'un grand apport pour aplanir les difficultés inhérentes à la recherche. Mon conjoint m'a été d'une assistance indéniable non seulement lors des discussions sur les différentes questions associées au sujet traité mais aussi pour avoir cru en mes capacités. De même, la présence à mes côtés d'Elsa-Karine et Aurélie-Romy, ainsi que les encouragements de mes parents, ont été pour moi une source d'inspiration inégalée pour achever cette thèse. Que toutes ces personnes trouvent ici l'expression de mon entière gratitude.

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	1
CHAPITRE PREMIER: LA PERSISTANCE DANS LES SÉRIES CHRONOLOGIQUES : un survol de la littérature	4
1.1 Problématique	4
1.2 Le cadre de l'analyse	5
1.2.1 Les composantes d'une série chronologique	5
1.2.2 La nécessité de stationnariser les séries en procédant à la première différence	7
1.2.3 Mesures de persistance	9
1.3 Les approches en présence	16
1.3.1 L'approche agrégée	16
1.3.1.1 L'approche macroéconomique traditionnelle	16
1.3.1.2 La remise en cause de l'approche traditionnelle	17
1.3.1.2.1 <i>Le cas univarié</i>	18
1.3.1.2.2 <i>Le cas multivarié</i>	21
1.3.1.2.3 <i>Comparaisons internationales</i>	22
1.3.1.3 Changements structurels dans la fonction de tendance et tests de stationnarité	24
1.3.1.3.1 <i>Le cas d'un bris structurel</i>	24
a) <i>La date du bris est exogène</i>	24
b) <i>La date du bris est endogène</i>	26
c) <i>Une évaluation des différentes approches</i>	27
1.3.1.3.2 <i>Le cas de plusieurs bris structurels</i>	32
1.3.2 Les approches désagrégées	39
1.3.2.1 L'approche par la production individuelle des biens	39
1.3.2.1.1 <i>Les estimés du changement dans la persistance</i>	40
1.3.2.1.2 <i>Les estimés des niveaux de persistance</i>	42
1.3.2.2 L'approche par la production sectorielle	44
1.3.2.2.1 <i>Le problème</i>	44
1.3.2.2.2 <i>Estimés de persistance dus aux chocs macroéconomiques explicitement identifiés et aux chocs "autres"</i>	45

CHAPITRE DEUXIÈME: LES SÉRIES HISTORIQUES DE LA PRODUCTION SECTORIELLE AU CANADA: Construction des données et identification des chocs	51
2.1 Problématique	51
2.2 Les méthodes de construction des séries historiques canadiennes..	52
2.3 L'inventaire des séries historiques canadiennes	54
2.3.1 Les sources des séries historiques canadiennes	54
2.3.2 Les séries d'Urquhart (1993) pour la période avant 1926	56
2.3.2.1 La portée de la contribution	56
2.3.2.2 Les estimés du PNB en dollars courants et constants	57
2.3.2.2.1 <i>Construction des estimés du PNB en dollars courants</i>	<i>57</i>
2.3.2.2.2 <i>Construction des estimés du PNB en dollars constants</i>	<i>59</i>
2.3.2.2.3 <i>Identification des chocs au niveau de la production agrégée</i>	<i>59</i>
2.4 Le PIB sectoriel en prix constants	61
2.4.1 Généralités	61
2.4.2 La construction des séries	62
2.4.2.1 Agriculture	63
2.4.2.2 Manufactures	64
2.4.2.3 Construction	65
2.4.2.4 Mines	66
2.4.2.5 Transport et entreposage	68
2.4.2.6 Exploitation forestière, pêche et piégeage	69
2.4.2.7 Le reste de l'économie	70
2.4.3 Analyse des séries de production sectorielles en prix constants	71
2.4.3.1 L'avant-guerre	71
2.4.3.2 L'après-guerre	74
2.5 Analyse de la fiabilité du PIB sectoriel	74
2.6 L'analyse de la volatilité	78
2.6.1 L'approche agrégée de la volatilité	78
2.6.2 L'approche désagrégée de la volatilité	79
2.6.2.1 Position du problème	79
2.6.2.2 Analyse des résultats.....	80

CHAPITRE TROISIÈME: UNE APPROCHE DÉSAGRÉGÉE DE LA PERSISTANCE DES CHOCS DANS L'ÉCONOMIE CANADIENNE, 1870-1996 ..	84
3.1 Introduction	84
3.2 Le modèle	86
3.3 Spécifications économétriques des chocs	88
3.4 Estimation économétrique et résultats empiriques	93
3.4.1 Considérations générales	93
3.4.2 Mesure de la persistance en l'absence de chocs macroéconomiques explicitement identifiés	97
3.4.3 Estimés de la persistance en prenant en compte les chocs macroéconomiques explicitement identifiés	98
3.4.3.1 Identification des chocs	98
3.4.3.2 Mesure des effets des chocs macroéconomiques et des chocs "autres"	100
3.5 Implications des résultats sur l'interprétation du développement historique du Canada	105
CONCLUSION GÉNÉRALE	107
Annexe 1a Contribution des différents secteurs dans le PIB réel de l'économie (en pourcentages) dans l'avant-guerre et l'après-guerre.....	111
Annexe 1b Contribution des différents secteurs dans le PIB réel de l'économie (en pourcentages) dans l'avant-guerre et l'après-guerre.....	112
BIBLIOGRAPHIE	113
Notes de renvois.....	119

LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES

Tableau 2.1	Ratios de volatilité au cours des périodes 1870-1889 et 1890-1914.....	76
Tableau 2.2	Ratios de volatilité lors des périodes 1870-1914 et 1947-1996.....	81
Tableau 3.1	Statistiques DFA pour tester la racine unitaire dans la production (en logarithmes) sectorielle canadienne	88
Tableau 3.2	Statistiques DFA pour tester la racine unitaire dans la production (en logarithmes) sectorielle canadienne sur la base du modèle de la croissance segmentée de Perron (1989).....	89
Tableau 3.3	Statistiques DFA pour tester la racine unitaire dans le taux de croissance de la production sectorielle canadienne	90
Tableau 3.4	Tests de cointégration basés sur la procédure de Johansen.....	91
Tableau 3.5	Mesures de persistance sectorielles et agrégée: l'avant et l'après-guerre	93
Tableau 3.6a	Valeurs maximisées du log de vraisemblance pour différents modèles ARMA ajustés à ΔY_t	95
Tableau 3.6b	Mesures de persistance de la production agrégée estimées sur la base de modèles ARMA de ΔY_t	95
Tableau 3.7	Estimés des équations utilisées dans la détermination des chocs macroéconomiques explicitement identifiés	99
Tableau 3.8	Statistiques du test de Wald sur les coefficients des chocs macroéconomiques explicitement identifiés.....	101
Tableau 3.9	Décomposition de la mesure de persistance sectorielle et agrégée par type de chocs dans l'avant-guerre et l'après-guerre	102
Tableau 3.10	Contribution du choc macroéconomique explicitement identifié à la mesure de la persistance globale agrégée et sectorielle	102

Graphique 2.1.1	PIB sectoriel de l'agriculture en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914)(1870=100).....	74
Graphique 2.1.2	PIB sectoriel des manufactures en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914)(1870=100).....	74
Graphique 2.1.3	PIB sectoriel des mines en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914)(1870=100).....	74
Graphique 2.1.4	PIB sectoriel de l'exploitation forestière, pêche et piégeage en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914)(1870=100).....	74
Graphique 2.1.5	PIB sectoriel de la construction en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914)(1870=100).....	74
Graphique 2.1.6	PIB sectoriel du transport et de l'entreposage en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914)(1870=100).....	74
Graphique 2.1.7	PIB sectoriel du reste de l'économie en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914)(1870=100).....	74
Graphique 2.2.1	PIB sectoriel de l'agriculture en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996)(1947=100).....	74
Graphique 2.2.2	PIB sectoriel des manufactures en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996)(1947=100).....	74
Graphique 2.2.3	PIB sectoriel des mines en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996)(1947=100).....	74
Graphique 2.2.4	PIB sectoriel de l'exploitation forestière, pêche et piégeage en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996)(1947=100).....	74
Graphique 2.2.5	PIB sectoriel de la construction en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996)(1947=100).....	74

Graphique 2.2.6	PIB sectoriel du transport et de l'entreposage en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996)(1947=100).....	74
Graphique 2.2.7	PIB sectoriel du reste de l'économie en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996)(1947=100).....	74

INTRODUCTION

Depuis les années 1980, la question associée à la nature des chocs a été à l'ordre du jour dans les études macroéconomiques. La détermination si les séries agrégées sur la production sont mieux représentées par un processus stationnaire en première différence plutôt que par un processus stationnaire autour d'une tendance déterministe a eu une implication majeure sur la conceptualisation des chocs macroéconomiques. Dans cette problématique, la question importante est de savoir si les chocs ont des effets permanents ou transitoires. Dans le cas où le processus serait stationnaire en première différence, un choc récessionniste, par exemple, fera en sorte que le taux de croissance de la production pourrait être temporairement en deçà de celui auquel l'économie croît normalement. Par contre, un même choc affectera à la baisse, de façon permanente, le niveau de la production dans toutes les périodes ultérieures.

Le degré auquel les effets des chocs persistent dans l'économie a fait l'objet d'une imposante littérature qui a fait suite à la contribution majeure de Nelson et Plosser (1982). Cette littérature, basée essentiellement sur des variables macroéconomiques telles que le PNB de différents pays de l'OCDE, est surtout marquée par des résultats mitigés qui reflètent essentiellement la difficulté à déterminer les propriétés de long terme de la production agrégée. Une approche alternative serait d'examiner les propriétés ainsi que le degré de persistance des séries chronologiques à un niveau désagrégé.

Selon Romer (1991, p. 6), l'approche désagrégée permet de déterminer l'importance relative des chocs agrégés et des chocs spécifiques aux secteurs. Elle souligne que lorsque les secteurs évoluent dans la même direction et de la même façon, cela pourrait vouloir dire que les chocs agrégés de la demande ou de l'offre ont été importants et qu'ils ont été la source des fluctuations ; une autre explication à ce même comportement serait que les chocs sectoriels aient eu de rapides effets de débordements sur les autres secteurs. À l'inverse, si les secteurs évoluent différemment cela pourrait, selon elle, signifier que des chocs isolés spécifiques aux secteurs expliquent l'essentiel du mouvement dans la production de ces secteurs. Aussi, Romer a examiné la corrélation des changements de court terme entre les secteurs pour voir si les productions des

différents secteurs se sont déplacées de concert à la baisse et à la hausse ; il y a alors présence d'un cycle économique.[†]

Malgré les nombreux aspects prometteurs mis en évidence par Romer (1991), l'utilisation de l'approche désagrégée¹ n'a pas eu l'écho qu'elle méritait. L'étude de Lee Pesaran et Pierse (1992) (ci-après LPP, 1992) et celle de Pesaran, Pierse et Lee (1993) (ci-après PPL, 1993), respectivement pour le Royaume Uni et les États-Unis, sont deux des rares exceptions. Dans leur analyse de la persistance des chocs, LPP (1992, p. 342) ont développé l'argument de Romer (1991), en montrant, entre autres, que l'on peut obtenir un estimé plus fiable et plus précis de la mesure de persistance agrégée en utilisant l'information contenue dans les relations entre les taux de croissance sectoriels et dans les corrélations qui existent entre les chocs inattendus dans les taux de croissance des productions sectorielles. Leur approche désagrégée permet aussi, selon eux, de décomposer la persistance des chocs de la production agrégée et sectorielle en deux composantes : la persistance due aux chocs d'origine macroéconomique et celle due aux chocs spécifiques à certains secteurs.

Le propos de cette thèse est double. En premier lieu, il s'agit d'appliquer pour le Canada le cadre analytique développé par LPP (1992) et PPL (1993), en mettant en évidence la contribution relative des chocs d'origine sectorielle variés sur la mesure agrégée de la persistance. Cette approche s'avère d'autant plus intéressante que les travaux existants sur le Canada ont abouti à des résultats contradictoires comme le montrera la revue de la littérature au premier chapitre. Le second objectif est d'examiner si la tendance des chocs à avoir des effets transitoires ou permanents a changé entre les périodes d'avant et d'après-guerre. Un tel exercice n'est pas sans intérêt pour comprendre la nature des chocs et la manière dont les industries y ont fait face. Romer (1991) affirme que si les secteurs affichent un même niveau de persistance entre l'avant-guerre et l'après-guerre, ceci suggère que la nature des chocs auxquels font face les secteurs et la manière dont ceux-ci réagissent n'a pas changé à travers le temps. Par contre si les chocs sont passés d'une nature transitoire à une nature permanente entre l'avant et l'après-guerre, elle souligne qu'on devrait remarquer un changement notable dans la persistance des fluctuations dans les secteurs entre les deux périodes. Dès lors, selon Romer (1991, p.

[†] Les notes de renvoi figurent à la fin de la thèse.

17), si la persistance des productions sectorielles a augmenté à travers le temps, cela pourrait suggérer que les chocs permanents qui ont affecté les secteurs sont devenus plus importants durant la période d'après-guerre ou encore que les secteurs ont eu une capacité plus faible à faire face à ces chocs à baissé à travers le temps.

Cette thèse est ainsi organisée : le premier chapitre, qui survole la littérature sur la persistance des chocs, conclut que l'approche désagrégée offre des aspects prometteurs mais elle demeure toutefois inexploitée. Le second chapitre décrit les sources et les méthodes de la construction des séries historiques de la production sectorielle en prix constants pour la période 1870-1996 pour les fins de l'application de l'approche désagrégée de la persistance des chocs au Canada. Il identifie aussi les chocs qui ont affecté historiquement l'économie canadienne depuis 1870 jusqu'à nos jours. Le troisième chapitre se caractérise par les aspects suivants : i) le choc du blé et le choc pétrolier ont été explicitement identifiés dans un modèle multisectoriel de l'économie canadienne, respectivement pour les périodes d'avant-guerre et d'après-guerre ; ii) ce chapitre discute la mesure des effets de persistance des différents types de chocs, iii) il présente les estimés de la persistance sectorielle et de l'ensemble de l'économie canadienne pour les périodes 1870-1914 et 1947-1996, et iv) il montre les implications des résultats sur l'interprétation du développement économique du Canada.

CHAPITRE PREMIER

La persistance dans les séries chronologiques : un survol de la littérature

1.1 Problématique

Les propriétés de la tendance des séries chronologiques macroéconomiques continuent de faire l'objet d'une attention particulière de la part des économistes. La question centrale est de savoir si les variables telles que le PNB renferment une racine unitaire ou une tendance linéaire déterministe. La différence a des implications importantes, à la fois, sur la théorie économique et l'estimation économétrique.

Quand une série chronologique contient une tendance linéaire déterministe, elle peut être caractérisée par un processus stationnaire en tendance. Les fluctuations autour d'un processus stationnaire en tendance sont considérées comme étant pour la plupart temporaires. Jusqu'à ce que Nelson et Plosser (1982) le remettent en cause, un tel point de vue prévalait dans la plupart des études macroéconomiques. Nelson et Plosser (1982) ont été, en particulier, dans l'incapacité de rejeter l'hypothèse que la plupart des séries chronologiques macroéconomiques américaines renferment une racine unitaire.² Ces séries peuvent alors être caractérisées par un processus stationnaire en première différence. La principale implication d'un processus stationnaire en première différence est que les chocs ont une incidence permanente sur le niveau de la variable.

Malgré son aspect fondamental, le résultat selon lequel la plupart des séries chronologiques suivent une marche aléatoire n'a pas toujours soulevé l'unanimité. Par exemple, Christiano et Eichenbaum (1990) et Rudebusch (1993) ont montré que le test conventionnel des racines unitaires, le test Dickey-Fuller augmenté (DFA), n'a pas la puissance pour discriminer entre les propriétés de tendance stationnaire et de différence stationnaire du PNB.³ Par conséquent, ces tests peuvent générer des

résultats fallacieux de présence d'une racine unitaire. D'autres travaux ont porté sur l'instabilité structurelle de ces tests de racine unitaire. Perron (1989, 1990) a, par exemple, montré que les tests conventionnels de racine unitaire conduisent à interpréter les séries stationnaires en tendance avec un bris structurel comme des séries stationnaires en première différence. Un troisième veine de critique, initiée d'abord par Romer (1991) et systématisée par LPP (1992) et PPL (1993), soupçonne la présence d'un biais d'agrégation dans les résultats sur la persistance des chocs.

Le présent chapitre, qui met en évidence la problématique de la persistance des chocs, survole les différentes approches qui ont fait suite à la contribution de Nelson et Plosser (1982) et tente de mettre l'accent sur la nécessité d'explorer davantage l'approche désagrégée. Malgré des avantages indéniables, cette approche constitue, à notre sens, l'une des approches la moins connue et la moins utilisée par la littérature économique. Selon PPL (1992), l'intérêt de cette approche est qu'elle exploite l'information contenue dans les relations entre les taux de croissance de la production des différents secteurs économiques ainsi que dans les corrélations existant entre les erreurs non anticipées dans la croissance de la production de ces différents secteurs.

1.2 Le cadre de l'analyse

1.2.1 Les composantes d'une série chronologique

Nous avons, dans cette section, résumé le travail de Perron (1992, p. 327-28) quant à la représentation d'une série chronologique. En effet, selon Perron, une série chronologique, y_t , peut être décomposée en une somme de deux éléments ayant des propriétés différentes qui s'écrit :

$$y_t = TD_t + Z_t,$$

où TD_t est la partie déterministe de la série qui est en général une fonction non stationnaire, et Z_t en est la partie stochastique qui a par hypothèse une moyenne nulle.

La partie déterministe de la série est le plus souvent spécifiée comme $TD_t = \mu + \beta t$.

Les tests de persistance (tests de racines unitaires) concernent le comportement de la composante Z_t . Pour des raisons de simplification, la composante Z_t est souvent postulée comme suivant un processus autorégressif et de moyenne mobile (ARMA) de la forme :

$$A(L)Z_t = B(L)\varepsilon_t,$$

où $A(L)$ et $B(L)$ sont des polynômes dans l'opérateur retard L respectivement d'ordre p et q , et le processus stochastique ε_t est une séquence de termes bruits blancs identiquement et indépendamment distribués (i.i.d.).

Afin de saisir toutes les implications de l'hypothèse d'une racine unitaire, Perron a jugé utile de scinder Z_t en

$$Z_t = TS_t + C_t,$$

où TS_t est un processus non-stationnaire, et C_t qui est la composante cyclique est caractérisée par un processus stationnaire de moyenne zéro. Selon lui, si les chocs aléatoires qui affectent TS_t ont un effet permanent sur le niveau de la série y_t , ceux qui touchent C_t peuvent ou non avoir un effet permanent sur le niveau de cette même série.

Perron (1992) définit la fonction de tendance T_t comme suit :

$$T_t = TD_t + TS_t.$$

Ainsi, selon Perron, lorsque la série $y_t (= T_t + C_t)$ est caractérisée par la présence d'une racine unitaire, cela revient à faire l'hypothèse que la composante stochastique non stationnaire de la fonction de tendance, TS_t , n'est pas nulle, et que la composante stochastique Z_t comporte une racine unitaire dans le processus autorégressif. À l'inverse, y_t sera un processus stationnaire en tendance, caractérisé par des fluctuations transitoires, C_t , autour d'une fonction de tendance déterministe, TD_t , si la composante TS_t est nulle quel que soit t . Si TS_t est nulle, la composante stochastique

Z_t est stationnaire et égale à la composante cyclique C_t .

1.2.2 La nécessité de stationnariser les séries en procédant à la première différence

Pour analyser le caractère permanent ou transitoire des chocs sur les séries macroéconomiques, il est d'usage dans la littérature de représenter le logarithme de chaque série, telle que le PNB, comme un processus intégré de moyenne mobile (IMA) avec dérive. En effet, pour tenir compte de l'accroissement dans le temps de la production, il est d'usage de procéder à la première différence dans le logarithme de la série. Si l'on croit qu'une racine unitaire est présente dans la série, le fait de stationnariser la série en effectuant la première différence n'occasionnera pas, selon Campbell et Mankiw (1987a, p. 860), de biais. Autrement dit, il sera possible de trouver peu ou beaucoup de persistance dans cette série macroéconomique de long terme.

Si on suppose, comme le font les tenants de l'approche traditionnelle des cycles, que le PNB ne contient pas de racine unitaire mais qu'il est stationnaire autour d'une tendance déterministe, le fait de procéder à la première différence dans la série ne biaisera pas, toujours selon Campbell et Mankiw (1987a), les conclusions en faveur d'un résultat de persistance excessive. Campbell et Mankiw (1987a, p. 860) affirment que la stationnarité de la série pour laquelle on a effectué la première différence montre qu'un choc inattendu ne changera pas la prévision de la croissance dans un horizon lointain. Cette spécification, qui consiste à analyser les taux de croissance pour tenir compte de l'accroissement des séries à travers le temps, est jugée plus adéquate que celle qui préconise de purger la série de sa tendance (ceci en retranchant de la série la tendance temporelle ou en introduisant dans l'équation de régression la variable temps). En effet, outre que rien n'indique qu'il y a une tendance déterministe à laquelle les séries de production reviennent, l'extraction d'une tendance déterministe d'une série qui contient une racine unitaire a pour résultat de donner une série extrêmement autocorrélée. Comme le soulignent Granger et Newbold (1974), l'utilisation de l'opérateur de différence première, pour stationnariser les séries avant de les utiliser

dans les régressions économétriques, a l'avantage d'empêcher l'obtention de corrélations fictives.

Si on suppose que le logarithme d'une série, donné par y_t , suit un processus linéaire stationnaire en première différence (le taux de croissance de la série est stationnaire), le taux de croissance de cette série peut, dans le cas univarié,⁴ s'écrire sous la forme conventionnelle suivante :⁵

$$\Delta y_t = (1-L)y_t = \beta + A(L)\varepsilon_t = \beta + \sum_{j=0}^{\infty} a_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

où L est l'opérateur retard ; $Ly_t = y_{t-1}$; β est le taux de croissance moyen spécifique à la série ; $A(L) = a_0 + a_1L + a_2L^2 + \dots$ est un polynôme dans l'opérateur retard ; et les ε_t sont des chocs de nature bruits blancs indépendants et de variance constante σ_ε^2 .

Rudebusch (1993, p. 266) mentionne que lorsqu'on utilise la forme de l'équation ci-dessus, la somme des a_j mesure la réponse du modèle à un choc inattendu. Un choc à la période t affectera, selon lui, le taux de croissance de la série à la période $t+j$, Δy_{t+j} , par a_j . Ce choc affectera le niveau de la série à la période $t+j$, y_{t+j} , par $c_j \equiv 1 + a_1 + a_2 + \dots + a_j$. La réponse cumulée à travers le temps, c_j , permet donc, selon Rudebusch (1993), de rendre compte de l'impact d'un choc sur le niveau de la série. Comme la somme des coefficients de $A(L)$, représentée par $A(1)$, indique si un choc sur le taux de croissance de la série est neutralisé dans les années suivantes, la mesure de persistance $A(1)$ est une mesure de la taille de la composante marche aléatoire.

Un estimé de $A(1) = 0$, indique qu'un choc sur le taux de croissance de la série sera complètement neutralisé après un certain nombre d'années. Le niveau de la variable économique, qui n'a été changé que temporairement, retournera à son sentier de croissance tendanciel ; dans un tel cas la série est stationnaire autour d'une tendance déterministe. Un estimé de $A(1) > 0$, signifie qu'un choc sur le taux de croissance

n'est pas complètement neutralisé et que le niveau de la production est affecté de façon permanente. Un estimé de $A(1) = 1$, indique que le taux de croissance de la série est un bruit blanc et que le niveau de la série suit une marche aléatoire. Enfin, un estimé de $A(1) > 1$, caractérise une série qui continue de s'écarter de sa valeur prédite suite à un choc.

1.2.3 Mesures de persistance

Les trois mesures de persistance, communément utilisées dans les modèles univariés pour estimer la taille de la composante marche aléatoire du taux de croissance du PNB réel, sont les suivantes :

1. La mesure obtenue en utilisant la décomposition de Beveridge et Nelson (1981) utilisée par Nelson et Plosser (1982), Harvey (1985), Watson (1986), Clarke (1987). Nelson et Plosser (1982), qui ont combiné un modèle comprenant une composante permanente et une composante temporaire à une fonction d'autocorrélation pour les taux de croissance du PNB, ont conclu à une plus grande importance de la composante permanente par rapport à la composante temporaire. Watson (1986) et Clarke (1987) ont estimé les paramètres du modèle des composantes inobservées par la méthode du maximum de vraisemblance. Ils ont obtenu, en calculant la mesure de persistance, $A(1)$, de Campbell et Mankiw (1987a,b), que les deux composantes permanente et transitoire du PNB américain d'après-guerre ont été importantes.

Nous avons utilisé l'information donnée dans Cochrane (1988, p. 903-904) pour décrire la mesure de persistance reliée à la décomposition de Beveridge et Nelson (1981). Cette décomposition indique que tout processus stationnaire en première différence, peut s'écrire comme suit:⁶

$$y_t = z_t + c_t,$$

où z_t est la composante permanente (marche aléatoire avec dérive) appelée composante tendancielle stochastique; c_t est la composante cyclique temporaire

stationnaire qui n'affecte pas les prévisions de long terme de y_t . La composante permanente, z_t , et la composante cyclique, c_t , de la série y_t , s'écrivent respectivement comme suit :

$$z_t = \beta + z_{t-1} + \left(\sum_{j=0}^{\infty} a_j \right) \varepsilon_t,$$

$$-c_t = \left(\sum_{j=1}^{\infty} a_j \right) \varepsilon_t + \left(\sum_{j=2}^{\infty} a_j \right) \varepsilon_{t-1} + \left(\sum_{j=3}^{\infty} a_j \right) \varepsilon_{t-2} + \dots$$

Dans la décomposition Beveridge et Nelson (1981), la mesure de persistance est donnée par la variance des chocs inattendus dans la composante marche aléatoire. L'importance de la composante marche aléatoire, z_t , peut être mesurée par la variance des chocs inattendus de cette composante, soit $\sigma_{\Delta z}^2$. Cette variance inconditionnelle, $\sigma_{\Delta z}^2$, est le produit de la variance conditionnelle du taux de croissance de la série agrégée, σ_c^2 , avec la mesure de persistance $A(l)$ proposée par Campbell et Mankiw (1987a). La variance des chocs de la composante marche aléatoire, en termes de la représentation (1), peut donc s'écrire comme suit:

$$\sigma_{\Delta z}^2 = \left(\sum_{j=0}^{\infty} a_j \right)^2 \sigma_c^2 = |A(l)|^2 \sigma_c^2.$$

2. La mesure, $A(l)$, que Campbell et Mankiw (1987a) ont proposé dans le cadre des représentations univariées ARMA du taux de croissance du PNB réel trimestriel américain. L'importance de la composante marche aléatoire, z_t , est mesurée par la somme infinie des coefficients du polynôme de retards des moyennes mobiles dans la première différence du PNB, soit $\sum_{j=0}^{\infty} a_j = A(l)$. En effet, la prévision de long terme ou changement dans la composante z_t , en réponse à un choc inattendu dans le PNB, est déterminée par la mesure $A(l)$. Lorsque la série est stationnaire autour d'une tendance déterministe, la valeur de $A(l)$ est égale à zéro. La série sera caractérisée par un processus de marche aléatoire si $A(l)$ est égale à l'unité. Comme l'explique

Cochrane (1988) les valeurs de $A(1) > 1$, obtenues par Campbell et Mankiw (1987a), avec la méthode du maximum de vraisemblance, signifient que la variance des chocs inattendus de la composante marche aléatoire, $\sigma_{\Delta y}^2$, est supérieure à celle de la première différence du PNB, $\sigma_{\Delta y}^2$.

3. Le ratio des variances, $V(k)$, utilisé par Cochrane (1988). Ce ratio des variances est proportionnel à la variance de la croissance cumulée sur un horizon de k années, σ_k^2 , divisée par la variance de la croissance annuelle du PNB, $\sigma_{\Delta y}^2$. Cette mesure de l'effet persistant d'un choc de 1% après $(k-1)$ périodes de temps, qui est robuste à l'hétéroscédasticité et à des termes d'erreurs aléatoires dont la distribution est non normale, s'écrit comme suit :

$$V(k) = \left(\frac{1}{k} \right) \left[\frac{V(y_t - y_{t-k})}{V(y_t - y_{t-1})} \right]$$

où y_t est le logarithme du PNB ; k est le nombre de retards ; V est l'opérateur de variance ; l'expression $\frac{1}{k} V(y_t - y_{t-k}) = \sigma_k^2$ représente $\frac{1}{k}$ fois la variance de la population des k différences de y_t ; le dénominateur du ratio des variances est égal à $\sigma_{\Delta y}^2$.

Krol (1992, p. 157) a interprété les valeurs du ratio des variances de Cochrane. Ainsi, lorsque $V(k) < 1$, cela implique qu'il peut y avoir présence d'un certain nombre de faibles autocorrélations négatives des taux de croissance du PNB pour des horizons éloignés et que les taux de croissance du PNB sont positivement autocorrélés pour des horizons plus rapprochés. Par contre, lorsque $V(k) > 1$, il affirme que cela implique qu'il y a une autocorrélation en série positive importante de ces mêmes taux de croissance pour des horizons éloignés.

Cochrane (1988, p. 906) a montré que la persistance, qui est la variance des chocs inattendus dans la composante marche aléatoire du PNB, est la limite de σ_k^2 quand

$k \rightarrow \infty$.⁷ En effet, sous l'hypothèse que les fluctuations dans la production soient modélisées comme une combinaison d'une série stationnaire et d'une marche aléatoire, le ratio des variances converge vers la fraction de la variance de la croissance de la production qui est due à la composante marche aléatoire lorsque k est élevé.

Si la série y_t est une marche aléatoire pure, Cochrane (1988, p. 898) souligne que la variance des k différences de la série, $V(y_t - y_{t-k})$, croît linéairement avec l'horizon temporel k . Cette variance est égale à $k\sigma_\varepsilon^2$ où σ_ε^2 est la variance des chocs inattendus univariés au processus en première différence. Par contre, selon lui, si la série est stationnaire autour d'une tendance linéaire βt , la variance des k différences dans la série tend vers une constante qui est égale au double de la variance non conditionnelle de la série, soit $2\sigma_y^2$.

Pour corriger le biais à la baisse qui existe dans le ratio des variances, Cochrane (1988) a suggéré de multiplier les résultats de ce ratio des variances par le facteur de correction $\frac{T}{(T-k+1)}$ où T est le nombre d'observations. Sans cette correction, il affirme que $\sigma_k^2 \rightarrow 0$ lorsque $k \rightarrow T$, et ce, quel que soit le processus suivi par la série (marche aléatoire avec dérive ou autre processus).

Plutôt que de spécifier et d'estimer un modèle ARMA pour la série afin d'obtenir un estimé de $\mathcal{A}(l)$, on peut utiliser l'approche de Campbell et Mankiw (1987a, 1987b, 1989) et de Cochrane (1988). Campbell et Mankiw (1987b) ont proposé un estimé non paramétrique, basé sur l'indicateur de persistance de Cochrane. L'estimateur du ratio des variances $V(k)$, qui est un estimé de la somme infinie des autocorrélations échantillonnables dans la première différence en logarithmes de y_t , s'écrit comme suit :

$$\hat{V}(k) = 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \left(\frac{k-j}{k} \right) \hat{\rho}_j,^8$$

où $\hat{\rho}_j$ est la j -ième autocorrélation échantillonnable de la première différence dans la série. Le nombre de retards k doit être suffisamment élevé pour rendre compte d'un

retour à la tendance qui pourrait se produire après un certain nombre d'années. Toutefois, ce nombre de retards doit, dans le cas des échantillons finis, être modérément élevé par rapport à la taille de l'échantillon pour ne pas obtenir un retour à la moyenne excessif et ne pas réduire la puissance du test.⁹

Compte tenu du fait que la mesure de persistance, $V(k)$, de Cochrane (1988) est reliée à celle de Campbell et Mankiw (1987a) par la relation $V(k) = \left(\frac{\sigma_y^2}{\sigma_{\Delta y}^2}\right) [A(l)]^2$, ces deux derniers auteurs ont suggéré d'utiliser l'estimateur non paramétrique de $A(l)$ suivant :

$$\hat{A}(l) = \sqrt{\frac{\hat{V}(k)}{(1 - \hat{\rho}_l^2)}}$$

où $\hat{\rho}_l^2$ est un estimé du pourcentage de la variance de la série pouvant être prédite à partir des informations sur l'histoire passée de la série.

PPL (1993, p. 61) ont affirmé que les trois mesures de persistance mentionnées précédemment sont des façons équivalentes de graduer la densité spectrale de Δy_t à la fréquence $\omega = 0$. Selon eux, Si la fonction de densité spectrale à la fréquence zéro est donnée par $f_{\Delta y}(0)$, et comme $\Delta y_t = \mu + A(L)\varepsilon_t$, il s'ensuit que

$$2\pi f_{\Delta y}(0) = \sigma_\varepsilon^2 A(e^{i0}) A(e^{-i0}).$$

Ils ajoutent que selon que cette fonction de densité spectrale est dégonflée par la variance conditionnelle de Δy_t , σ_ε^2 , ou par la variance inconditionnelle de Δy_t , $\sigma_{\Delta y}^2$, on obtient respectivement la mesure de persistance, $A(l)$, de Campbell et Mankiw (1987a), ou celle de Cochrane (1988), $V(k)$.¹⁰ Dans leur analyse de persistance agrégée et sectorielle, LPP (1992) et PPL (1993) ont, eux aussi, fait usage de la fonction de densité spectrale à la fréquence zéro,¹¹ dégonflée par la variance conditionnelle.

Nous présentons ci-dessous le modèle multisectoriel général des taux de croissance des productions sectorielles utilisé par LPP (1992, p. 344-45) pour l'analyse des fluctuations de la production du Royaume Uni. Ce modèle a pris en compte

plusieurs chocs macroéconomiques explicitement identifiés et des chocs “autres”. Les chocs “autres” comprennent les chocs macroéconomiques indépendants de ceux identifiés explicitement dans l’analyse ainsi que les chocs spécifiques purement aux secteurs. Ce modèle s’écrit comme suit :

$$\Delta y_t = \alpha + D(L)v_t + A(L)\varepsilon_t,$$

où y_t est un vecteur $m \times 1$ de productions sectorielles (y_{it}) (en logarithmes); α est un vecteur $m \times 1$ de constantes qui représentent les taux de croissance moyens spécifiques aux m secteurs économiques ; v_t est un vecteur $p \times 1$ de chocs inattendus dans les variables macroéconomiques identifiées explicitement par le vecteur x_t (ci-après mentionné); p est le nombre de chocs macroéconomiques explicitement identifiés ; ε_t est un vecteur $m \times 1$ de chocs inattendus spécifiques aux secteurs avec une moyenne nulle et une matrice des covariances $\Sigma = (\sigma_{ij})$, supposés représenter la variabilité résiduelle dans Δy_t , non-associée aux chocs macroéconomiques identifiés v_t . Pour que les paramètres du modèle soient identifiés, LPP (1992) ont supposé que la covariance entre les termes d’erreurs liés aux deux types de chocs est nulle ; ce qui implique que $Cov(\varepsilon_t, v_t) = 0$.

Les termes $A(L)$ et $D(L)$ sont des matrices polynomiales de la forme $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} A_i L^i$, et $D(L) = \sum_{i=0}^{\infty} D_i L^i$. Les A_i et les D_i sont respectivement des matrices $m \times m$ et $m \times p$ de coefficients fixes ; où I_m est la matrice identité $m \times m$. Le (i, j) ième élément de $A(L)$ est dénoté par les polynômes de retards $a_{ij}(L)$. Le vecteur des chocs inattendus v_t est défini par

$$x_t = \Gamma z_t + v_t,$$

où Γ est une matrice $p \times k$ de coefficients fixes, et z_t est un vecteur $k \times 1$ de variables prédéterminées. Les chocs inattendus v_t sont des bruits blancs de moyenne zéro et une matrice des covariances $\Psi = (\psi_{ij})$. Le niveau de production agrégée, Y_t , qui est égal à la somme des logarithmes des productions sectorielles, est défini comme

$Y_t = w' y_t = \sum_{i=1}^n w_i y_{it}$ où $w = (w_1, w_2, \dots, w_n)'$ est un vecteur $n \times 1$ de pondérations positives fixes.

LPP ont calculé la mesure de persistance globale agrégée P_Y^2 à partir du modèle général (comprenant les chocs "autres" et les chocs macroéconomiques explicitement identifiés). Cette mesure de persistance est la suivante :

$$P_Y^2 = \frac{w'D(t)\Psi D(t)' w + w'A(t)\Sigma A(t)' w}{w'D(0)\Psi D(0)' w + w'\Sigma w},$$

où le numérateur correspond à la fonction de densité spectrale à la fréquence zéro du taux de croissance de la production agrégée, $2\pi f_{\Delta Y}(0)$; le dénominateur représente la variance conditionnelle du taux de croissance de cette même production agrégée. Les mesures de persistance globales sectorielles sont obtenues en remplaçant le vecteur w par un vecteur sélectionné v dans la mesure de persistance globale agrégée ci-dessus. Dans le modèle multisectoriel général, la mesure de persistance globale P_Y^2 est une combinaison linéaire de la persistance due aux chocs macroéconomiques explicitement identifiés, P_f , et de la persistance due aux chocs "autres", P_0 . Cette mesure de persistance s'écrit comme suit :

$$P_Y^2 = \lambda P_f^2 + (1 - \lambda) P_0^2,$$

où

$$P_f^2 = \frac{w'D(t)\Psi D(t)' w}{w'D(0)\Psi D(0)' w}, \quad P_0^2 = \frac{w'A(t)\Sigma A(t)' w}{w'A(0)\Sigma A(0)' w},$$

et

$$\lambda = \frac{w'D(0)\Psi D(0)' w}{w'D(0)\Psi D(0)' w + w'A(0)\Sigma A(0)' w}.$$

1.3 Les approches en présence

1.3.1 L'approche agrégée

1.3.1.1 L'approche macroéconomique traditionnelle

L'analyse macroéconomique empirique a connu un changement important depuis le début des années 1980 dans la façon de concevoir les cycles et les tendances (croissance). Pour la majorité de la période post-1945 et jusqu'aux quinze dernières années, les théories de la croissance ont été développées largement indépendamment des théories du cycle. En effet, l'approche traditionnelle des cycles économiques a prétendu que la croissance de long terme était stable par rapport à celle de court terme, et que les mouvements dans le PNB réel pouvaient être modélisés comme des fluctuations cycliques temporaires autour d'une tendance déterministe croissante. Selon cette approche, qui attribue toutes les oscillations autour d'une tendance déterministe aux cycles économiques, les effets des chocs inattendus ne sont pas permanents. Un choc qui changerait le PNB actuel de 1% ne provoquerait aucun changement dans le niveau de long terme de la série. Ainsi, dans ce modèle stationnaire en tendance, un choc sur la production a un effet transitoire qui disparaît assez rapidement dès que la production revient à sa tendance.

Dans l'approche traditionnelle, les chocs peuvent être incorporés dans un modèle qui caractérise le logarithme du PNB, y_t , comme suit :¹²

$$y_t = \beta t + \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j \varepsilon_{t-j},$$

où t est le temps ; βt décrit la tendance; les ε_t , qui représentent des chocs inattendus de type bruits blancs, sont des éléments stochastiques qui traduisent les déviations en réponse à diverses influences.

Lorsque les fluctuations de y_t sont transitoires, l'expression $\sum_{j=0}^{\infty} \alpha_j \varepsilon_{t-j}$ est un processus stochastique stationnaire, et les pondérations α tendent vers zéro pour des

valeurs élevées de j . En représentant la production comme un processus stationnaire en tendance, cela implique qu'une baisse (hausse) actuelle du PNB par rapport à la tendance, suite à un choc négatif (positif), n'aura pas d'effet sur les prévisions du niveau de long terme du PNB, $E_t(y_{t+j})$.

Aussi, les partisans de cette vision traditionnelle des cycles ont décomposé la production agrégée en une tendance déterministe (βt) et en une composante cyclique stationnaire, de sorte que toutes les fluctuations agrégées sont des phénomènes de court terme (mouvements transitoires dans le cycle) sans impact sur le comportement de long terme de l'économie (c'est à dire sans changement permanent dans la tendance). Le fait stylisé est que les chocs sur la production se dissipent presque complètement en cinq ans, et que la production finit par revenir à son taux naturel. Kydland et Prescott (1980), Blanchard (1981),¹³ De Long et Summers (1988) ont souscrit à cette vision traditionnelle des cycles en prétendant que le logarithme du PNB réel est décrit comme un processus autorégressif stationnaire autour d'une tendance déterministe. De telles conclusions corroborent les modèles keynésiens du cycle qui prétendent que les fluctuations cycliques provoquées par des chocs de la demande agrégée ont des effets transitoires.

1.3.1.2 La remise en cause de l'approche traditionnelle

Dans les années 1980, des études, aussi bien théoriques qu'empiriques, ont montré que les fluctuations économiques affectent le comportement de la tendance et du cycle. La remise en question de l'approche macroéconomique traditionnelle a été en partie motivée par les développements dans l'économétrie des séries chronologiques non stationnaires (Dickey et Fuller, 1979, 1981). Dans une des premières tentatives d'utilisation de ces nouvelles techniques sur séries chronologiques macroéconomiques, Nelson et Plosser (1982) ont prétendu que la plupart de ces séries ne sont pas stationnaires autour d'une tendance déterministe mais stationnaires en différence. Ceci revient à dire qu'il pourrait exister une racine unitaire dans la représentation autorégressive du PNB réel, et que la tendance devrait être modélisée comme une marche aléatoire avec une dérive.

Dès lors qu'une série est représentée par un processus stationnaire en différence, ceci implique que la série pourrait comporter une racine unitaire et qu'un choc sur cette série affectera son niveau de façon permanente. À la différence du processus stationnaire autour d'une tendance déterministe, où la tendance est une ligne droite (fixée), dans cette nouvelle approche la tendance de long terme du processus stationnaire en différence est une tendance stochastique. Aussi, la majorité des fluctuations de la production représentent des déplacements permanents de la tendance plutôt que des mouvements transitoires dans le cycle. De plus, dans ce modèle, l'effet d'un choc stochastique sur le niveau de la série persiste indéfiniment car le choc change la composante tendancielle et affecte le niveau de la production pour toutes les périodes futures. En effet, un choc positif (négatif) sera suivi par une période de croissance plus élevée (plus faible) que la croissance moyenne.

1.3.1.2.1 Le cas univarié

Dans cette nouvelle approche sur le comportement des séries agrégées qui traite les changements dans la production comme un processus stationnaire, le taux de croissance de la série y_t peut s'écrire sous la forme normative donnée dans l'équation

(1). Dès lors que l'on écrit y_∞ comme $y_t + \sum_{j=1}^{\infty} \Delta y_{t+j}$, la prévision de long terme de

l'économie est affectée par les anticipations de tous les changements futurs dans la production. Si les chocs qui affectent l'économie n'ont pas tendance à revenir à zéro, alors l'histoire du processus, autrement dit les événements historiques, est importante pour prédire le niveau de long terme de la production (voir Nelson et Plosser 1982, p. 142 et Durlauf 1989, p. 73).

Nelson et Plosser (1982) ont prétendu que la série annuelle du PNB réel américain de la période 1909-1970 est bien représentée comme un processus stationnaire en différence. Les résultats de leurs tests ont montré que, dans la plupart des séries macroéconomiques américaines qu'ils ont analysé, la tendance stochastique domine la tendance déterministe. Ceci revient à dire que les chocs qui ont affecté ces séries ont eu des effets plus ou moins permanents sur le niveau de la production.

Même si ces deux auteurs reconnaissent qu'il peut y avoir plus d'un type de chocs (des chocs permanents mais aussi des chocs transitoires), ils ont attribué la plus grande partie des fluctuations économiques aux effets des chocs qui affectent la composante stochastique non stationnaire de la série.

Si un consensus semble exister quant à la persistance des fluctuations dans la production, les questions associées à l'ampleur et aux raisons de cette persistance sont loin de soulever l'unanimité. Diebold et Nerlove (1990, p. 38), Durlauf (1989, p. 71) ont prétendu que la question du degré de persistance des changements dans la production, suite à un choc inattendu, est plus importante que celle de la présence d'une racine unitaire. Campbell et Mankiw (1987a, p. 859) ont affirmé qu'une proportion importante des fluctuations de la série de production agrégée peut être attribuée à des chocs ayant des effets temporaires, et ce, même si la série contient une racine unitaire. Durlauf (1989, p. 73) a prétendu que la persistance dans la production agrégée ne donne aucune indication sur son importance relative en tant que composante des fluctuations totales. En effet, si une très forte proportion de la variance dans Δy_t est attribuée à des changements qui reviennent à la moyenne, il ne serait pas intéressant de s'attarder sur la tendance stochastique.

Les estimés des mesures de persistance obtenus dans la littérature pour le PNB américain diffèrent selon la procédure d'estimation et les données utilisées.¹⁴ En utilisant une approche Dickey-Fuller modifiée, Perron et Phillips (1987), Schwert (1987), Perron (1988) ont obtenu les mêmes conclusions que Nelson et Plosser (1982). Campbell et Mankiw (1987a,b), ont souligné que la persistance est correctement mesurée par l'impact de long terme d'un choc inattendu sur le niveau de la série. Sur la base d'une représentation ARMA du taux de croissance du PNB réel d'ordres faibles, ARMA(2, 2), estimée avec des données trimestrielles ajustées pour la saisonnalité pour la période 1947-1985, Campbell et Mankiw (1987a) ont montré qu'un choc inattendu sur le PNB réel de 1% aujourd'hui a pour effet de modifier la prévision du PNB de long terme de plus de 1%. Même s'ils ont en conclu que le comportement du PNB américain a été dominé par une tendance stochastique, leur analyse fait ressortir

certaines évidences d'une dynamique de court terme. Cette dynamique de court terme fait que même si le PNB n'a pas été une marche aléatoire avec dérive, les chocs qui ont affecté le PNB ont tout de même été largement permanents.

Les estimés de Campbell et Mankiw (1987a) ont indiqué que les chocs sur le PNB ont été amplifiés, de sorte que la variabilité de long terme a été plus élevée que celle de court terme. Harvey (1985), qui a utilisé des données annuelles pour la période 1948-1970, a obtenu la même conclusion que Campbell et Mankiw (1987a) avec un modèle qui décompose le PNB réel en deux composantes indépendantes : une composante tendancielle (non stationnaire permanente) et une composante cyclique (stationnaire transitoire). Watson (1986) et Clark (1987)¹⁵ ont obtenu, par contre, des estimés plus faibles de la persistance en utilisant la même approche des composantes inobservées que Harvey (1985) mais avec des données similaires à celles utilisées par Campbell et Mankiw (1987a).

L'estimé de persistance de Clark (1987) et celui de Watson (1986), suggère qu'un choc inattendu qui changerait le PNB de 1% conduirait à un changement d'environ 0,6% dans la production de long terme. Les estimés des paramètres du modèle de Clarke ont montré que plus de la moitié du choc inattendu dans l'activité économique américaine peut être attribuée à une composante cyclique stationnaire qui persiste jusqu'à cinq années. Cochrane (1988), qui a utilisé une procédure non paramétrique, a abouti au résultat qu'il y a eu une relative stabilité de la croissance de long terme. Il a montré qu'une faible proportion de la variance du taux de croissance du logarithme du PNB réel per capita annuel de la période 1869-1986 peut être attribuée à la présence d'une racine unitaire.

À l'inverse de Campbell et Mankiw (1987a), Cochrane (1988) a montré qu'il y a eu un degré considérable de retour à la tendance dans la production américaine qui s'est effectué, toutefois, après plusieurs années. Il a constaté aussi qu'un modèle AR(2) autour d'une tendance déterministe ou encore un processus ARMA stationnaire en différence avec une composante marche aléatoire très faible ajuste mieux les données

que ne le font certains modèles de racines unitaires. De Long et Summers (1988) ont, quant à eux, rejeté l'hypothèse nulle que le PNB américain est une marche aléatoire.

1.3.1.2.2 Le cas multivarié

Étant donné que les estimés de la mesure de la persistance obtenus dans les diverses études ci-dessus mentionnées ont été basés sur des représentations univariées du PNB réel américain, il est difficile de savoir quel a été le degré de persistance des chocs sur la production. Des estimés de la mesure de la persistance ont également été obtenus dans un contexte multivarié par Campbell et Mankiw (1987b), Shapiro et Watson (1988), Clark (1989), Evans (1989), Blanchard et Quah (1989). Tous ces auteurs ont incorporé de l'information donnée dans d'autres variables que le PNB réel pour obtenir un estimé plus fiable de la composante marche aléatoire dans le PNB. Ainsi, Evans (1989), Campbell et Mankiw (1987b) ont préconisé l'utilisation des données sur le chômage car elles incluent de l'information pertinente pour l'analyse de la persistance dans la production. Selon PPL (1993, p. 58), cette information proviendrait, comme le prétend Evans, d'une part des interactions entre le taux de croissance de la production et les variations du chômage, et d'autre part de l'existence d'une corrélation contemporaine négative importante entre les chocs inattendus dans le taux de croissance de la production et du chômage.

Campbell et Mankiw (1987b) ont, quant à eux, utilisé le taux de chômage pour décomposer les fluctuations dans la production en une composante cyclique (associée aux fluctuations cycliques transitoires), et en une composante tendancielle (associée à la croissance de long terme persistante). Cette décomposition des fluctuations du PNB réel de l'après-seconde guerre mondiale leur a permis de calculer des mesures de persistance pour chacune de ces deux composantes. Pour mener leur analyse, ils ont fait deux hypothèses : i) la composante cyclique et la composante persistante ne sont pas corrélées ; ii) la composante cyclique est corrélée avec les changements dans le taux de chômage tandis que la composante tendancielle ne l'est pas. Cette décomposition des fluctuations a été effectuée en régressant le taux de croissance du logarithme du PNB réel sur le taux de chômage courant stationnarisé, et sur des variantes du PNB

réel. La valeur estimée de la régression est considérée par ces auteurs comme une mesure du changement dans la composante cyclique de la série, tandis que le résidu est considéré comme étant une mesure du changement dans la composante tendancielle.

Les résultats des mesures de persistance de Campbell et Mankiw (1987b) ont indiqué que, lorsque le taux de chômage est utilisé comme mesure du cycle, il est difficile de rejeter l'idée que la série du PNB réel trimestriel de l'après-seconde guerre mondiale a affiché autant de persistance qu'une marche aléatoire avec dérive. Compte tenu du fait que les données sont un ensemble fini, Campbell et Mankiw ont ajouté qu'il pourrait éventuellement se produire un retour du PNB à sa tendance mais après plusieurs années seulement. D'autre part, leurs résultats ont indiqué que l'évidence d'une différence significative de persistance entre la composante cyclique et la composante tendancielle est difficile à établir. En effet, ils ont montré que les mouvements cycliques, qu'ils interprètent comme provenant de la demande, n'ont pas été plus enclins à montrer moins de persistance que les autres fluctuations de la production, qu'ils interprètent comme provenant de l'offre. En fait, ils ont montré que les mouvements cycliques ont même été modérément plus persistants que les mouvements non corrélés avec le chômage.¹⁶

LPP (1992) et PPL (1993) ont utilisé de l'information de nature différente de celle considérée par Campbell et Mankiw (1987b) pour analyser la persistance dans la production agrégée. En effet, ils ont eu recours aux taux de croissance des productions sectorielles pour générer un estimé qu'ils jugent plus fiable.

1.3.1.2.3 Comparaisons internationales

La question de la persistance a aussi été abordée dans les comparaisons internationales. Stulz et Wasserfallen (1985), sur la base de données trimestrielles du PNB d'après-guerre de cinq pays industrialisés, ont confirmé les résultats de Nelson et Plosser (1982) en montrant que le modèle de la marche aléatoire avec dérive est difficile à rejeter. De même, Campbell et Mankiw (1989), en utilisant le ratio des variances de Cochrane (1988), ont montré que les fluctuations du PNB réel trimestriel

de l'après-seconde guerre mondiale ont été persistantes dans six des sept pays qu'ils ont considéré (dont le Canada). À l'inverse, Clarke (1989), sur la base de données trimestrielles du PNB réel de l'après-seconde guerre mondiale, a montré que les fluctuations ont été transitoires et que les séries revenaient à leur tendance. Kormendi et Meguire (1990) et Cogley (1990), qui ont analysé, respectivement, la question de la non-stationnarité des séries chronologiques de la production annuelle de douze et de neuf pays de l'OCDE pour la période 1871-1985,¹⁷ ont obtenu qu'il pourrait y avoir présence d'une racine unitaire dans les séries.

Cogley (1990) a analysé la stabilité de la croissance de long terme par rapport à la croissance de court terme en utilisant des extensions du ratio des variances de Cochrane (1988) corrigé par le facteur de biais à la baisse.¹⁸ Pour la majorité des huit pays considérés, autres que les États-Unis, Cogley a obtenu des estimés du ratio de variance largement supérieurs au ratio de 1/3 obtenu par Cochrane (1988) pour les États-Unis.¹⁹ En effet, la moyenne simple des estimés des ratios des variances, obtenue par Cogley (1990, tableau 2), est égale à 1,6, ce qui indique que pour la majorité des pays une proportion importante des fluctuations d'une année à l'autre persiste dans le temps.

Kormendi et Meguire (1990) ont cherché à savoir si le logarithme du PNB per capita réel annuel dans chacun des douze pays contenait une racine unitaire. Pour ce faire, ils ont utilisé une approche un peu différente de celle de Cochrane (1988), soit la méthode du variogramme normalisé (*scaled variogram*). Comme Cogley (1990), ils ont obtenu que pour la majorité des pays (exceptés les États-Unis pour lesquels l'estimé du variogramme est le plus faible), les estimés des variogrammes du PIB réel per capita ont été élevés (≥ 1 pour la plupart des pays). Un tel résultat indique qu'il pourrait y avoir présence d'une racine unitaire dans les séries. Ils ont conclu aussi qu'une représentation ARIMA (3,1,0) est très souvent un modèle plus probable pour les données qu'un modèle stationnaire AR(3) autour d'une tendance déterministe.

1.3.1.3 Changements structurels dans la fonction de tendance et tests de stationnarité

1.3.1.3.1 Le cas d'un bris structurel

a) La date du bris est exogène

Perron (1989) a remis en cause les affirmations de Nelson et Plosser (1982). Il a montré que, pour 11 des 14 séries chronologiques analysées par ces derniers, l'hypothèse nulle de racine unitaire peut être rejetée avec un niveau de confiance élevé. Kwiatkowski et al. (1992) ont appliqué leur test KPSS aux données de Nelson et Plosser (1982). En testant l'hypothèse de stationnarité contre l'hypothèse alternative de racine unitaire, ils ont montré que seulement 5 des 14 séries ne sont pas stationnaires en tendance (production industrielle, prix à la consommation, salaires réels, vélocité, prix commun des actions). Perron en a conclu que les fluctuations ont été stationnaires autour d'une fonction de tendance déterministe, et que seuls des chocs majeurs exogènes ont eu un effet permanent sur les variables macroéconomiques. Ainsi, les séries sont des processus stationnaires en tendance si l'on permet un changement structurel (dû à un bris exogène) dans le niveau, dans la pente (ou dans les deux) de la fonction de tendance T_t . En identifiant correctement le bris structurel qui existe à l'intérieur de l'échantillon, il affirme qu'on élimine du coup la non-stationnarité et l'impact du bris sur les données.

Perron (1989) a rejeté la conclusion de certains économistes qui, en utilisant les tests DFA, ont affirmé qu'il y a eu présence d'une racine unitaire dans les séries chronologiques. Selon Perron, le fait de ne pas pouvoir rejeter l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire ne signifie pas que les séries en comportent une mais plutôt que les données sont stationnaires autour d'une tendance segmentée. L'argument invoqué par Perron (1989) est que des chocs non fréquents, tels que la grande dépression de 1929 et le choc pétrolier de 1973, ne représentent pas la réalisation d'un processus stochastique donné, mais sont des chocs exogènes. L'hypothèse nulle de racine unitaire (autrement dit les chocs sont fréquents) devrait, selon lui, être testée contre l'hypothèse alternative de tendance segmentée (autrement

dit les chocs ne sont pas fréquents) en permettant que sous les deux hypothèses il y ait présence d'un bris, à un point connu dans le temps, dans le niveau (ordonnée à l'origine) et/ou dans le taux de croissance (pente) de la fonction de tendance.

La procédure de Perron (1989) a consisté à estimer par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) l'équation de régression Dickey Fuller augmentée des retards dans les taux de croissance de la production. La particularité de la méthode de Perron (1989) est que l'équation de régression inclut un changement dans le niveau et/ou dans la pente de la fonction de tendance. L'équation de régression estimée (avec la série exprimée en logarithmes) utilisée par Perron (1989, régression 14, modèle C) pour effectuer les tests DFA s'écrit comme suit :²⁰

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t + \hat{\beta}t + \hat{\gamma} DT_t + \hat{d}D(T_B)_t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}_i \Delta y_{t-i} + \hat{e}_t, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

où $DU_t = DT_t = 0$ si $t \leq T_B$, alors que $DU_t = 1$ et $DT_t = t$ si $t > T_B$. De plus, on a que $D(T_B)_t = 1$ si $t = T_B + 1$ et 0 autrement.

Sous le modèle C, qui inclut un changement soudain dans le niveau de la série suivi par un sentier de croissance différent, Perron (1989) a testé deux hypothèses. Dans l'hypothèse nulle, il pose $D(T_B)_t = 1$ si $t = T_B + 1$ et 0 autrement; $DU_t = 1$ si $t > T_B$ et 0 autrement. Dans l'hypothèse alternative, il pose $DT_t^* = t - T_B$ et $DT_t = t$ si $t > T_B$ et 0 autrement. Les deux hypothèses H_0 et H_1 , testées, s'écrivent comme suit :²¹

$$H_0 : \begin{cases} y_t = \mu_1 + y_{t-1} + e_t, & \text{si } t \leq T_B, \\ y_t = \mu_2 + dD(T_B)_t + y_{t-1} + e_t, & \text{si } t > T_B, \end{cases}$$

où T_B est la date du bris ($t < T_B < T$);

$$H_1 : \begin{cases} y_t = \mu_1 + \beta_1 t + e_t, & \text{si } t \leq T_B, \\ y_t = \mu_2 + (\beta_1 - \beta_2)T_B + \beta_2 t + e_t, & \text{si } t > T_B. \end{cases}$$

Le test de racine unitaire consiste à tester le coefficient estimé $\hat{\alpha} = 1$ et à comparer le $t_{\hat{\alpha}}(\lambda)$ calculé, associé au coefficient estimé α dans l'équation de régression, à la valeur

critique $t(\lambda)$ avec $\lambda = \frac{T_B}{T}$.²²

Ainsi, pour Perron (1989), seuls certains chocs exogènes importants, tels que la dépression de 1929 et le choc pétrolier de 1973, ont eu des effets permanents sur de nombreuses séries macroéconomiques. L'exogénéité des chocs s'explique par le fait qu'ils ne sont pas une réalisation d'un processus stochastique donné ; on ne teste pas la présence d'un changement structurel. En modélisant ces chocs comme exogènes et en les prenant en compte dans l'équation de régression, leur influence est soustraite de la fonction de bruit, et cela conduit généralement à un rejet de l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire.

b) La date du bris est endogène

La méthodologie de Perron (1989), dans laquelle les discontinuités sont considérées comme des chocs exogènes et qui traite la date du bris structurel, T_B , comme connue d'avance, a fait l'objet de critiques. Christiano (1988) a suggéré de traiter le bris structurel de façon endogène, autrement dit en corrélation avec les données. Il a montré qu'il n'y a pas eu d'évidence d'un bris de tendance dans le PNB trimestriel américain de l'après-seconde guerre mondiale. Dans le même ordre d'idées que Christiano (1988), Zivot et Andrews (1992) ont proposé une approche alternative à celle de Perron (1989), basée sur une recherche récursive des discontinuités endogènes en chaque point de la période échantillonnale. L'équation de régression de Zivot et Andrews, estimée par la méthode des MCO, permet de déterminer la date du bris structurel ; ici non seulement le nombre de retards mais aussi la date du bris structurel sont déterminés en corrélation avec les données.

Cette équation qui, à la différence de celle de Perron (1989), ne comporte pas de variable binaire associée au bris $D(T_B)_t$, peut s'écrire comme suit :²³

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta} DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\epsilon}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\epsilon}_t,$$

où

$$DU_t = \begin{cases} 1 \text{ et } DT_t = t & \text{si } t > T_B \\ 0 & \text{autrement,} \end{cases}$$

avec $\hat{\lambda} = \frac{T_B}{T}$ choisi de telle sorte à minimiser la statistique t calculée (à une aile) pour le test $\alpha = 1$ et ce, à travers $T - 2$ régressions.

Ainsi, l'approche de Zivot et Andrews (1992), qui permet d'effectuer des tests de changements structurels conjointement avec des tests de stationnarité, consiste à estimer $T - 2$ équations de régression avec λ compris entre $\frac{2}{T}$ et $\frac{(T-1)}{T}$, et à choisir l'année de bris estimée qui minimise la statistique t pour le test $\alpha = 1$ à travers ces $T - 2$ régressions. Cette statistique calculée t est alors comparée avec la valeur critique reportée dans Zivot et Andrews (1992, p. 4). Dans l'analyse de Andrews et Zivot (1992), comme dans celle de Perron (1989), la procédure des tests de racines unitaires consiste dans l'hypothèse nulle que la série a une racine unitaire (processus intégré avec dérive), et dans l'hypothèse alternative que la série est stationnaire autour d'une tendance déterministe avec une discontinuité dans la pente et/ou dans le niveau.

c) Une évaluation des différentes approches

En utilisant différentes sources du PNB canadien pour la période 1870-1985, Serletis (1992) a comparé les résultats obtenus avec les méthodes de Perron (1989), Zivot and Andrews (1992) et Cochrane (1988). L'estimation, par Serletis (1992, tableaux 3 et 4), de l'équation de régression DFA pour chacune des séries de production pour les deux sous-périodes échantillonales, pré-1929 et post-1929, a montré que : i) pour les deux séries d'Urquhart (1988) du PNB réel et du PNB per capita, ainsi que pour la série du PIB réel per capita de Maddison (1982), il ne peut rejeter l'hypothèse de racine unitaire avant-1929 mais qu'à l'inverse il le peut après 1929; ii) pour la série du PIB réel de Maddison, l'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour les deux sous-périodes considérées. De tels résultats rejoignent la thèse de Perron (1989). Selon Serletis (1992), la prise en compte de la grande dépression de 1929 dans la période échantillonnale totale (1870-1985) est à l'origine du résultat selon

lequel les quatre séries de production de la période 1870-1985 ne sont pas stationnaires en tendance.

Pour déterminer le degré de persistance dans les séries de production canadiennes, Serletis (1992) a aussi utilisé le ratio des variances de Cochrane (1988) non corrigé par le facteur de biais $\frac{T}{(T-k+1)}$ pour toute la période échantillonnale et pour les sous-périodes pré et post-1929. L'estimé du ratio des variances pour 30 retards, soit $V(30)$, pour chacune des séries et pour la période 1870-1985, s'élève approximativement à 0,60. Un tel résultat signifie que l'expression $\frac{1}{k}V(y_t - y_{t-k})$ représente 60% de la variance de la première différence de y_t . En d'autres termes, l'effet persistant d'un choc actuel de 1% sur le PNB après 29 années sera de 0,6%, ce qui indique que la taille de la composante marche aléatoire est assez large. Serletis a, toutefois, souligné que comme k est élevé, l'écart type associé à l'estimé du ratio des variances, pour les quatre séries, est large, ce qui altère la précision de la mesure de la composante marche aléatoire. En calculant le ratio des variances pour les sous-périodes pré et post-1929, Serletis a montré que celui-ci baisse de façon dramatique pour ces deux sous-périodes ; il en conclue que la composante marche aléatoire est faible lorsque la période de la grande dépression n'est pas prise en compte dans la période échantillonnale.

Serletis (1992, tableau 5) a aussi utilisé la procédure de Perron (1989). Pour tester l'hypothèse nulle de racine unitaire, il a incorporé un bris exogène en 1929 pour la période 1870-1985. Sous cette approche, le résultat du test DFA montre que l'hypothèse de racine unitaire H_0 peut être rejetée dans toutes les séries agrégées considérées. Ce résultat lui permet d'affirmer que seul le choc associé à la grande dépression de 1929 a eu un impact permanent sur le niveau de long terme de la production canadienne.

Pour tester la robustesse des résultats obtenus avec la méthode de Perron (1989), Serletis (1992), qui a utilisé l'équation de régression suggérée par Zivot et Andrews

(1992), a estimé la date du bris structurel et tester l'hypothèse de racine unitaire. Serletis a obtenu un résultat légèrement différent de celui de Perron (1989) pour ce qui est de la date du bris. En effet, la date estimée du bris structurel ($\hat{T}_B = T\hat{\lambda}$) qui minimise la statistique t à travers les $T - 2$ régressions, pour tester $\alpha = 1$, varie selon les séries utilisées. La date du bris est l'année 1928 pour les séries d'Urquhart (1988) et pour la série du PIB réel per capita de Maddison (1982), et l'année 1929 pour la série du PIB réel de Maddison (1982). Toutefois, le fait d'avoir endogénéisé la procédure de détermination de l'année du bris a confirmé, selon Serletis, les conclusions obtenues avec l'approche de Perron (1989) : à savoir que les séries sont stationnaires en tendance.

Serletis (1994) a utilisé la même démarche et la même période échantillonnale que dans son étude de 1992 pour analyser la persistance dans la production de 10 pays industrialisés.²⁴ Les tests DFA effectués pour les divers pays, ont montré que l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée. Ce résultat est conforme à la théorie selon laquelle la plupart des séries sont caractérisées par une non-stationnarité stochastique, que la plupart des chocs sur la production sont permanents, et que la production n'a pas tendance à revenir à son sentier de croissance tendancielle initial. L'utilisation par Serletis (1994) de l'approche de Perron (1989), en déterminant comme Zivot et Andrews (1992) la date du bris structurel de façon endogène, a montré que l'hypothèse nulle de racine unitaire peut être rejetée, excepté pour la Norvège et la Suède. Serletis explique le non-rejet de l'hypothèse nulle, en utilisant les tests DFA, par le fait que les données sont stationnaires autour d'une tendance segmentée.²⁵ Serletis (1992, 1994) a montré que, au Canada et dans le reste des pays considérés, le modèle de racine unitaire ne peut être rejeté si l'on attribue la même importance aux chocs majeurs, tels que la grande dépression de 1929, qu'à n'importe quels autres chocs. Au contraire, il souligne que le modèle de racine unitaire est rejeté si les chocs majeurs sont traités différemment.

Cribari-Neto (1994, p. 438) a fait trois remarques sur l'approche de tendance segmentée : i) cette approche utilisée en déterminant la date du bris de façon endogène

(Zivot et Andrews, 1992) est intéressante mais s'avère restrictive puisqu'elle ne permet qu'un seul bris dans la tendance ; ii) à la différence de l'approche de marche aléatoire, cette approche déterministe occulte l'incertitude quant aux fluctuations futures dans la production. En effet, cette approche ne prend pas en ligne de compte le caractère aléatoire du moment de génération des chocs persistants importants ; iii) cette approche, qui permet de tester la présence d'une racine unitaire dans la série, ne mesure pas le degré de persistance des chocs inattendus. La présence d'une racine unitaire est, en effet, compatible avec peu ou beaucoup de persistance des chocs inattendus.

Cribari-Neto (1994) a aussi examiné la question de la persistance des chocs inattendus à partir des données du PNB réel d'Urquhart (1988) pour la même période échantillonnale que Serletis (1992) et Cogley (1990). Pour ce faire, il a utilisé l'estimateur du ratio des variances de Cochrane (1988), pour vingt retards, corrigé par le facteur de biais. Les estimés de cette mesure de persistance ont été supérieurs à l'unité pour la plupart des retards. Pour tester l'hypothèse nulle que la production a suivi un processus similaire à celui d'une marche aléatoire, Cribari-Neto (1994, tableau 1) a fait usage du ratio des variances standardisé.²⁶ Cribari-Neto a obtenu deux résultats. Premièrement, les chocs ont été très largement persistants, ce qui implique, selon lui, que les mouvements dans la tendance (stochastique) expliquent les mouvements dans la production, et que les cycles économiques au Canada ont été vraisemblablement moindres que ce que prétendent les partisans de l'approche traditionnelle. Deuxièmement, pour la plupart des retards considérés (exceptés pour les six premiers), il montre qu'il n'a pas été possible de rejeter l'hypothèse que le PNB a suivi un processus similaire à celui d'une marche aléatoire, ce qui signifie qu'un choc de 1% sur le PNB va changer la prévision de long terme de cette série approximativement par le même pourcentage.

Pour tester si la série de la production a effectivement suivi un processus de marche aléatoire, Cribari-Neto (1994, tableau 2) a calculé deux statistiques qui permettent d'appliquer le test de Pormanteau.²⁷ Le calcul de ces statistiques pour vingt autocorrélations, pour la période 1870-1985, lui a permis de rejeter l'hypothèse de marche aléatoire. Par contre, l'hypothèse d'une marche aléatoire avec dérive constante (autrement dit un taux de croissance de long terme constant) n'a pas pu être rejetée pour les sous-périodes 1870-1928 et 1943-1985. Cribari-Neto (1994, p. 443) a expliqué le rejet de l'hypothèse de marche aléatoire pour toute la période échantillonnale par l'existence de mouvements atypiques dans le PNB entre 1929 et 1942. En effet, il montre par l'examen du taux de croissance moyen et des écarts types du PNB en différence, pour la période 1870-1985 et pour les sous-périodes 1870-1928, 1929-1942 et 1943-1985, que le taux de croissance moyen a été le même ; il y a eu par contre substantiellement plus de volatilité dans la période 1929-1942.

Si on compare les résultats obtenus par Durlauf (1989) pour les États-Unis, avec ceux obtenus par Cribari-Neto (1994) pour le Canada, la série du PNB apparaît avoir évolué de façon similaire à travers le temps. De tels résultats ont amené Cribari-Neto à conclure que les fluctuations de la production canadienne (exceptés celle de la sous-période 1929-1942) ont été causées par une accumulation de chocs économiques (dont le boom du blé qui a été, selon lui, un mouvement ascendant au même titre que les autres chocs positifs) et non par des mouvements cycliques. À la différence de Inwood et Stengos (1991), Cribari-Neto (1994) a attribué les fluctuations du PNB canadien (excepté pour la période de la grande dépression de 1929) à des mouvements dans la tendance stochastique et donc à des facteurs de long terme.

Zelhorst et De Haan (1994) ont remis en cause les conclusions de Cogley (1990) et de Kormendi et Meguire (1990) qui ont prétendu que la stabilité relative de la croissance de long terme est unique aux États-Unis. Pour ce faire, ils ont effectué, pour la période 1870-1985, des tests de racines unitaires en utilisant la même méthode non paramétrique et le même ensemble de pays que Kormendi et Meguire (1990) mais en prenant en compte un choc exogène. Zelhorst et de Haan (1994, p. 24) ont affirmé

que les résultats obtenus par Kormendi et Meguire (1990) sont dus à l'hypothèse de constance du processus qui génère les données. Ils ont montré que si le véritable processus qui génère les données s'avérait être stationnaire autour d'une tendance segmentée, les estimés obtenus par Kormendi et Meguire seraient trop élevés.

Préalablement à l'estimation du variogramme normalisé pour chacun des pays, Zelhorst et De Haan (1994) ont déterminé la date du bris structurel de façon endogène à partir d'un modèle qui permet un changement dans la moyenne et dans le taux de croissance de la tendance déterministe du processus. L'utilisation d'une approche de tendance segmentée est dictée, selon eux, par le fait que la fonction de tendance dépend de fondements économiques de long terme qui changent rarement. Toutefois, ils ont ajouté que cela ne signifie pas que les différentes séries peuvent être modélisées comme des fluctuations stationnaires autour d'une fonction de tendance segmentée complètement déterministe. Le modèle de tendance segmentée est, selon eux, une façon de rendre compte qu'il y a quelquefois des chocs fortement persistants mais que le reste des chocs l'est beaucoup moins. Ainsi, si Zelhorst et De Haan (1994, p. 29) ont reconnu qu'il y a présence d'une racine unitaire dans les diverses séries de production, ils ont montré que la taille de la composante de racine unitaire a été substantiellement moindre que ce qu'ont obtenu Kormendi et Meguire (1990) dans leur analyse.

De Haan et Zelhorst (1993) ont aussi effectué des tests de racines unitaires dans le logarithme du PIB per capita pour la période échantillonnale 1870-1989. Pour ce faire, ils ont utilisé la méthode de Perron (1989, modèle C) pour les douze pays de L'OCDE considérés dans leur analyse de 1994 en prenant en compte la critique de Christiano (1988). Ils ont montré que l'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour neuf pays (dont le Canada, les États-Unis et le Royaume Uni) sur les douze considérés.

1.3.1.3.2 Le cas de plusieurs bris structurels

L'approche de Perron (1989), qui ne considère qu'un seul bris structurel, a été étendue au cas d'une économie qui a connu plusieurs bris au cours de son histoire.

Pour analyser les discontinuités dans le niveau et dans le taux de croissance de la fonction de tendance du PNB et de l'investissement en termes réels, Inwood et Stengos (1991) ont utilisé les estimés d'Urquhart (1986, 1988) pour la période 1870-1985. Préalablement à l'analyse de ces séries, les auteurs ont, pour identifier les changements dans la fonction de tendance, établi avec un certain degré de confiance l'exogénéité des événements qui ont potentiellement affecté de façon permanente l'économie canadienne. Compte tenu du fait que l'économie enregistre simultanément des changements dans le cycle et dans la tendance, ils ont tenté d'identifier les changements dans le taux de croissance tendanciel. Selon eux, quatre événements importants ont affecté le taux de croissance tendanciel de l'économie canadienne : le boom du blé, les deux guerres mondiales, et le choc pétrolier de 1973. Inwood et Stengos ont utilisé l'approche de la tendance segmentée de Perron (1989) pour effectuer des tests DFA sous le modèle de changement dans le niveau et dans la pente de la fonction de tendance. Ils ont montré que le boom du blé (1896) et les deux guerres mondiales ont été les seuls chocs exogènes ayant occasionné des bris structurels dans le taux de croissance tendanciel de la série. Ceci implique, selon eux, que seuls ces trois chocs ont eu des effets persistants sur le niveau de long terme de la production canadienne.

Inwood et Stengos (1991, tableau 1) ont effectué un test de l'hypothèse de racine unitaire dans la série du PNB réel et de l'investissement réel (exprimés en logarithmes), successivement en présence d'un choc et d'une combinaison de deux ou de trois chocs exogènes dans le niveau et dans le taux de croissance de la fonction de tendance. Dans l'étape préliminaire, Inwood et Stengos (1991) ont effectué les tests DFA avec la méthode des MCO sans introduire de bris structurel dans l'équation de régression de chacune des deux séries. Ils ont obtenu un non-rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire, et le résultat que des chocs tels que le boom du blé et/ou la 1ère guerre mondiale et/ou la seconde guerre mondiale et/ou le choc pétrolier de 1973, ont affecté l'économie canadienne.

En introduisant un seul bris à la fois dans l'équation de régression, Inwood et Stengos (1991) ont constaté que cela a fait augmenter la valeur calculée de la statistique t pour le test $\alpha = 1$, par rapport à la situation précédente où aucun bris n'avait été introduit. Cependant, cette augmentation a été insuffisante pour pouvoir rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. Ceci indique, selon les auteurs, qu'en plus du choc pris en ligne de compte, d'autres chocs exogènes ont eu des effets permanents sur l'économie canadienne. Ils ont montré que seule la combinaison formée des trois bris structurels : boom du blé, première guerre mondiale et seconde guerre mondiale a permis de rejeter l'hypothèse nulle H_0 . Un tel résultat signifie, selon eux, que ces trois événements ont altéré le taux de croissance tendanciel de chacune des deux séries macroéconomiques analysées. Ils concluent que l'introduction des trois bris dans l'équation de régression a fait que les données sont devenues stationnaires en tendance ; aucun autre choc, hormis les chocs associés au boom du blé et aux deux guerres mondiales, ne peut être considéré comme un choc exogène responsable d'un changement dans la tendance.²⁸

Inwood et Stengos (1991) ont affirmé que si des chocs sévères tels que la dépression de 1870, la grande dépression de 1929, et le choc pétrolier de 1973 ont écarté le PNB et l'investissement de leur tendance respective de façon temporaire, seule la combinaison du boom du blé et des deux guerres mondiales, a eu un impact permanent puisqu'elle a engendré un changement dans le taux de croissance tendanciel de l'économie. Inwood et Stengos n'ont pas pu rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire en introduisant la combinaison conjointe des trois bris pour les chocs associés aux années 1896, 1914 et 1929. De même, la stationnarité en tendance n'a pas pu être restaurée avec la combinaison 1896-1929-1939. La même procédure a été effectuée en prenant l'année 1870 combinée à d'autres années. De tels résultats ont amené ces auteurs à conclure que l'économie canadienne a dévié de sa tendance de façon temporaire durant les deux dépressions de 1870 et 1929. Somme toute, en soustrayant les chocs exogènes associés au boom du blé et aux deux guerres mondiales de la série chronologique, Inwood et Stengos considèrent que l'économie canadienne a évolué autour d'une tendance déterministe perturbée par des fluctuations cycliques transitoires. Aussi, la série

du PNB et celle de l'investissement peuvent être décomposées en une tendance déterministe linéaire, avec des bris en 1896, 1914 et 1939, et en un processus stochastique stationnaire.

L'analyse effectuée par Inwood et Stengos (1991) a corroboré la vision traditionaliste de la croissance au Canada selon laquelle le boom du blé a été le point tournant dans le développement de l'économie. De plus, leur étude a montré que la première guerre mondiale a eu un effet significativement négatif sur l'économie canadienne, tandis que la seconde guerre mondiale a eu un effet positif important.

Evans et Quigley (1995, p. 244) notent, à la suite de Nelson et Plosser (1982), qu'en représentant les données comme un processus stationnaire en tendance, on restreint considérablement l'intérêt que peuvent avoir les événements passés sur le futur. Étant donné qu'il y a eu des chocs non fréquents dans le passé, il semble, selon eux, inapproprié ex-ante de penser qu'une tendance déterministe va fournir une représentation adéquate des données dans un futur indéfini. Selon eux, la tendance stochastique est le moyen le plus satisfaisant de prendre en compte le nombre, la localisation, et l'amplitude des chocs permanents dans l'économie. Néanmoins, ils ont affirmé que même si la méthodologie de tendance segmentée ne tranche pas de façon décisive entre différentes combinaisons de bris, ils ne peuvent rejeter l'approche de tendance segmentée sur des bases statistiques. Comme ils n'éliminent pas la possibilité que cette approche pourrait représenter le modèle correct de l'économie canadienne, ils ont utilisé le modèle de tendance segmentée pour tester des hypothèses de combinaisons de bris différentes de celles retenues par Inwood et Stengos (1991).

Inwood et Stengos (1991) ont affirmé que les dépressions des années 1870 et 1930, et le choc pétrolier de 1973 n'ont pas été des chocs exogènes avec des effets permanents responsables d'un changement dans la fonction de tendance. Evans et Quigley (1995) ont répliqué en affirmant que de nombreuses études ont montré que les données canadiennes peuvent être représentées par une série stationnaire en tendance avec un bris structurel en 1929 (Raj 1992; Serletis 1992). Pour effectuer leur analyse,

Evans et Quigley ont utilisé la même série du PNB et de la formation brute de capital fixe (FBCF), et la même période échantillonnale que celle utilisée par Inwood et Stengos (1991). À la différence de ces derniers, Evans et Quigley (1995) ont considéré deux événements additionnels : la récession post-première guerre mondiale (1920), et le boom post-seconde guerre mondiale (1949).

Evans et Quigley (1995), qui ont utilisé la méthode de Perron (1989) avec un modèle incorporant un seul bris à la fois, ont abouti à deux résultats. Premièrement, les données sont stationnaires en tendance avec un bris structurel en 1929. Deuxièmement, la méthodologie de Perron n'a pas le pouvoir de discriminer entre les origines des événements et entre les années précises d'impact sur l'économie canadienne. En effet, ils montrent que l'incorporation successive des années 1928, 1929 et 1930 comme points de bris potentiels pour la grande dépression de 1929, et des années 1947 et 1949 comme dates potentielles pour le début du boom post-seconde guerre mondiale, fait que les résultats sont insensibles à l'année précise à laquelle le choc exogène est identifié (dans tous les cas l'hypothèse nulle est rejetée).

L'utilisation de la méthode de Perron (1989) avec incorporation de deux bris a permis à Evans et Quigley (1995) d'obtenir que sur les cinq combinaisons de deux bris qui donnent des valeurs de la statistique t suffisamment élevées pour rejeter l'hypothèse de racine unitaire dans la série du PNB, quatre d'entre elles contiennent la grande dépression de 1929 comme l'un des deux bris. Le même résultat a été obtenu avec la série de la FBCF. L'incorporation de trois bris dans l'équation de régression du PNB montre qu'en plus de la combinaison 1896-1914-1939, retenue par Inwood et Stengos (1991), huit autres combinaisons ont donné des valeurs significatives de la statistique t dont sept comprenant l'année 1929 comme l'un des trois bris structurels. Aussi, Evans et Quigley (1995) ont en conclu que : i) la dépression de 1929 a été le choc exogène le plus persistant sur la croissance et sur l'investissement canadien durant la période 1870-1985 ; ii) le choc du boom du blé a été un choc exogène avec des effets permanents seulement si on le combine au choc de 1929 (dans le modèle à deux bris), et à d'autres événements (dans le modèle à trois bris) ; iii) les deux guerres mondiales

n'ont été significatives que dans le modèle à trois bris.

Inwood et Stengos (1995), en réplique à l'article de Evans et Quigley (1995), ont fait trois remarques. Premièrement, ils mentionnent que les bris additionnels pris en compte par Evans et Quigley, requièrent non seulement des tests de persistance mais aussi des tests d'exogénéité ; les valeurs critiques de la statistique t utilisées pour effectuer ces deux types de tests seraient différentes (voir Zivot et Andrews, 1992). Deuxièmement, Inwood et Stengos ajoutent que la valeur critique de la statistique t , déterminée par les simulations de Monte Carlo pour les modèles à deux et trois bris, est spécifique à chaque combinaison particulière de bris. Inwood et Stengos (1995) ont constaté qu'Evans et Quigley ont utilisé à tort la même valeur critique de la statistique t pour tous les modèles à deux bris, et une autre même valeur critique de la statistique t pour tous les modèles à trois bris. De plus, ils soulignent que le nombre excessif de retards incorporé dans l'analyse de Evans et Quigley a eu pour effet de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité.²⁹ Troisièmement, ils affirment que lorsque l'hypothèse de racine unitaire est rejetée dans un modèle avec un seul bris, la recherche de racine unitaire devrait être interrompue car la série est déjà stationnaire.

Inwood et Stengos (1995, tableau 1) ont confirmé par des tests de robustesse que seule la combinaison du boom du blé et des deux guerres mondiales permet de rejeter l'hypothèse de racine unitaire. Une réduction du niveau de confiance de 5% (dans leur étude précédente) à 1% a corroboré les résultats obtenus. Si Evans et Quigley (1995), ont prétendu que la littérature ne reconnaît pas l'exogénéité du boom du blé, Inwood et Stengos (1995, p. 257) ont répliqué en affirmant que le boom du blé, qui fut un événement occasionné par des changements exogènes dans la technologie, dans le climat, et dans la demande, a été une expansion prolongée et discontinue du marché du blé mondial après 1850.

Même si Inwood et Stengos (1995) ont reconnu que la dépression de 1929 a été un événement important dans l'histoire du Canada, il n'en demeure pas moins que l'exogénéité de cet événement reste, selon eux, non tranchée. Ils soulignent que

Eichengreen (1992) a expliqué l'effondrement de l'économie dans les années 1930 par des changements dans la structure économique qui se sont produits durant la première guerre mondiale et dans les années 1920.

Inwood et Stengos (1995) ont expliqué leur choix en faveur de la combinaison de bris 1896-1914-1939. Premièrement, le fait de retenir l'hypothèse avec un seul bris structurel en 1929 aurait impliqué que les autres événements aient été endogènes au processus de croissance canadien ou encore qu'ils n'aient eu qu'un impact transitoire. Une telle façon de procéder aurait été, selon eux, en contradiction avec les informations fournies par la littérature historique sur le boom du blé et sur les deux guerres mondiales. Deuxièmement, la prise en compte d'un intervalle de confiance plus large pour les valeurs critiques montre que l'incorporation d'un seul bris en 1929 ne permet pas de rejeter l'hypothèse de racine unitaire. Troisièmement, Inwood et Stengos ont constaté que la stationnarité dans le modèle avec un seul bris en 1929, est rejetée à 95% si les données de la période 1870-1939 sont utilisées. Le modèle ne devient significatif que lorsqu'ils considèrent toute la période échantillonnale 1870-1985. Un tel résultat est dû, selon Inwood et Stengos (1995), à la construction des données d'avant-1926. Ils affirment que ces données, qui ont été construites à partir de sources diverses, sous-estiment la discontinuité de la fin des années 1890 (donc du boom du blé) et exagèrent la discontinuité de la fin des années 1920 (donc de la dépression de 1929). Quatrièmement, ils ajoutent que l'utilisation de données sur le PNB réel obtenues par Altman (1992a) avec des dégonfleurs différents de ceux utilisés par Urquhart (1986, 1988) a montré aussi l'existence d'une discontinuité en 1896.

Le type d'analyse utilisé par Inwood et Stengos (1991) a fait l'objet de critiques. En effet, Cribari-Neto (1994, p. 437) a énoncé certaines critiques répertoriées ci-dessous. Newbold et Agiaklogou (1992) ont prétendu que ce type d'analyse basé sur la tendance segmentée est très sensible au choix des dates de bris structurel. Selon eux, une façon de remédier à ce problème serait d'estimer divers modèles avec différentes combinaisons de dates de bris et de sélectionner celui qui minimise un critère de choix du modèle. A titre d'exemple, pour choisir la date du bris dans la tendance, Crafts et

Mills (1991) ont utilisé le critère de la qualité d'ajustement (*goodness of fit*). Pour Balke et Fomby (1991, p. 7), le fait de choisir le nombre et le moment des dates de bris occulte l'incertitude quant au nombre exact des véritables bris et au moment précis où ils se produisent. Cela peut donc conduire à des résultats biaisés en faveur du rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire.

1.3.2 Les approches désagrégées

La plupart des études ayant examiné la persistance des effets des chocs inattendus dans l'économie ont appréhendé le problème à un niveau agrégé. Récemment, cependant, certains travaux ont suggéré d'entreprendre une analyse de la production désagrégée pour fournir de l'information additionnelle permettant d'obtenir des estimés plus fiables de la mesure de persistance de la production agrégée. Pour Romer (1991), l'utilisation de données désagrégées pour analyser les changements dans la persistance des fluctuations cycliques s'est imposée car les mesures de la production agrégée américaine traditionnellement utilisées n'étaient pas cohérentes à travers le temps. LPP (1992) et PPL (1993) ont, eux aussi, affirmé que l'approche désagrégée était intéressante. En effet, ils ont montré que les relations entre les taux de croissance sectoriels et les corrélations qui existent entre les chocs inattendus dans les taux de croissance des productions sectorielles fournissent de l'information qui peut servir à calculer un estimé plus fiable et plus précis de la mesure de persistance de la production agrégée.

Les approches désagrégées se distinguent en deux catégories : celles basées sur les productions individuelles des biens (Romer 1991 ; Gallegati et Gallegati 1995) et celles basées sur les productions sectorielles (Durlauf, 1989 ; LPP, 1992 ; PPL, 1993; Krol 1992).

1.3.2.1 L'approche par la production individuelle des biens

Pour calculer le degré de persistance des fluctuations dans le PNB américain et les changements dans la persistance agrégée entre les périodes pré-1914 et post-1947, Romer (1991) a utilisé les données annuelles en quantités physiques des biens produits

dans les secteurs de l'agriculture, des mines et des manufactures. Trois sous-périodes ont été considérées : l'avant-première guerre mondiale (l'avant-guerre), l'entre-deux-guerres, et l'après-seconde guerre mondiale (l'après-guerre). Deux questions ont été abordées, à savoir le niveau de persistance dans les séries des différents biens à l'intérieur de chaque sous-période, et la question du changement dans la persistance à travers le temps de ces mêmes séries de biens.

La mesure de persistance des fluctuations dans la production de chacune des séries des biens retenue par Romer est la suivante : $\hat{A}_i(l) = \sqrt{\frac{\hat{V}_i(l)}{1-\hat{\rho}_i^2}}$, où $\hat{V}_i(l)$ est l'estimateur de la mesure de persistance de Cochrane (1988) ; le nombre de retards l est déterminé en fonction de la taille de la période échantillonnale.

1.3.2.1.1 Les estimés du changement dans la persistance

En analysant le changement de persistance dans les séries individuelles de biens, Romer (1991) a montré que pour un grand nombre de biens (exceptés ceux dont la part mesurée en termes de valeur ajoutée ou de production brute est importante), il n'y a pas eu de changement évident dans la persistance des fluctuations entre l'avant et l'après-guerre. Ceci revient à dire que la tendance des chocs à avoir des effets permanents ou transitoires n'a pas changé à travers le temps. En effet, elle a obtenu que la médiane des autocorrélations des taux de croissance des productions physiques, $\hat{A}_i(l)$, a été de 0,62 et 0,64, respectivement, dans l'avant-guerre et dans l'après-guerre. Le fait que la plupart des séries individuelles de biens ait montré la même persistance entre l'avant et l'après-guerre, indique, selon elle, qu'une certaine combinaison de la nature des chocs qui ont affecté ces industries et la réaction de ces industries aux chocs n'a pas changé de façon importante à travers le temps. Par contre, Romer obtient que pour les biens majeurs caractérisés par leur part importante en termes de valeur ajoutée, comme la fonte en gueuses, le coton consommé, et l'acier, la persistance s'est accrue légèrement. Cette légère augmentation dans la persistance des biens majeurs pourrait, selon elle, indiquer que pour de telles industries les chocs permanents sont devenus plus importants dans l'après-guerre, ou encore que la capacité de ces industries à se

remettre des chocs a été réduite à travers le temps.

Pour la plupart des biens, l'évolution de la persistance dépend de la nature des relations qu'entretiennent les industries. Il arrive, en effet, qu'un choc macroéconomique affecte les différentes industries de façon variable dans un premier temps, mais le degré de diffusion des effets de ces chocs dans le reste de l'économie dépend de la relation qu'entretiennent les industries entre elles. L'analyse des comouvements a permis à Romer (1991) de décomposer la déviation du taux de croissance annuel de chaque série individuelle par rapport à son taux de croissance moyen, en deux composantes : la première composante est due à un choc commun, et la seconde est due à un choc spécifique à la série individuelle. Le mouvement commun dans les séries peut provenir, selon elle, de chocs agrégés (chocs macroéconomiques) ou de chocs sectoriels ayant de rapides effets de débordements sur les autres secteurs.

Les résultats de l'analyse des comouvements de Romer (1991) ont montré qu'il n'y a pas eu de changement majeur dans la relation entre les biens à travers le temps. Si, la plus grande partie de la variance du taux de croissance de certains biens miniers et manufacturiers majeurs (tels le charbon, l'acier, les textiles à base de coton) reste déterminée par le facteur commun (chocs agrégés) dans l'avant et dans l'après-guerre, il s'avère que pour la plupart des autres biens (agricoles, biens manufacturiers et miniers mineurs) les chocs agrégés n'ont pas été importants. Selon Romer (1991), un tel résultat indique qu'il y a une faible corrélation entre les taux de croissance des séries de biens ou encore que les liens entre les secteurs sont faibles ou ne s'établissent qu'après plusieurs retards.

Romer (1991) a souligné que le fait que certains biens miniers et manufacturiers majeurs aient été relativement plus affectés par le facteur commun pourrait s'avérer utile pour révéler la nature des chocs agrégés (chocs de la demande agrégée ou chocs de l'offre agrégée). Comme une proportion importante de la variance des taux de croissance de certains biens (en l'occurrence les biens majeurs) est déterminée par le facteur commun, les estimés de persistance de ces biens devraient, selon elle, indiquer

la nature des chocs (transitoires ou permanents). Pour Romer (1991), le fait que les chocs aient eu des effets permanents sur la production des biens majeurs et que le comportement de ces biens ait été déterminé par des chocs agrégés, cela indique que des chocs agrégés peuvent être aussi associés à des chocs de l'offre et non pas seulement à des chocs transitoires de la demande.

De plus, le fait que les fluctuations soient devenues légèrement plus persistantes entre l'avant et l'après-guerre pourrait indiquer, selon Romer (1991), que la politique de stabilisation ait provoqué une réduction de l'importance des chocs agrégés temporaires de la demande. Néanmoins, elle souligne qu'étant donné que pour la plupart des séries individuelles américaines, l'importance des chocs agrégés et la volatilité n'ont que très peu baissé entre l'avant et l'après-guerre, (les chocs agrégés ont tout au plus baissé légèrement), cela indique que les politiques économiques mises en place dans l'après-seconde guerre mondiale n'ont obtenu que de faibles résultats.

1.3.2.1.2 Les estimés des niveaux de persistance

Les estimés des niveaux de persistance des séries individuelles américaines, obtenus par Romer (1991, tableau 2) pour chacune des trois sous-périodes, ont montré une différence importante entre les biens des secteurs agricole et non agricole. Les estimés des mesures de persistance indiquent que la médiane $\hat{A}_i(t)$ a été approximativement de 0,50 dans les périodes d'avant-guerre et d'après-guerre pour les biens agricoles, et de 0,70 pour les biens non agricoles. Au vu des estimés de la persistance pour les biens agricoles, et malgré qu'on associe souvent les chocs agricoles à des chocs de l'offre, Romer (1991, p. 19) en déduit qu'une proportion substantielle de l'effet d'un choc sur la production agricole a été de nature temporaire.

Pour la plupart des biens des secteurs minier et manufacturier, qu'ils soient importants ou non en termes de parts dans la production totale, Romer (1991) a obtenu que l'effet permanent d'un choc a été plus large que pour les biens du secteur agricole. Même si pour ces biens non agricoles, les estimés de $A_i(t)$, ont montré qu'une large fraction des effets d'un choc a persisté après sept années. Toutefois, elle

souligne que ces effets ont duré moins longtemps que si la production de ces biens avait suivi une marche aléatoire. Selon Romer, un tel résultat indique que les chocs qui ont affecté la production du secteur minier et manufacturier proviendraient en partie de l'offre ou encore que de chocs de la demande (qui affectent d'ordinaire ces secteurs) ont eu des effets permanents. Elle ajoute que des chocs de la demande pourraient avoir des effets permanents en raison de changements permanents dans les goûts des consommateurs pour ces biens.

Comme l'affirme Romer (1991), il ne faut pas conclure quel sera le niveau de persistance de la production agrégée en ne se basant que sur les estimés de persistance des séries individuelles des biens. Dans le cas où on se permettrait de faire une telle inférence, elle mentionne que les estimés de persistance obtenus pour les séries individuelles porteraient à croire que les mouvements dans la production agrégée aient été légèrement persistants. Selon elle, cette conclusion confirmerait, du moins partiellement, les résultats de Campbell et Mankiw (1987a) quant au caractère largement persistant des fluctuations du PNB agrégé américain pour la période 1947-1985. Cependant, Romer (1991, p. 20) souligne que les résultats qu'elle a obtenus ne conduisent pas à anticiper l'effet permanent de plus que un pour un obtenu par Campbell et Mankiw pour la production agrégée dans l'après-seconde guerre mondiale. En effet, compte tenu du fait que la majorité des biens n'a pas enregistré de changement à la hausse ou à la baisse dans la persistance entre l'avant et l'après-guerre, et que les biens majeurs ont quant à eux montré une légère augmentation dans la persistance, il est assez probable, selon elle, que la production agrégée a pu montrer un léger accroissement dans la persistance à travers le temps.

Romer (1991) constate que son résultat de persistance se démarque de celui obtenu par Campbell et Mankiw (1987a) qui ont affirmé que la persistance agrégée a considérablement augmenté entre l'avant et l'après-guerre. Comme son analyse des comouvements indique que les relations entre les biens n'ont que très peu changé à travers le temps, il est raisonnable, selon elle, de penser que les estimés individuels fournissent un bon aperçu du changement dans la persistance agrégée.³⁰ Dès lors, il

semble invraisemblable, selon Romer, de penser que la persistance agrégée a pu augmenter de façon substantielle dans l'après-guerre.

1.3.2.2 L'approche par la production sectorielle

1.3.2.2.1 Le problème

Pour analyser la persistance des fluctuations de la production agrégée, LPP (1992) et PPL (1993) ont respectivement utilisé une approche basée sur un modèle désagrégé des taux de croissance des productions sectorielles à partir de données du Royaume Uni et de celles des États-Unis.³¹ Selon ces auteurs, cette approche désagrégée présente deux avantages. D'une part, elle permet de fournir de l'information additionnelle (relations entre les taux de croissance des sectoriels et les corrélations entre les chocs de ces mêmes taux de croissance), qui améliore la fiabilité de l'estimé de persistance globale de la production agrégée, comparativement à l'estimé obtenu par une analyse directe de la série agrégée. En effet, il y a un avantage à estimer la mesure de persistance agrégée via l'approche désagrégée par rapport à celle qui consiste à estimer un modèle agrégé univarié. Cet avantage se justifie, selon PPL (1993), par le fait que, même en exploitant des spécifications de séries chronologiques sectorielles univariées d'ordre faible, la production agrégée pourrait être représentée par un processus ARMA d'ordre élevé.

Selon PPL (1993), comme il est difficile d'obtenir des estimés fiables à partir de processus ARMA d'ordre élevé en utilisant directement la série de la production agrégée, la solution serait d'estimer la mesure de persistance agrégée en se basant sur un modèle multisectoriel et ce, plutôt que de recourir à des spécifications ARIMA d'ordre faible de la production agrégée disponible.³² D'autre part, ils montrent que cette approche rend aussi possible la décomposition de la mesure de persistance globale, dans chacune des productions sectorielles et dans la production agrégée, en deux effets persistants : un effet dû aux chocs macroéconomiques explicitement identifiés, et un effet dû aux chocs "autres".³³

1.3.2.2.2 Estimés de persistance dus aux chocs macroéconomiques explicitement identifiés et aux chocs "autres"

Après avoir estimé la persistance à partir d'un modèle multisectoriel sans identification explicite des chocs macroéconomiques (cas de figure 1), LPP (1992) et PPL (1993) ont trouvé que les écarts-types des estimés de la persistance sont relativement élevés, dénotant ainsi une grande incertitude dans la mesure de la persistance. Pour remédier à ce problème, ils ont formulé un modèle multisectoriel qui tient compte explicitement des chocs macroéconomiques (cas de figure 2). Dans l'étude de PPL (1993) où il est question des États-Unis, la croissance de la production dans le secteur i est expliquée par le taux de croissance retardé de la production de ce secteur, par une agrégation simple des taux de croissance retardés des autres productions sectorielles et de la valeur courante et de la valeur retardée d'une période de la croissance inattendue dans l'offre de monnaie v_t . La seule différence avec l'étude de LPP (1992) appliquée au Royaume-Uni est dans la spécification des chocs dans le modèle multisectoriel. En effet, le modèle multisectoriel appliqué au Royaume Uni comprend la valeur courante des chocs macroéconomiques et des valeurs retardées de un jusqu'à quatre retards de chacun des quatre chocs macroéconomiques, v_{jt} ($j = 1, \dots, p$).

Pour être en mesure d'estimer leur modèle, LPP (1992) et PPL (1993) ont préalablement estimé une équation du taux de croissance pour chacun des p types de chocs macroéconomiques explicitement identifiés ($p = 1$ et $p = 4$ respectivement pour les États-Unis et pour le Royaume Uni). La spécification générale de ces p équations, qui permettent de générer les estimés des chocs macroéconomiques, comprend comme variables explicatives jusqu'à quatre retards dans la variable dépendante. D'autres variables explicatives additionnelles ont été prises en compte dans ces équations.³⁴ Les termes d'erreurs estimés, v_{jt} , qui ne sont pas autocorrélés et qui sont obtenus à partir de la régression de ces p équations par la méthode des MCO, ont été utilisés dans un deuxième temps comme erreurs anticipées pour estimer le modèle multisectoriel.

LPP (1992) et PPL (1993) ont estimé conjointement, par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (MVIC), le système constitué des m équations des productions sectorielles et des p équations macroéconomiques. Pour chacun des secteurs économiques et pour chacun des chocs macroéconomiques explicitement identifiés, des statistiques de Wald ont été calculées sur les coefficients estimés des paramètres des chocs macroéconomiques ν_j pour tester deux hypothèses nulles H_1 et H_2 . L'hypothèse H_1 est définie de telle sorte que les p chocs macroéconomiques identifiés explicitement n'ont des effets ni à court terme ni à long terme sur les taux de croissance des productions sectorielles, en d'autres termes $\gamma_{i,p} = \gamma_{i,j1} = \dots = \gamma_{i,jt}$, où $i = 1, \dots, m$; $j = 1, \dots, p$; t est l'horizon temporel. L'hypothèse H_2 est définie de telle sorte que ces mêmes chocs macroéconomiques peuvent avoir des effets à court terme mais n'ont pas d'effets à long terme, ainsi $\sum_{s=0}^r \gamma_{i,jt} = 0$, $i = 1, \dots, m$; $j = 1, \dots, p$. PPL (1993) soulignent que les deux hypothèses imposent qu'il n'y ait aucune persistance des chocs macroéconomiques explicitement identifiés sur les productions sectorielles.

Les résultats des tests d'hypothèses de PPL (1993) ont montré qu'aux États-Unis, l'effet des chocs de l'offre de monnaie sur la production n'a pas été uniforme d'un secteur à l'autre. Ils montrent que ce type de chocs n'ont eu des effets ni à court terme ni à long terme sur les taux de croissance des secteurs de l'agriculture, des biens durables manufacturiers et du gouvernement pour la période 1955-1987 (on ne peut rejeter H_1 et H_2). Ils ont eu des effets à court terme mais pas d'effets à long terme pour les secteurs des mines et des services publics (on rejette H_1 , mais on ne peut rejeter H_2). Enfin, ils ont eu des effets à court et à long terme pour les secteurs de la construction, des biens manufacturiers non durables, du transport, du commerce, et des services (on rejette H_1 et H_2).

Dans le cas du Royaume Uni, les résultats de ces mêmes tests d'hypothèses pour les huit secteurs et pour les quatre types de chocs macroéconomiques, soit 32

combinaisons, ont montré d'une part que, 5 fois sur les 32, l'effet des chocs macroéconomiques a persisté à court terme et à long terme (LPP 1992, p. 352). Ces secteurs pour lesquels les chocs ont eu des effets permanents à court et long terme sont : la construction (choc pétrolier), la distribution (choc pétrolier), les secteurs de production des biens durables et non-durables (choc du taux de change) et le secteur de production des biens non-durables (choc boursier des valeurs). De plus, ils obtiennent que, 11 fois sur 32, il y a eu un effet à court terme mais pas d'effet à long terme. D'autre part, il semble, au vu de leurs résultats, que les chocs monétaires n'aient eu qu'un effet à court terme sur le secteur agricole ; les chocs monétaires n'ont affecté les autres secteurs ni à court terme ni à long terme.

Des mesures de persistance sectorielles et agrégée ont été estimées sur la base d'un modèle plus restreint que le modèle multisectoriel précédemment utilisé (M3 modifié). Ce modèle a été obtenu en imposant l'hypothèse H_1 dans les secteurs où cette hypothèse n'avait pas été rejetée, et en excluant les coefficients estimés avec le modèle M2 augmenté qui avaient des valeurs de la statistique t inférieures à un en valeur absolue. Ainsi, en faisant usage des estimés des paramètres obtenus sous le modèle M3 modifié, les auteurs ont calculé les estimés des mesures de persistance décomposées selon la source des chocs (P_0 et P_1). Avec 1,83 et 1,85, respectivement, pour les États-Unis et le Royaume Uni, la mesure de persistance de la production agrégée due aux chocs macroéconomiques explicitement identifiés, P_1 , est significativement élevée. Néanmoins, même si ces chocs macroéconomiques sont significatifs et que leurs effets persistent à long terme, il n'en demeure pas moins que la contribution des chocs macroéconomiques P_1 à la mesure de persistance globale (persistance due aux chocs macroéconomiques explicitement identifiés et aux chocs "autres") tant agrégée que sectorielle est faible comparativement à la contribution des chocs spécifiques, P_0 .³⁵ Ces auteurs affirment que leurs résultats fournissent l'évidence, qu'aussi bien aux États-Unis qu'au Royaume Uni, les chocs spécifiques aux secteurs ont eu des effets sur la production agrégée et sectorielle qui ont été plus persistants que ceux des chocs macroéconomiques explicitement identifiés.

La comparaison des mesures de persistances, obtenues par LPP (1992) et PPL(1993) pour les États-Unis et le Royaume Uni, avec et sans prise en compte des chocs macroéconomiques explicitement identifiés dans le modèle a indiqué que lorsque les chocs macroéconomiques sont explicitement identifiés (cas de figure 2), les estimés de la persistance globale dans les productions sectorielles corroborent les résultats obtenus lorsque ces chocs n'étaient pas explicitement identifiés (cas de figure 1). De plus, la valeur de l'estimé de persistance globale agrégée obtenue avec le modèle M3 modifié, soit 0,67 (0,072) et 0,88 (0,0671), (les chiffres entre parenthèses sont les écarts types), respectivement, pour les États-Unis et pour le Royaume Uni, est inférieure à celle obtenue dans le premier cas de figure sous le modèle M3, soit 0,83 (0,0849) et 1,07 (0,11).³⁶ Si pour les États-Unis l'estimé de persistance globale agrégée a été substantiellement inférieur à l'unité et bien en deçà de celui obtenu dans la littérature directement à partir de la production agrégée, pour le Royaume Uni, cet estimé a tout de même été substantiellement supérieur à zéro, ce qui suggère, selon ces auteurs, que les chocs inattendus aient affecté les niveaux de production de façon permanente.

LPP (1992, p. 354) et PPL (1993, p. 69) ont affirmé que les différents chocs macroéconomiques explicitement identifiés ne sont pas indépendants les uns des autres. A titre d'exemple, à la suite d'une hausse du prix du pétrole, le gouvernement pourrait réagir en engageant une politique monétaire expansionniste. Cette interdépendance des chocs a conduit LPP (1992) à calculer pour le Royaume Uni, la contribution de la mesure directe de chacun de ces chocs, $\mu_j P_j$, à la mesure P_i ,

(avec $P_i = \sum_{j=1}^{n-1} \mu_j P_j$), en l'absence d'autres chocs macroéconomiques survenant ailleurs.

Par ailleurs, les auteurs ont calculé la mesure d'interaction à P_i , soit $P_i = \sum_{j=1}^{n-1} \mu_j^2 P_{sj}$, qui tient compte des effets d'interaction présents historiquement entre les différents types de chocs macroéconomiques explicitement identifiés.

En ce qui concerne la mesure directe de l'effet de chacun des chocs macroéconomiques explicitement identifiés, PPL (1993) affirment que les chocs inattendus dans le taux de change ont été, au Royaume Uni, ceux qui ont eu les effets les plus importants sur la production agrégée. Ces chocs ont été exercés, selon eux, à travers leurs effets sur les secteurs manufacturiers; les chocs dans le taux de change ont eu des effets à court terme et à long terme. La contribution du choc pétrolier et de celui dans les rendements d'actifs a été moindre mais significative. À la différence des États-Unis, les chocs monétaires apparaissent comme étant ceux qui ont contribué le moins à P_t dans l'économie du Royaume Uni ; ils n'ont eu qu'un effet à court terme dans la production agricole et n'ont eu aucun effet de court terme dans la production des sept autres secteurs économiques.

LPP (1992) ont montré qu'au Royaume Uni, la contribution de la mesure d'interaction a été négative lorsqu'un secteur avait été affecté par au moins deux types de chocs macroéconomiques ayant des effets à court terme ou encore des effets à court et long terme. Ceci suggère, selon les auteurs, qu'un changement inattendu dans une des quatre variables macroéconomiques considérées est associé avec une compensation des changements inattendus dans les autres variables macroéconomiques, de sorte que l'effet global du choc macroéconomique sur la persistance tant agrégée que sectorielle est substantiellement réduit.

Alors que LPP (1992) et PPL (1993) ont utilisé des données sectorielles de la production pour analyser la persistance de la production américaine d'après-guerre, Krol (1992) a basé son analyse sur des données plus désagrégées. Krol a utilisé des tests de racines unitaires DFA et l'estimé du ratio des variances de Cochrane (1988) pour analyser les propriétés de long terme et le degré de persistance de trois séries de biens. Ces séries de production sont : i) l'indice de la production industrielle mensuelle désaisonnalisé dans 22 industries américaines (réparties dans quatre secteurs : les biens durables, les biens non durables, les mines, et les services publics, ii) la production industrielle agrégée des quatre secteurs ci-dessus mentionnés, et iii) la production industrielle totale de la période post-seconde guerre mondiale.

Les résultats des tests DFA, effectués par Krol (1992, tableau 1) sur les (log) des productions en niveau, ont montré que seulement 8 des 22 industries considérées ont été caractérisées par un processus de marche aléatoire. Conformément à la théorie économique, ils affirment que les fluctuations dans les industries des biens durables, fortement cycliques, ont montré une moindre persistance comparée à celle observée dans les industries des biens non durables.³⁷ En effet, les résultats de Krol (1992) ont indiqué que la production dans les industries durables sont des processus stationnaires en tendance. Les résultats des tests de persistance de la production industrielle totale agrégée ont montré une persistance relativement plus élevée (marche aléatoire avec dérive) que celle dans les différentes industries. Cette persistance relativement plus élevée peut être expliquée, selon Krol (1992), par le fait que l'on agrège des séries stationnaires en première différence et des séries stationnaires en tendance. Le ratio des variances, calculé pour chacune des productions industrielles a corroboré les résultats précédents. En effet, le ratio des variances calculé pour les biens durables a été inférieur à celui obtenu pour les biens non durables, ce qui signifie que la composante marche aléatoire a été plus faible pour les biens durables.

Comme on peut le constater, la littérature sur la persistance des chocs est dominée par l'approche agrégée. Ni le raffinement des outils statistiques, ni l'utilisation de longues séries historiques n'a réussi à surmonter l'ambivalence des résultats. Récemment, cependant, l'approche désagrégée qu'elle soit basée sur les séries individuelles de la production physique de biens (Romer, 1991) ou encore sur un modèle multisectoriel (LPP, 1992 ; PPL, 1993), semble constituer l'alternative la plus prometteuse. Dans cette thèse, nous avons opté pour l'approche désagrégée que nous avons appliqué à l'économie canadienne. Pour ce faire, il nous a été nécessaire de construire des données sur le PIB en prix constants des sept secteurs qui composent cette économie. Dans la mesure où ces séries ne sont pas disponibles en prix constants pour la période d'avant-guerre, les sources, les méthodes ainsi que les estimés sont présentés en détails dans le deuxième chapitre.

CHAPITRE DEUXIÈME

Les séries historiques de la production sectorielle au Canada : Construction des données et identification des chocs

2.1 Problématique

Le regain d'intérêt des économistes pour les questions associées à la croissance économique et la nature des chocs macroéconomiques a mis à l'ordre du jour la double nécessité de disposer de séries historiques longues et fiables sur le PNB. La disponibilité de séries longues a particulièrement permis de conclure qu'une tendance déterministe, marquée par des discontinuités causées par des chocs inattendus associés à certains événements historiques majeurs, caractérise mieux la croissance économique des États-Unis. La fiabilité des séries historiques est également une considération importante surtout dans la perspective de comparaison des effets des politiques de stabilisation entre les périodes d'avant et d'après-guerre. Il ne fait aucun doute que ces considérations de disponibilité et de fiabilité jouent un rôle important autant dans l'analyse économique que pour des questions de politique économique.

Malgré la diversité des sources statistiques et les tentatives successives de les intégrer dans un cadre unifié de la comptabilité nationale, les estimés officiels du PNB canadien ne datent que de 1926.³⁸ La non-exploitation de ces sources était d'autant plus regrettable que i) cela ne permettait pas au Canada d'être au même diapason que les certains pays occidentaux dont les séries historiques remontent pour la plupart à la seconde moitié du 19ème siècle et ii) une partie importante de l'histoire économique demeurait méconnue sinon mal interprétée. En particulier, des questions aussi importantes que l'effet du progrès technique et sa diffusion dans l'économie canadienne, les sources sectorielles du développement économique au Canada et la nature des chocs demeuraient sans réponse.

Récemment cependant, la contribution d'Urquhart (1993) a permis de répondre largement à ces deux préoccupations. Le résultat de celle-ci est représenté non seulement

par des estimés cohérents du PNB pour la période 1870-1926 sur une base annuelle et par industrie, dont une large part a été publiée dans Urquhart (1986), mais aussi par une description rigoureuse des sources et des méthodes d'estimations. Quelles sont les sources et les méthodes de ces séries ? Dans quelle mesure peut-on les utiliser à des fins d'analyse de la persistance des chocs sur la base d'un modèle multisectoriel de l'économie canadienne pour les périodes 1870-1914 et 1947-1996 ? Quels sont les chocs qui ont marqué le développement historique de l'économie canadienne ? C'est à ces questions que tentera de répondre ce second chapitre.

2.2 Les méthodes de construction des séries historiques canadiennes

Les informations données dans cette section sont issues de Urquhart (1993, p. 2-3). Il existe trois approches possibles pour estimer le PNB sans double compte : l'approche par la dépense, du revenu, et de la valeur ajoutée. Ces différentes approches ne sont pas nécessairement exclusives, mais l'ont été dans le contexte des séries historiques en raison du manque d'informations.

Le PNB selon l'approche de la dépense comprend l'estimation des biens et services finaux, les biens en capital, les biens et services achetés par le gouvernement, les achats nets de biens et services par les résidents des pays étrangers. Ce dernier est ensuite ajusté pour le flux net international du revenu pour obtenir le PIB. La plupart des pays font actuellement appel à cette méthode pour estimer les données du PNB. Il est important de noter que la plupart des organismes statistiques des pays produisent des estimés du PNB à partir de données qui sont pour la plupart indépendantes de celles utilisées pour estimer le PNB au moyen des deux autres méthodes.

Cependant, beaucoup d'organismes statistiques ailleurs dans le monde ne peuvent se permettre de produire des séries historiques sur le PNB à partir des différentes méthodes. Le manque d'informations les force généralement à opter pour une seule approche. Par conséquent, bon nombre de pays ne font en général pas appel à l'approche de la dépense pour les séries historiques. Les États-Unis en sont l'exception. Les estimés historiques du PNB américain pour la période avant-1919 sont basés sur les travaux de

Kuznets (1961) qui a approché la question en utilisant la méthode de la dépense. Cette dernière a été appliquée aux États-Unis car le recensement des manufactures a permis d'obtenir un niveau élevé de détail par bien qui commence en 1869. Ces informations sur les produits finis, les données sur la production agricole, celles du commerce, les coûts de transports et les marges commerciales etc., ont permis la construction d'estimés raisonnables pour les composantes principales du PNB.

L'approche par la dépense n'était pas appropriée pour la construction des séries historiques canadiennes d'avant la première guerre mondiale, car le recensement des manufactures au Canada n'a permis le commencement de la collecte des données par bien qu'en 1917 ; auparavant seule la valeur nominale totale de la production était rapportée. Par conséquent, il était difficile de séparer la valeur de la production finale de celle des biens intermédiaires et de diviser le résultat entre les biens de consommation, les biens de capital, les biens vendus au gouvernement au Canada, et les biens vendus pour l'étranger. Ainsi, l'approche par la dépense a été écartée par Urquhart pour construire les estimés historiques du PNB canadien.

La seconde approche pour estimer le PNB consiste, préalablement, à additionner les coûts des facteurs de production pour obtenir le revenu national au coût des facteurs auquel les comptes nationaux rajoutent la dépréciation du capital pour obtenir le PIB au coût des facteurs. Pour obtenir le PIB au prix de marché, il suffit de rajouter les taxes indirectes et de retrancher les subventions. L'obtention du PNB au prix de marché se fait en rajoutant les revenus des facteurs reçus de l'étranger et en retranchant ceux payés à l'étranger. Cette méthode, largement utilisée à l'heure actuelle, dépend beaucoup de la disponibilité des informations sur le revenu du travail et sur celui de la propriété. Ces données sont à présent disponibles au Canada et pour plusieurs pays à partir des déclarations d'impôts des individus et des sociétés, et des différentes enquêtes effectuées par les agences statistiques.

Cependant, les séries historiques couvrent des périodes pour lesquelles les sources administratives sur le revenu de propriété n'étaient pas toujours disponibles. Même si les

estimés sur les salaires étaient de meilleure qualité, les séries demeuraient incomplètes. Selon Urquhart (1993), il y a au Canada peu de données qui permettent de produire le revenu de propriété avant la première guerre mondiale (les rapports des banques, assurances et des gouvernements en sont les exceptions). Cette approche a donc été ignorée pour les besoins des séries historiques.³⁹

L'approche par la valeur ajoutée constitue la troisième méthode pour estimer le PIB au coût des facteurs. En rajoutant à ce dernier le revenu des facteurs reçus de l'étranger et en soustrayant les revenus payés à l'étranger, on obtient le PNB. Au Canada, cette méthode s'est avérée être la plus appropriée pour la construction des séries historiques du PIB au coût des facteurs pour les secteurs agricole et manufacturier qui ont été par n'importe quelle mesure et par une marge substantielle les deux secteurs les plus importants au Canada durant la période 1870-1926. Les autres secteurs tels les mines, les forêts, la construction et les pêches ont pu être approchés par la méthode du revenu.

2.3 L'inventaire des séries historiques canadiennes

2.3.1 Les sources des séries historiques canadiennes

Les changements socio-économiques majeurs qu'a connu le Canada ainsi que le besoin de rendre compte de ces événements exigent l'existence d'une large perspective historique. Alors que l'information statistique courante fournit les fondements nécessaires à l'identification des questions socio-économiques de l'heure pour les fins d'analyse et de politique économique, les statistiques historiques permettent d'avoir un reflet presque complet des tendances passées et présentes qui affectent la société ; elles ont aussi l'avantage d'aider l'analyste et le preneur de décision à positionner le présent par rapport au passé.

Les informations contenues dans Urquhart et Buckley (1965), dans Leacy (1983), et dans Urquhart (1986, 1993) nous ont de faire une synthèse sur les sources des séries historiques canadiennes. Le Canada a une longue tradition des séries historiques qui

remonte au début de la Confédération voire même avant. Cette tradition est le résultat de l'existence de sources statistiques officielles qui remonte à l'époque du Bureau Fédéral de la Statistique (BFS) et des données administratives. Très tôt après la mise en place de la Confédération, le Canada disposait d'un ensemble de recensements qui couvraient la plupart des aspects de l'activité socio-économique. Les recensements de la population, des manufactures, de l'agriculture et des produits forestiers datent tous de 1870-1871. Celui des produits minéraux a été mis en place seulement en 1900. Tous ces recensements étaient à l'origine de type décennal ; ultérieurement un recensement annuel a été annexé au recensement décennal de l'agriculture. Par contre, ce n'est qu'à partir de 1917 que le recensement décennal des manufactures est devenu annuel.

Ces recensements décennaux représentaient, selon Urquhart (1986), une source d'information de référence pour la construction des séries annuelles adjacentes aux années de recensement. Parallèlement à ces sources d'information officielles gérées par le BFS, il existait au Canada une importante source annuelle ou occasionnelle d'information. Celle-ci était représentée essentiellement par des sources administratives des différents ministères fédéraux et provinciaux (Ontario Bureau of Industries), les associations (*Canadian Life Insurance Association, Canadian Bankers Association*), les résultats des travaux de la Commission Royale sur les relations entre le Fédéral et les Provinces de 1939 ainsi que différentes recherches du monde universitaire (Leacey 1983).

L'existence de ces différentes sources d'information, mais aussi leur richesse, constituait un bon prétexte pour en faire la synthèse dans le cadre unifié de la comptabilité nationale. Ainsi, selon Urquhart (1993, préface), Sydney Smith a préparé des estimés du revenu national pour 1919 et les années subséquentes ; John Deutsch a préparé des estimés du revenu national du Canada pour les années 1911-1920 ; O.J. Firestone a préparé des estimés pour les années décennales de recensement, soit 1870-1920, en prix courants et constants. Les premiers estimés du revenu national canadien, préparé par des chercheurs de Grande Bretagne, datent d'avant la première guerre mondiale (voir Urquhart 1965, section E).

Urquhart (1965) a résumé l'histoire de la préparation officielle des estimés des comptes nationaux au Canada. Celle-ci a commencé en 1919 avec la publication des estimés pour les années 1911 et 1918 préparée par R.H. Coats qui était le statisticien du Bureau. Ces estimés ont, toutefois, paru dans une publication privée.⁴⁰ Par la suite, à intervalles réguliers, les estimés des comptes nationaux, avec cependant un niveau de détail limité, ont été publiés par le BFS jusqu'à la seconde guerre mondiale. Entre temps, D.C. McGregor en 1934, la Banque de la Nouvelle Écosse en 1935 et pour les années ultérieures, et l'équipe de recherche de la Commission Royale Rowell-Sirois sur les relations Dominion-provinciales en 1939 et 1940 ont aussi publié des estimés historiques.

Malgré une telle richesse dans les sources d'information et les différentes tentatives successives d'en faire la synthèse, les séries historiques officielles sur le PNB canadien ne commençaient qu'en 1926 (Leacy 1983, Urquhart et Buckley 1965). Le développement d'un cadre articulé d'estimés des comptes nationaux par le BFS, avec tout le détail que l'on connaît, a commencé à la fin de la seconde guerre mondiale. Les estimés sous une forme élaborée ont été prolongés dans l'histoire jusqu'à 1926 en faisant appel aux concepts, méthodes et à des informations additionnelles qui ont rendu les estimés existants dépassés. Le travail effectué par un grand nombre de précurseurs s'est avéré d'un apport considérable pour la construction des estimés officiels du PNB depuis 1926.

2.3.2 Les séries d'Urquhart (1993) pour la période avant 1926

2.3.2.1 La portée de la contribution

Les estimés historiques construits par Firestone (1958), essentiellement pour les années décennales de recensement, ont été la première tentative de construction d'estimés des comptes nationaux pour le Canada après la Confédération. Le projet de construction d'un ensemble cohérent d'estimés annuels du PNB pour la période 1870-1926 par Urquhart (1993), en collaboration avec six collègues, s'est étalé sur 15 années.⁴¹ La construction des estimés pour la période délimitée 1870-1926 est expliquée par deux faits : d'une part, l'année 1871 a été pour le Canada la première année de recensement après la

Confédération ; d'autre part, les estimés officiels du Revenu National canadien de Statistique Canada commencent en 1926.

Les estimés d'Urquhart (1993) diffèrent de ceux de Firestone (1958), en ce sens que leur construction est beaucoup plus rigoureuse, et que le nombre de données de base utilisé pour les générer est substantiellement plus élevé. En particulier, les estimés du PNB construits par Firestone (1958, 277-80), ont été supplantés dans l'usage par les nouveaux estimés annuels du PNB en dollars courants d'Urquhart. Ces derniers sont devenus une référence incontournable dans l'analyse de l'histoire économique du développement canadien et dans l'analyse des séries chronologiques. Le résultat de l'ouvrage d'Urquhart (1993) est non seulement la construction d'estimés en dollars courants de vingt secteurs économiques dont certains ont été subdivisés par industrie, mais aussi le PNB de l'économie en dollars constants. Une description scrupuleuse des sources d'informations et des méthodes d'estimations accompagne les estimations de chaque secteur.

2.3.2.2 Les estimés du PNB en dollars courants et constants

2.3.2.2.1 Construction des estimés du PNB en dollars courants

Urquhart (1986, 1993) a construit des estimés annuels en dollars courants du PIB au coût des facteurs et du PNB au prix de marché par secteur industriel pour les vingt groupes d'industries de l'économie, excepté pour les secteurs du commerce de gros et de détail et les services socioculturels commerciaux et personnels. Pour ces deux derniers secteurs, les estimés sont donnés à tous les dix ans et pour l'année 1926 et ce, en raison, selon l'auteur de l'absence de disponibilité d'extrapolateurs annuels satisfaisants. Pour obtenir les estimés annuels en dollars courants du PIB agrégé au coût des facteurs, Urquhart (1986, p. 10) affirme avoir effectué une extrapolation du PIB pour les années intercensitaires de la période 1870 à 1926, en utilisant la somme des estimés annuels des dix huit secteurs industriels pour lesquels les données annuelles existent.

Il apparaît que la construction des estimés annuels de la production des biens d'Urquhart (1993) d'avant-1926 est au moins aussi rigoureux que ceux sur la base duquel

est construit le PNB américain de Kuznets (1961). Outre ces estimés de la production des biens, Urquhart a également construit des estimés pour la production des services. La composante production des services du PNB américain de Kuznets (1961) a été construite par hypothèse (Voir Romer 1989). En effet, Romer affirme que pour obtenir les composantes services du PNB, Kuznets a augmenté le PNB selon une échelle mobile en multipliant les composantes majeures de la production des biens (biens de consommation périssables, biens de production durables, et les matières de construction) par des ratios fixes qui représentent les marges distributives et les charges de transport. Pour générer les estimés du PNB, Romer (1989) mentionne que Kuznets a considéré que durant la période 1869-1908, les déviations par rapport à la tendance dans la production des services se sont déplacées approximativement dans un rapport de un pour un avec celles de la production réelle des biens. Cette construction du PNB a été critiquée par Romer (1989). Balke et Gordon (1989) ont apporté des révisions au PNB historique américain en utilisant des mesures directes de la production des services basés sur les secteurs des transports, des communications et de la construction plutôt que par hypothèse.

Ce qui rend les estimés d'Urquhart (1993) d'autant plus intéressants c'est qu'ils renferment une couverture plus large des secteurs des services. Ils couvrent l'équivalent des trois secteurs américains des services non-financiers mais aussi les secteurs de la production d'électricité, de la location résidentielle, des services des trois paliers de gouvernement, de l'école publique, de l'éducation universitaire ; à ceux-là s'ajoute le secteur des finances, assurances et des affaires immobilières. La seule composante du PIB nominal qui a été construite de façon particulière est celle du commerce de gros et de détail, et celle du secteur des services socioculturels, commerciaux et personnels, dont la part dans le PIB a presque doublé passant de 13% en 1870 à 21% en 1926. Cette couverture fait que les estimés du PNB d'Urquhart (1993) sont certainement plus complets et plus fiables que ceux des États-Unis révisés par Balke-Gordon (1989).

2.3.2.2.2 Construction des estimés du PNB en dollars constants

Urquhart (1994) a souligné que pour la période historique (l'avant-guerre), le PNB

au prix de marché a été conceptuellement égal à la Dépense Nationale Brute (DNB) au prix de marché. C'est pourquoi il a dégonflé le PNB agrégé sous l'optique de la dépense, net de la FBCF, en utilisant un indice du coût de la vie.⁴² Urquhart (1986) a mentionné que la FBCF totale en dollars courants, qui se scinde en une composante résidentielle (construction résidentielle) et en une composante non résidentielle (total manufactures ; voie ferrée et télégraphe ; autres affaires privées ; écoles publiques ; gouvernement), a été dégonflée par un indice du coût des biens en capital approprié à chacune des deux composantes. La composante résidentielle de la FBCF en termes réels, a été obtenue en dégonflant les estimés par le nouvel indice du coût de la construction résidentielle construit par Marion Steele (voir Urquhart 1993). La composante non résidentielle de la FBCF en termes réels a été, quant à elle, obtenue en dégonflant les estimés de chacune des catégories qui la constitue par les indices de prix des biens en capital correspondants.

Un indice de prix implicite du PNB pour la période 1870-1985 a été calculé, par Urquhart (1988, tableau 2), en divisant pour chaque année de la période, le PNB au prix de marché en dollars courants par le PNB au prix de 1981. Urquhart (1994) a mentionné qu'il n'a pas fait usage de ce dégonfleur implicite du PNB (DNB) pour la période 1870-1926. La déflation du PNB, net de la FBCF, a été effectuée au moyen d'un indice du coût de la vie spécifique aux trois sous-périodes suivantes : 1870-1900, 1900-1913, 1913-1926.⁴³

2.3.2.2.3 Identification des chocs au niveau de la production agrégée

Lorsqu'on divise la période 1870-1996 en deux sous-périodes afin de mesurer la persistance des chocs, il est possible d'analyser si la nature des fluctuations de court terme de la production a changé à travers le temps. Comme Romer (1991) nous avons, pour les fins de comparaisons, choisi les sous-périodes 1870-1914 et 1947-1996 ; elles sont respectivement désignées comme les périodes d'avant-guerre et d'après-guerre. Ces périodes ont été sélectionnées pour plusieurs raisons. En premier lieu, les séries d'avant-guerre ne débutent qu'en 1870, la première année pour laquelle les séries du PIB par industrie sont disponibles au Canada. En second lieu, les deux guerres mondiales et les dépressions immédiates qui leur ont succédées sont exclues car il est fort vraisemblable que l'expansion due aux deux guerres et la démobilisation qui a suivi ne fournissent pas

d'indication pertinente sur la nature des fluctuations de court terme de l'économie canadienne.

Les nouveaux estimés d'Urquhart (1993) ont confirmé que la croissance économique du Canada a été particulièrement vigoureuse durant le 19^{ème} siècle. Cette croissance s'est accélérée à la fin des années 1890 suite à une augmentation exogène dans la demande de blé canadien (voir Urquhart 1986, 1988), connue sous le nom du "boom du blé." En effet, la croissance économique enregistrée par l'économie canadienne durant la décennie 1900-1910 associée au boom du blé a été, selon Urquhart, l'une des plus remarquables dans l'histoire économique canadienne (le taux de croissance annuel moyen a été de l'ordre de 6%), et la part de l'investissement brut nominal dans le PNB en dollars courants a atteint un record historique (entre 15 et 30%).

Urquhart (1986) constate que durant la période ayant succédé juste à la seconde guerre mondiale, la baisse dans l'activité gouvernementale a été compensée par l'émergence du secteur privé. La relative transition douce de la guerre à la paix durant la fin des années 1940 a, selon lui, inauguré la période de croissance la plus soutenue de l'histoire économique canadienne. En effet, il mentionne que la croissance de la population et le ratio de l'investissement au PNB a retrouvé son niveau d'avant la seconde guerre mondiale. De plus, il semble que durant la période d'après-guerre, le PNB ainsi que la productivité ont connu un taux de croissance remarquable au cours de quatre décennies successives pour ne ralentir qu'après le choc pétrolier de 1973, alors que parallèlement le taux d'inflation et de chômage ont commencé à croître.

En résumé donc, quand on fait exception de la période de l'entre-deux-guerres, la croissance de l'économie canadienne semble avoir été altérée par deux chocs exogènes : le "boom du blé," dans la période d'avant-guerre et le choc pétrolier de 1973 dans la période d'après-guerre. L'étape suivante consistera à intégrer l'effet de ces deux chocs macroéconomiques dans le modèle multisectoriel, que nous avons retenu, pour analyser le changement dans la persistance des fluctuations de court terme à travers le temps.

2.4 Le PIB sectoriel en prix constants

2.4.1 Généralités

Jusqu'à une date récente, les séries historiques du Canada sur le PIB de l'économie en prix courants et constants dataient de 1926 jusqu'à nos jours (Leacey 1983 et Statistique Canada 1997). Alors que les séries en prix courants sur le PIB par industrie sont disponibles depuis 1926 (Leacey 1983), celles en prix constants ne le sont qu'à partir de 1961 (Statistique Canada 1997). La contribution d'Urquhart (1993) a consisté en la construction de séries sur a) le PIB de l'économie en prix courants et constants depuis 1870 jusqu'à 1926 et b) le PIB par industrie en prix courants pour la même période. En revanche, la construction des séries sur le PIB par industrie en prix constants n'a jusqu'ici jamais été entreprise. Or, il nous semble que cette information est pertinente non seulement pour l'analyse de la performance par industrie de l'économie canadienne mais aussi pour déterminer dans quelle mesure les effets des chocs sur les industries ont évolué à travers le temps.

Le propos de cette section est précisément de décrire la méthode ainsi que les sources d'information utilisées pour construire les séries en prix constants sur le PIB pour les industries suivantes : l'agriculture ; les manufactures ; l'exploitation forestière, pêche et piégeage ; les mines ; la construction ; le transport et l'entreposage ; un résidu 'hybride' qui couvre le reste de l'économie. En résumé, la disponibilité de certaines séries historiques sur les indices de prix (Leacy 1983) mais aussi l'extrapolation d'un certain nombre d'entre-eux jusqu'à 1870 sur la base de formes fonctionnelles dites flexibles au moyen de régressions économétriques nous a permis de construire les séries sur le PIB par secteur en prix constants.

Étant basées sur une approximation de second ordre d'une fonction générale, la caractéristique de ces formes fonctionnelles est qu'elles n'imposent aucune restriction a priori sur la courbure de l'équation dont on cherche à estimer les paramètres.⁴⁴ Notre démarche peut être ainsi illustrée. Nous avons considéré la fonction suivante :

$$\ln Y_t = \varphi(\ln X_t, t) \quad (1)$$

où

Y =représente l'indice des prix non disponible pour toute la période d'observations et que l'on désire extrapoler,

X =représente l'indice des prix 'repère' disponible pour toute la période d'observation.

t =représente un indicateur du temps pour prendre en compte les effets du progrès technique.

La représentation translog de (1) s'écrit comme suit :

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_x \ln X + \beta_t t + \beta_{xx} (\ln X)^2 + \beta_{tt} t^2 + \beta_{xt} (\ln X \cdot t) \quad (2)$$

où les β sont des paramètres à estimer. Comme on peut le constater, la forme translog (2) admet comme cas particulier la fonction Cobb-Douglas, pour cela il suffit de poser que les paramètres de second ordre sont simultanément nuls ($\beta_{xx} = \beta_{tt} = \beta_{xt} = 0$). En outre, il est intéressant de noter que la relation entre les variables Y et les variables X et t n'est pas contrainte à être constante dans le cas de la fonction translog. Ainsi, par exemple, l'élasticité de Y par rapport à X varie en chaque point de l'échantillon (observation).

Cependant, certaines variables peuvent ne pas être retenues dans la prédiction de la variable Y . Cela dépend du degré de significativité des paramètres de (2). Selon les circonstances, il se peut que l'on soit amené à éliminer une variable si elle est non statistiquement significative et que l'on rajoute une autre pour améliorer le degré de significativité de la forme fonctionnelle.

2.4.2 La construction des séries

Les séries en dollars courants par secteur pour la période 1870-1914 ont été puisées de Urquhart (1993, tableau 1.1, p. 11). Les séries nominales sur l'agriculture, les mines, la construction, et le transport et l'entreposage ont été utilisées telles qu'elles figurent dans ce tableau. Celles sur l'exploitation forestière, pêche et piégeage ont été regroupées en un seul secteur portant le même nom. La définition du secteur manufacturier a été élargie et comprend le gaz manufacturé et l'énergie électrique. Le reste de l'économie, qui comprend l'ensemble des industries de services en particulier, a

aussi été considéré.

2.4.2.1 Agriculture

L'indice des prix de gros des produits canadiens de la ferme (Leacey 1983, série K49), disponible pour la période 1890-1974 (1913=100), a été utilisé pour dégonfler la valeur de la production du secteur agricole pour l'avant-guerre puisée d'Urquhart (1993, tableau 1.1, p. 11-15) et celle de l'après-guerre issue de Leacy (1983, série F56). Cet indice de prix, qui n'est disponible qu'à partir de 1890-1934 (1913=100) et de 1926-1974 (1930-35=100), a été extrapolé de 1890 à 1870 en utilisant une spécification quadratique ayant comme variables explicatives l'indice général des prix de gros disponible de 1867 à 1975 (Leacy 1983, série K33) et la tendance. Tous ces indices ont été rebasés à l'année 1890.

L'extrapolation des données pour la période 1870-90 a été effectuée en utilisant la période 1890-1974, période pendant laquelle les séries sur les deux variables existent, et au moyen de l'équation de régression suivante (les chiffres donnés entre parenthèses représentent les statistiques t) :

$$\begin{aligned} \ln(IPGPA) = & 0,052 + 0,012 \ln(IGPG) - 0,871(\ln(IGPG))^2 + 0,011 \ln(IGPG) \cdot t \\ & (1,783) \quad (2,014) \quad (3,212) \quad (1,816) \\ & - 0,0015(\ln(IGPG))^2 \cdot t + 0,00014t^2, \\ & (2,621) \quad (1,917) \end{aligned} \quad (3)$$

où

IPGPA = indice des prix de gros des produits agricoles (1890=100) (série K49) ;

IGPG = indice général des prix de gros (1890=100) (série K33).

L'équation (3) a été estimée par la méthode des moindres carrés généralisée (MCG). Les résultats ont indiqué que la plupart des sont significatifs à au moins 90%. En outre, avec un R^2 de 85%, l'équation (3) caractérise adéquatement le comportement de la variable *IGPG* et la relation est stable dans le temps.⁴⁵ Les estimés des paramètres ainsi que les séries sur les variables *IGPG* et t pour la période 1870-1890 ont été utilisés pour extrapoler la série sur la variable *IPGPA* pour la même période.

Tout comme la production agricole en prix constants de la période 1870-1914, celle de la période 1947-1996 a été construite aussi en plusieurs étapes : i) pour la période 1947-1974, la production agricole en prix constants a été obtenue en dégonflant la valeur nominale de la production agricole de Leacey (1983, série F56) par *IPGPA* (1947=100) ; ii) la série en dollars courants ainsi obtenue a ensuite été raccordée en 1974 à celle en prix constants (1986=100) publiée dans Statistique Canada (1997, tableau 4) pour la période 1961-1996. Le ratio des séries issues de i) et ii) en 1974, qui est égale à 3,464 a été utilisé pour diviser la série de la production réelle agricole (1986=100) et ainsi la ramener à la base 1947=100.

2.4.2.2. Manufactures

L'indice général des prix de gros (1935-39=100) (Leacey 1983, série K33), disponible pour la période 1867-1975 sur une base annuelle, a été utilisé pour dégonfler la valeur de la production du secteur manufacturier pour l'avant-guerre puisée d'Urquhart (1993, tableau 1.1, p. 11-15) et celle de l'après-guerre issue de Leacy (1983, série F60). L'année de base de cet indice n'étant pas couverte par notre période échantillonnale d'avant-guerre (1870-1914) et d'après-guerre (1947-1996), nous avons donc rebasé cet indice à l'année 1870 et à l'année 1947, respectivement, pour la période d'avant et d'après-guerre. Cette procédure de changement de l'année de base s'applique toutes les fois que l'indice général des prix de gros ou ses composantes ont été utilisées.

Pour le secteur des manufactures, la construction de la série en prix constants pour la période 1870-1914 ne présente aucune difficulté. En revanche, pour la période 1947-1996, nous avons procédé de la même façon que pour l'agriculture. Autrement dit, nous avons construit la série du PIB au coût des facteurs des manufactures en prix constants (1947=100) à partir de l'IGPG de Leacy (1983, série K33) et de la série nominale du PIB des manufactures de Leacy (1983, série F60). La série en prix constants obtenue a été raccordée en 1974 à la série du PIB en dollars constants au coût des facteurs des manufactures de Statistique Canada (1997, tableau 4) (1986=100). Le raccordement des deux séries a été effectué en divisant la série de Statistique

Canada (1997) en prix constants (1986=100) par le ratio de la série du PIB en dollars constants de Statistique Canada (1986=100) à celui de notre série du PIB en dollars constants (1947=100) pour l'année 1974. Ce ratio est égal à 6,72.

2.4.2.3 Construction

L'indice général des prix de gros des matières brutes et des produits partiellement manufacturés (1935-39=100) disponible pour la période 1890-1975 (Leacey 1983, série K44), a été utilisé pour dégonfler la série du PIB d'avant-guerre du secteur de la construction puisée d'Urquhart (1993, tableau 1.1, p. 11-15) et celle de l'après-guerre issue de Leacy (1983, série F61). Cet indice de prix, disponible pour la période 1890-1975, a été extrapolé de 1890 à 1870 en utilisant comme variable explicative l'indice général des prix de gros disponible de 1867 à 1975 (Leacy 1983, série K33). Tous ces indices ont été rebasés, pour la période d'avant-guerre, à l'année 1890.

L'extrapolation des données pour la période 1870-90 a été effectuée en utilisant la période 1890-1975, période pendant laquelle les séries sur les deux variables existent, et au moyen de l'équation de régression suivante :

$$\begin{aligned} \ln(IPGM) = & 0,188 + 0,086 \ln(IGPG) - 0,0103(\ln(IGPG))^2 + 0,033\ln(IGPG) \cdot t \\ & (2,140) \quad (1,802) \quad (1,766) \quad (2,672) \\ & - 0,0027(\ln(IGPG))^2 \cdot t, \\ & (1,928) \end{aligned} \quad (4)$$

où

IPGM = indice général des prix de gros des matières brutes et des produits partiellement manufacturés (1890=100) ;

IGPG = indice général des prix de gros (1890=100).

L'équation (4) a été estimée par la méthode des MCG. Les résultats ont indiqué que tous les estimés sont significatifs à au moins 90%. En outre, d'une façon générale, avec un R^2 de 78%, l'équation (4) caractérise adéquatement le comportement de la variable *IGPG* et la relation est relativement stable dans le temps.⁴⁶ Les estimés de

l'équation (2) ainsi que les séries sur les variables *IGPG* et *t* pour la période 1870-1890 ont été utilisées pour extrapoler la série sur la variable *IPGM* pour la même période.

Tout comme la production du secteur de la construction en prix constants de la période 1870-1914, celle de la période 1947-1996 a été construite aussi en plusieurs étapes : i) pour la période 1947-1974, la production du secteur de la construction en prix constants a été obtenue en dégonflant la valeur nominale du PIB du secteur de la construction de Leacey (1983; série F61) par l'*IPGM* (1947=100) ; ii) la série ainsi obtenue a ensuite été raccordée en 1974 à celle en prix constants (1986=100) publiée par Statistique Canada (1997, tableau 4) pour la période 1961-1996. La série du PIB réel du secteur de la construction (1986=100) a été divisée par le ratio des séries issues de i) et ii) en 1974, qui est égale à 5,42, pour la ramener à la base 1947=100.

2.4.2.4 Mines

L'indice des prix des produits miniers n'est pas disponible de façon explicite. Les quantités physiques des produits miniers métalliques, non-métalliques et énergétiques de même que leur valeur respective sont disponibles pour bon nombre d'entre eux depuis 1886 pour les deux premiers et depuis 1867 pour les derniers et ce, jusqu'en 1975. Seuls les produits dont les séries en valeurs et en quantités physiques sont disponibles de façon continue lors des périodes 1870-1914 et 1947-1996 ont été retenus. À partir des données figurant dans Leacey (1983), nous avons calculé le prix implicite de chaque produit à partir du ratio des valeurs sur les quantités physiques. Les séries sur les produits métalliques et non-métalliques portent sur le cuivre (séries P3 et P4), l'or (séries P5 et P6), le plomb (séries P9 et P10) le nickel (séries P15 et P16), l'argent (séries P19 et P20), l'amiante (séries P82 et P83), le gypse (séries P84 et P85) et le sulphure (séries P98 et P99). Nous avons joints à ces séries, celles sur les prix et quantités de charbon et de pétrole brut disponibles, respectivement, depuis 1867 et 1886 (Leacey 1983 ; séries Q6 et Q7 ; Q19 et Q20). L'indice des prix de Laspeyres que nous avons construit pour la période 1890-1914 et 1947-1974 à partir de tous les produits a été ensuite extrapolé pour la période 1870-1890 au moyen de l'indice élémentaire du prix du charbon, le seul à être disponible avant 1890.

L'extrapolation de la série sur l'indice des prix de Laspeyres des produits miniers pour la période 1870-1890 a été effectuée en utilisant la série de cet indice estimée pour la période 1890-1975 ainsi que celle sur l'indice élémentaire du prix du charbon disponible pour la même période. Le modèle suivant a été utilisé pour établir la relation entre l'indice des prix de Laspeyres des produits miniers et l'indice élémentaire du charbon

$$\begin{aligned} \ln(\text{IPPM}) = & 0,063 + 0,17 \ln(\text{IEPC}) + 0,01t - 0,77(\ln(\text{IEPC}))^2 + 0,06 \ln(\text{IEPC}) \cdot t \\ & (1,916) \quad (3,130) \quad (2,212) \quad (2,104) \quad (1,910) \\ & - 0,0107(\ln(\text{IEPC}))^2 \cdot t, \\ & (1,718) \end{aligned} \tag{5}$$

où

IPPM = indice des prix de Laspeyres (1890=100) des produits miniers ;
IEPC = indice élémentaire du prix du charbon (1890=100).

L'équation (5) a été estimée par la méthode des MCG. Les résultats ont indiqué que les estimés des paramètres sont significatifs à au moins 90%. D'une façon générale, avec un R^2 de 86%, l'équation (5) caractérise adéquatement le comportement de la variable IPPM et la relation est relativement stable dans le temps.⁴⁷ Les estimés des paramètres ainsi que la série sur la variable IEPC et t pour la période 1870-1890 ont été utilisés pour extrapoler la série sur la variable IPPM pour la même période.

La série sur le PIB en prix constants (1947=100) du secteur minier pour la période 1947-1996 a été construite aussi en plusieurs étapes : i) pour la période 1947-1974, le PIB du secteur minier en prix constants a été obtenue en dégonflant la valeur nominale du PIB du secteur des mines de Leacey (1983, série F59) par IPPM (1947=100) ; ii) la série ainsi obtenue a ensuite été raccordée en 1974 à celle en prix constants (1986=100) publiée par Statistique Canada pour la période 1961-1996. La série du PIB réel du secteur des mines (1986=100) a été divisée par le ratio des séries issues de i) et ii) en 1974, qui est égal à 7,547, pour ainsi la ramener à la base 1947=100.

2.4.2.5 Transport et entreposage

Les indices de prix du producteur ne sont pas disponibles pour les services tels le

transport et l'entreposage. En revanche, l'indice du prix du consommateur renferme une composante transport (composante transport de l'indice des prix à la consommation, ci-après *CTIPC*) (voir Leacey, 1983, série K15) dont la série a été publiée séparément à partir de 1949. De 1926 à 1949, la série sur le transport a été publiée de façon agrégée avec les séries sur la santé et soins personnels, récréation éducation et lecture, et tabac et boissons alcooliques (séries K15-K18). Bien que cette série soit hétérogène pour l'ensemble de la période 1926-1996, elle offre au moins l'avantage de ne pas présenter de bris en 1949, année où elle est passée d'un caractère agrégé à désagrégé. Cette série, conjointement avec celle sur l'indice général des prix de gros (Leacey, 1983, séries K33) disponible depuis 1867, ont été utilisées pour générer un indice des prix de gros des services à partir d'une équation de régression. En effet, nous avons extrapolé les données de l'indice de prix des services pour la période 1870-1914 en utilisant les résultats du modèle suivant estimé pour la période 1926-1975 :

$$\ln(CTIPC) = 0,081 + 0,886 \ln(IGPG) + 0,01t - 0,021 \ln(IGPG).t, \quad (4)$$

(1,869) (3,301) (2,171) (1,969)

où

CTIPC =composante transport de l'indice des prix à la consommation (1926=100)

IGPG =indice général des prix de gros (1926=100).

L'équation (4) a été estimée par la méthode des MCG et les estimés sont tous statistiquement significatifs à au moins 10%. D'une façon générale, avec un R^2 de 95%, l'équation (4) caractérise adéquatement le comportement de la variable *CTIPC* et la relation est relativement stable dans le temps.⁴⁸ Les résultats de l'équation (4) ainsi que les séries sur les variables *IGPG* et *t* pour la période 1870-1914 ont été utilisés pour extrapoler la série sur la variable *CTIPC* pour la même période.

La série sur le PIB en prix constants (1947=100) du secteur du transport et de l'entreposage pour la période 1947-1996 a été construite aussi en plusieurs étapes : i) pour la période 1947-1974, le PIB en prix constants a été obtenue en dégonflant la valeur nominale du PIB du secteur du transport et de l'entreposage de Leacey (1983, séries F62 et F63) par *CTIPC* (1947=100) ; ii) la série ainsi obtenue a ensuite été raccordée en 1974

à celle en prix constants (1986 = 100) publiée par Statistique Canada (1997) pour la période 1961-1996. La série du PIB réel du secteur du transport et de l'entreposage (1986=100) a été divisé par le ratio des séries issues de i) et ii) en 1974 pour ainsi la ramener à la base 1947=100. Ce ratio est égal à 4,85.

2.4.2.6. Exploitation forestière, pêche et piégeage

La composante des produits de bois et des produits de papier de l'indice des prix de gros (1935-39=100) (Leacey 1983, série K38), disponible pour la période 1867-1975, a été utilisée pour dégonfler la valeur de la production du secteur de l'exploitation forestière, pêche et piégeage pour l'avant-guerre puisée d'Urquhart (1993, tableau 1.1, p. 11-15) et celle de l'après-guerre issue de Leacy (1983, séries F57 et F58). L'année de base de cet indice n'étant pas couverte par notre période échantillonnale d'avant-guerre (1870-1914) et d'après-guerre (1947-1996), nous avons rebasé cet indice à l'année 1870 et à l'année 1947, respectivement, pour la période d'avant et d'après-guerre.

Pour le secteur de l'exploitation forestière, pêche et piégeage, la construction de la série en prix constants pour la période 1870-1914 n'a présenté aucune difficulté. En revanche, pour la période 1947-1996, nous avons procédé de la même façon que pour le secteur des manufactures. Autrement dit, nous avons construit la série du PIB de l'exploitation forestière, pêche et piégeage en prix constants (1947=100) pour la période 1947-1974 à partir de la série nominale de Leacy (1983) et de la série de l'indice de prix (Leacy 1983, série K38). La série du PIB en prix constants obtenue a été raccordée à celle en prix constants (1986=100) publiée par Statistique Canada (1997) pour la période 1961-1996. Le raccordement de la série de Leacy (1983) avec celle de Statistique Canada (1997) a été effectué en divisant cette dernière par le ratio de la série du PIB (1986=100) à celui du PIB (1947=100) pour l'année 1974. Ce ratio est égal à 5,70.

2.4.2.7. Le reste de l'économie

Avec seulement 41,6% de la production en prix constants de l'économie en 1996,

comparativement à 67,9% en 1870, la représentativité des secteurs agricole, manufacturier, minier, exploitation forestière, pêche et piégeage, transport et entreposage, construction a diminué à travers le temps (voir annexes 1). Pour que les résultats obtenus dans cette thèse aient un sens sur le plan de la politique économique et, surtout, soient comparables à ceux de la littérature économique sur le même sujet, la valeur de la production de tous les secteurs qui n'ont pas de dégonfleur explicite a été incluse dans un pseudo secteur appelé reste de l'économie. La production en dollars constants dans le reste de l'économie a été déterminée de façon résiduelle à partir de la différence entre le PIB réel de toute l'économie et la somme en termes réels de celui de chacun des six secteurs individuels considérés et énumérés ci-dessus. En d'autres termes, le reste de l'économie comprend les communications, les finances, les assurances et affaires immobilières, les services publics et les services gouvernementaux, le commerce de gros et de détail, les services socioculturels commerciaux et personnels.

Le PIB agrégé au coût des facteurs en prix constants (1890=100) de la période 1870-1914 a été obtenu en utilisant la série du PIB de l'économie en dollars courants "nouvelle base" d'Urquhart (1993, tableau 1.1) que nous avons dégonflé par l'indice de prix implicite du PNB (1900 = 100) d'Urquhart (1993, tableau 1.6) rebasé à l'année 1890.

La série du PIB au coût des facteurs en dollars constants (prix de 1947) pour la période 1947-96 a été obtenue comme suit : i) nous avons construit la série du PIB en dollars constants aux prix de 1947 en utilisant le PIB en dollars courants au coût des facteurs de Leacy (1983, série F71) pour la période 1947-61 que nous avons dégonflé par l'indice de prix implicite du PIB (1986=100) de Statistique Canada (1997) rebasé à l'année 1947 ; ii) nous avons utilisé le PIB en dollars constants (1986=100) de la période 1961-96 de Statistique Canada (tableau 4) ; iii) nous avons effectué le raccordement de la série obtenue en i) et en ii).

2.4.3. Analyse des séries de production sectorielles en prix constants

La thèse traditionaliste du développement historique de l'économie canadienne a indiqué que le choc du blé a constitué un tournant décisif dans la croissance de

l'économie canadienne. L'histoire économique récente a aussi indiqué que le choc pétrolier a affecté l'économie canadienne de façon significative. Quelles sont les manifestations au niveau sectoriel de chacun de ces chocs ? Le choc du blé, par exemple, a-t-il affecté la plupart des secteurs de l'économie et à quel degré (de façon transitoire ou permanente) ? Ou encore, a-t-il affecté seulement certains secteurs qui ont un poids tel qu'ils ont pu exercer un impact à un niveau macroéconomique ?

2.4.3.1. L'avant-guerre

Jusqu'à la fin des années 1890, tous les secteurs de l'économie canadienne ont semblé avoir fait face à des chocs transitoires, sans conséquence ni sur le niveau de la production ni même sur son taux de croissance de long terme (voir les graphiques 2.1.1 et 2.1.7). Il en est ainsi en particulier pour le secteur agricole qui a été affecté par des chocs associés au commerce extérieur du Canada avec les États Unis et le Royaume Uni.⁴⁹ En effet, au cours de la période 1870-1890, le Canada a connu des pertes de marchés extérieurs pour le blé causées entre autres par la concurrence avec le blé du Centre Ouest (*Middle West*) américain rendu plus concurrentiel grâce à l'existence de moyens ferroviaires modernes. Les effets des chocs provoqués par la perte des marchés extérieurs ne semblent, toutefois, ni avoir duré très longtemps ni avoir affecté de façon permanente le niveau ou la tendance de la production. De même la perte de marchés extérieurs pour les produits forestiers provenant de l'utilisation moindre du bois de charpente et du bois de construction a affecté, quoique de façon temporaire, le niveau de la production du secteur de l'exploitation forestière, pêche et piégeage. L'effet a été aussi ressenti au niveau de la croissance de la production de ce secteur qui a eu tendance à ralentir de façon marquée entre 1885 et 1890.

Les chocs transitoires associés au commerce du blé et aux produits forestiers semblent aussi avoir affecté le secteur manufacturier ainsi que celui couvrant le reste de l'économie. Mais très vite, ces deux secteurs ont semblé retrouvé leur niveau ainsi que la croissance relativement soutenue de leur production respective. De son côté, après avoir connu une croissance anémique et des chocs temporaires lors de la période 1870-1880, la production du secteur minier a connu une croissance rapide lors de la période

1885-1894.

[Insérer les graphiques 2.1.1-2.1.7 ici]

La production du secteur de la construction a aussi été marquée par des chocs transitoires qui sont survenus au cours de la période 1870-1890. L'impulsion de ces chocs a émané essentiellement de la construction d'un réseau ferroviaire. En effet, jusqu'en 1870, le secteur ferroviaire canadien se résumait à une seule ligne principale. La construction d'un système ferroviaire entre 1872 et 1876 (construction de la ligne intercoloniale partant des Maritimes au Canada central), dans la période 1881-1885 (la ligne ferroviaire du Canadian Pacific vers la côte Ouest) a provoqué des chocs transitoires sur le niveau de la production du secteur de la construction au Canada. La croissance de la production de ce secteur, bien que relativement vigoureuse durant la période 1870-1882, a eu tendance à ralentir de façon substantielle entre 1882 et 1888, pour finalement devenir négative entre 1884 et 1894.

Le développement du secteur ferroviaire au Canada pendant la période 1870-1890 semble avoir eu des effets importants sur la croissance de la production du secteur du transport et de l'entreposage dont la croissance économique s'est accélérée de façon importante à partir de 1880 jusqu'à 1890.

Des changements dans les coûts et les prix des produits ont provoqué en premier un développement substantiel du secteur agricole (causé par la demande extérieure de matières brutes et en particulier par les exportations importantes de blé) et un peu plus tard un essor du secteur minier (métaux de base et métaux précieux) et des secteurs forestier (pâtes et papier) et manufacturier. Le développement de ces secteurs a conduit à une prospérité de l'économie canadienne dans son ensemble. Le PNB aux prix courants du marché (Urquhart 1993, tableau 1.6) a montré que l'année du boom du blé a marqué un tournant décisif dans l'histoire de l'économie du Canada

L'essor du secteur de l'agriculture (en particulier grâce à l'exploitation massive

des terres de blé dans les provinces des Prairies) a permis l'émergence d'un marché pour des produits industriels au Québec et en Ontario et par la suite une intégration économique avec les autres provinces. La période 1895-1920 s'est traduite par des investissements massifs induits par les anticipations de gains liées à l'exploitation de nouveaux gisements miniers découverts grâce à la mise en place du système ferroviaire. Durant la période 1900-1914, la construction de deux autres lignes transcontinentales et de nombreuses lignes secondaires dans les Prairies, a contribué à la croissance du secteur de la construction et à celui du transport et de l'entreposage, principalement en raison des mouvements de passagers et de fret générés par les nouvelles installations.

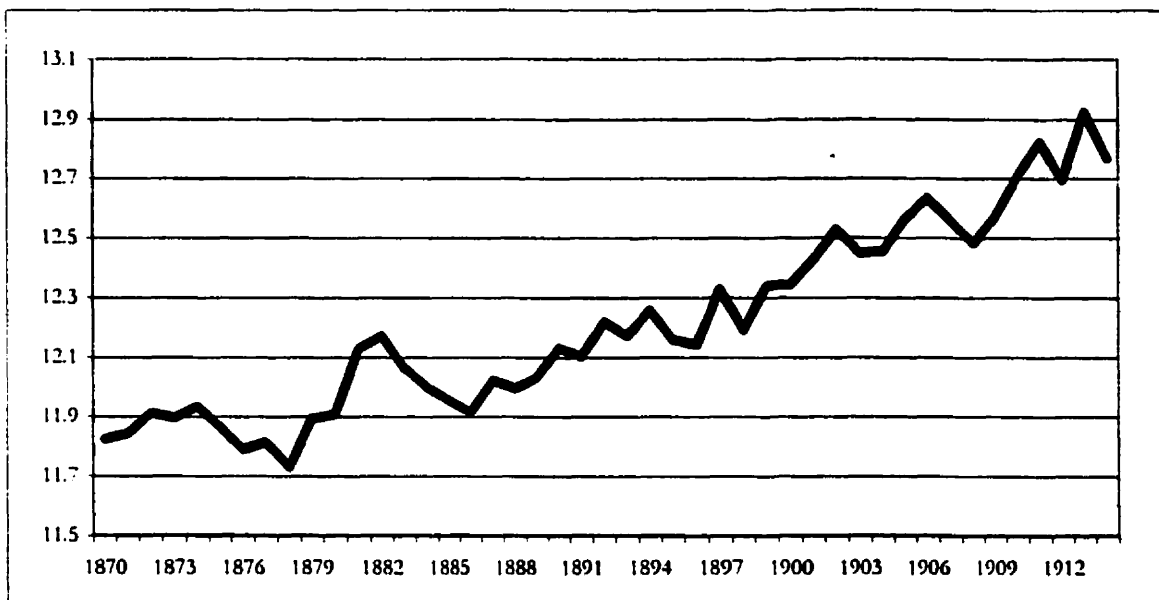
Même si l'économie canadienne a connu une période d'industrialisation entre 1900 et 1920, il est, selon Urquhart (1986, p. 43), surprenant de constater que la part du secteur agricole dans le PIB au coût des facteurs n'a pas baissé de façon importante entre 1870 et 1926. Le maintien du secteur agricole en tant que source importante de revenus est dû aux revenus issus de la vente du blé.

En résumé donc, l'analyse des séries sur la production sectorielle pour la période d'avant-guerre a révélé les faits stylisés suivants : En premier lieu, malgré la présence de certains chocs lors de la période 1870-1890, leurs effets, tant sur le niveau que sur la croissance de la production, semblent avoir été temporaires et relativement mineurs. En second lieu, le choc du blé à partir de 1890 a eu, par contre, un effet décisif tant sur la croissance du secteur agricole mais aussi sur les secteurs qui lui sont reliés directement tels les manufactures, le transport et l'entreposage et le reste de l'économie et indirectement sur les mines et l'exploitation forestière, pêche et piégeage.

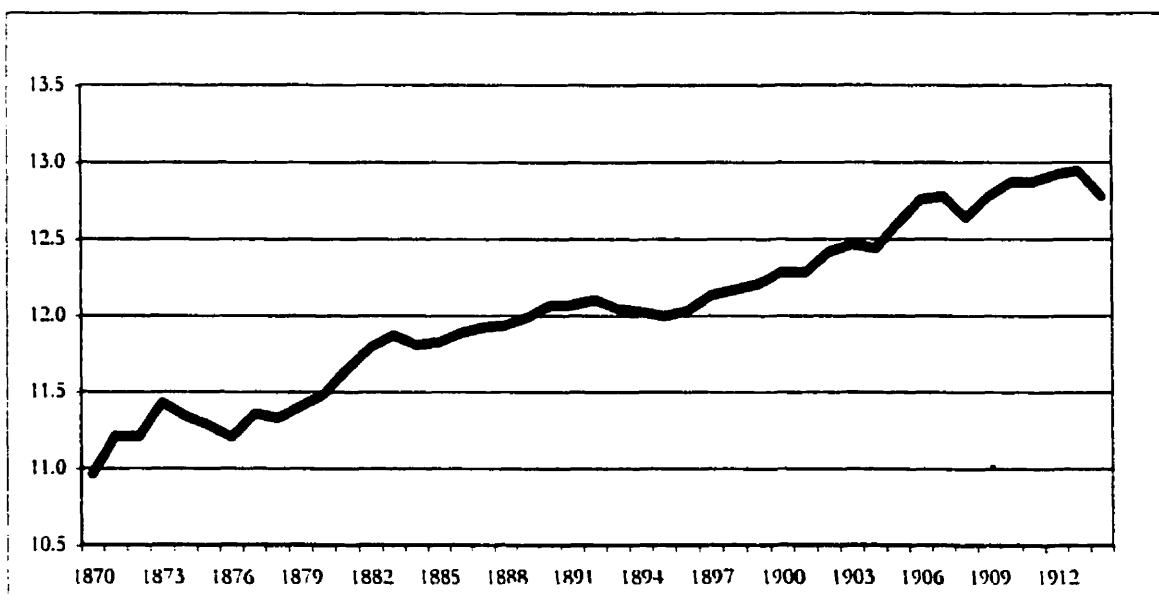
2.4.3.2. L'après-guerre

Au niveau macroéconomique, la période d'après-seconde guerre mondiale a été une période de croissance ininterrompue jusqu'en 1973, année où le choc pétrolier s'est produit. L'impact de celui-ci s'est manifesté sur la tendance de la production sectorielle du secteur minier et celle de l'exploitation forestière, pêche et piégeage, où l'on note un bris structurel sur les séries (voir les graphiques 2.2.1-2.2.7). Après une

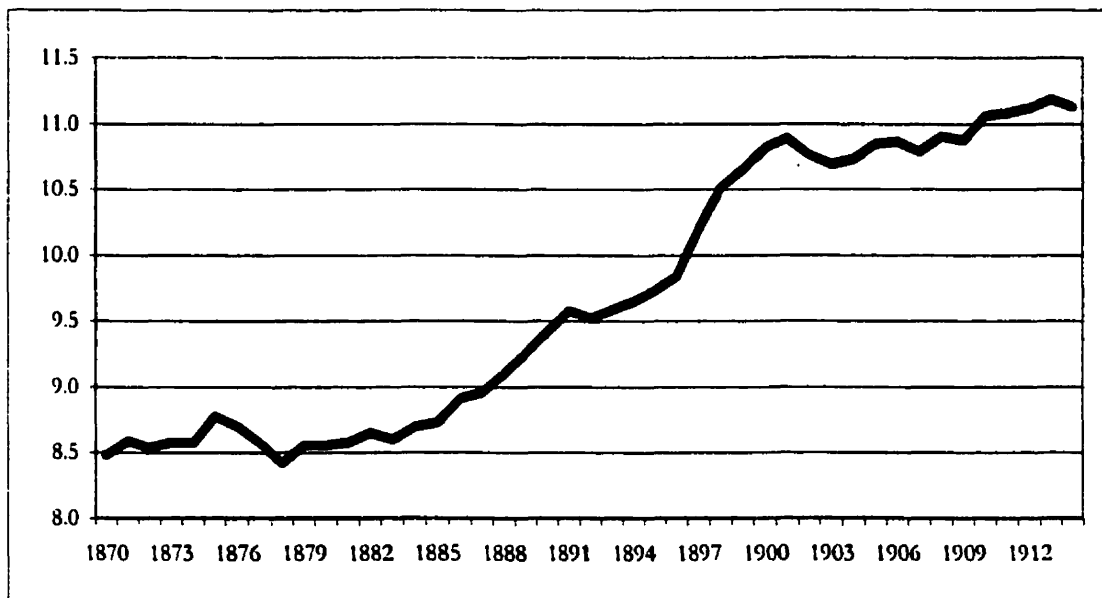
Graphique 2.1.1 PIB sectoriel de l'agriculture en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914) (1890=100)



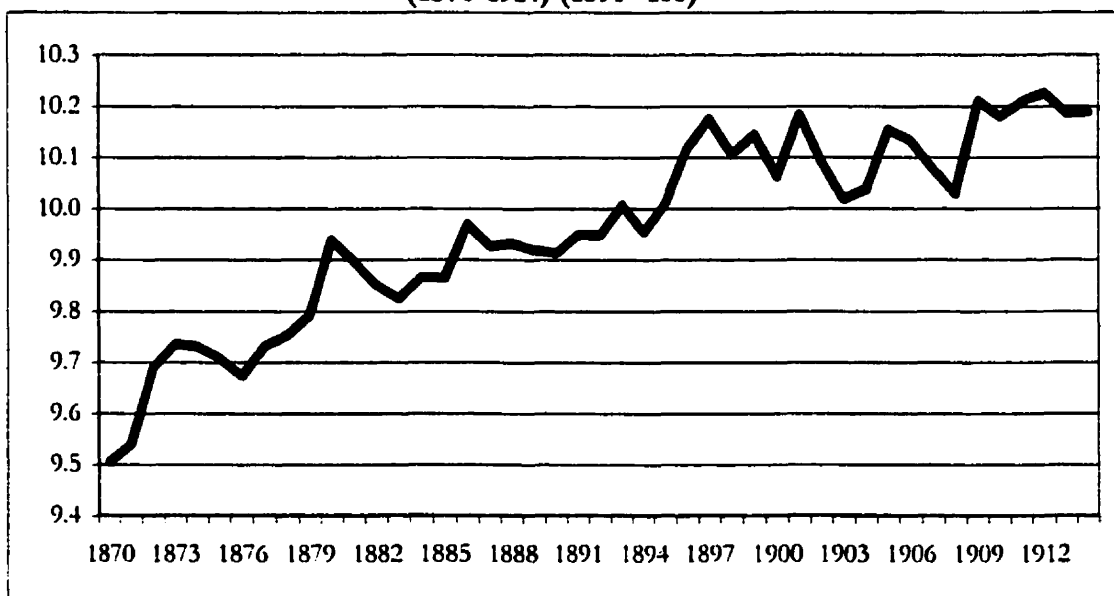
Graphique 2.1.2 PIB sectoriel des manufactures en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914) (1890=100)



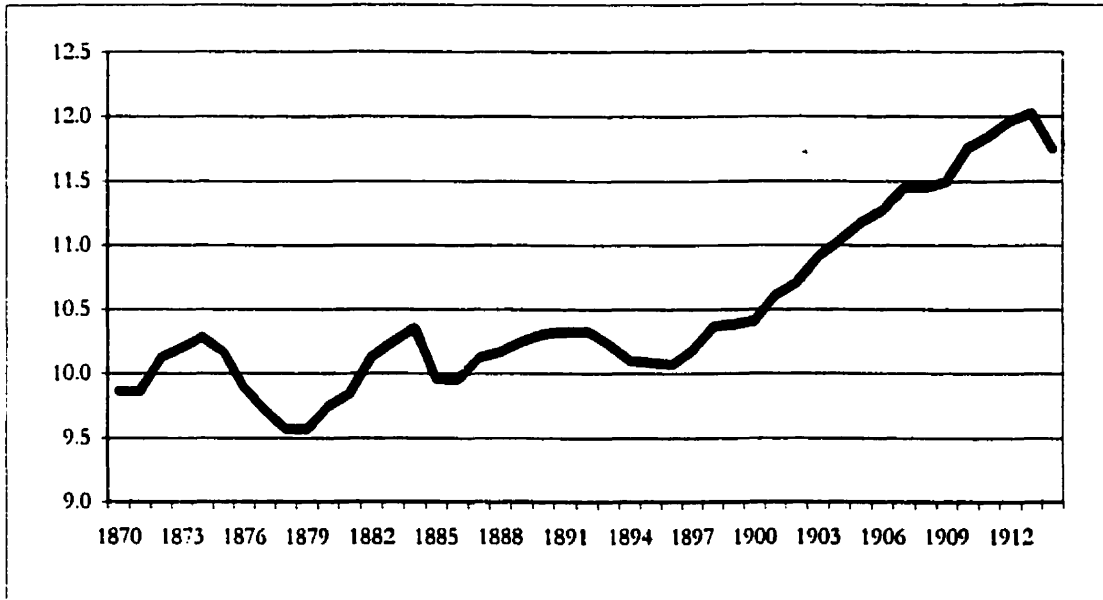
**Graphique 2.1.3 PIB sectoriel des mines en prix constants (en logarithmes)
durant la période d'avant-guerre (1870-1914) (1890=100)**



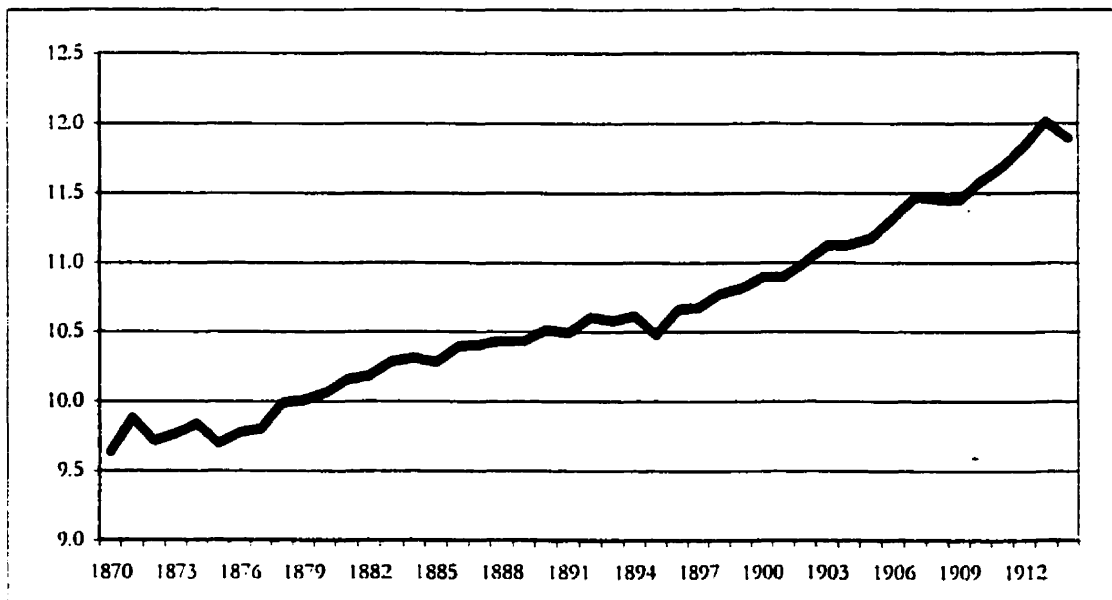
**Graphique 2.1.4 PIB sectoriel de l'exploitation forestière, pêche et piégeage
en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre
(1870-1914) (1890=100)**



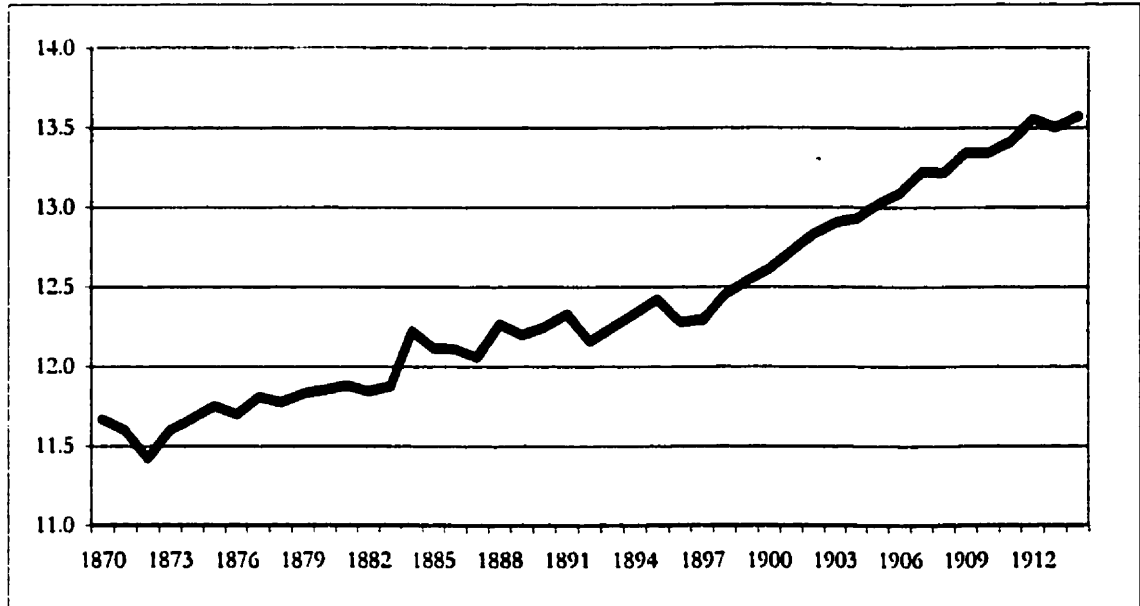
**Graphique 2.1.5 PIB sectoriel de la construction en prix constants
(en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914) (1890=100)**



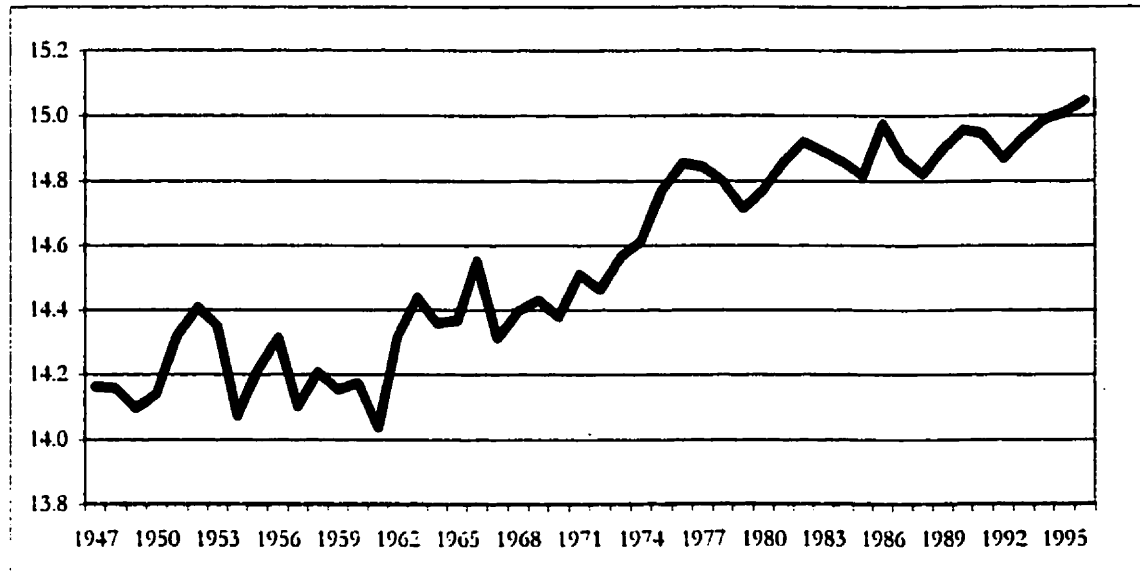
**Graphique 2.1.6 PIB sectoriel du transport et de l'entreposage en prix constants
(en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914) (1890=100)**



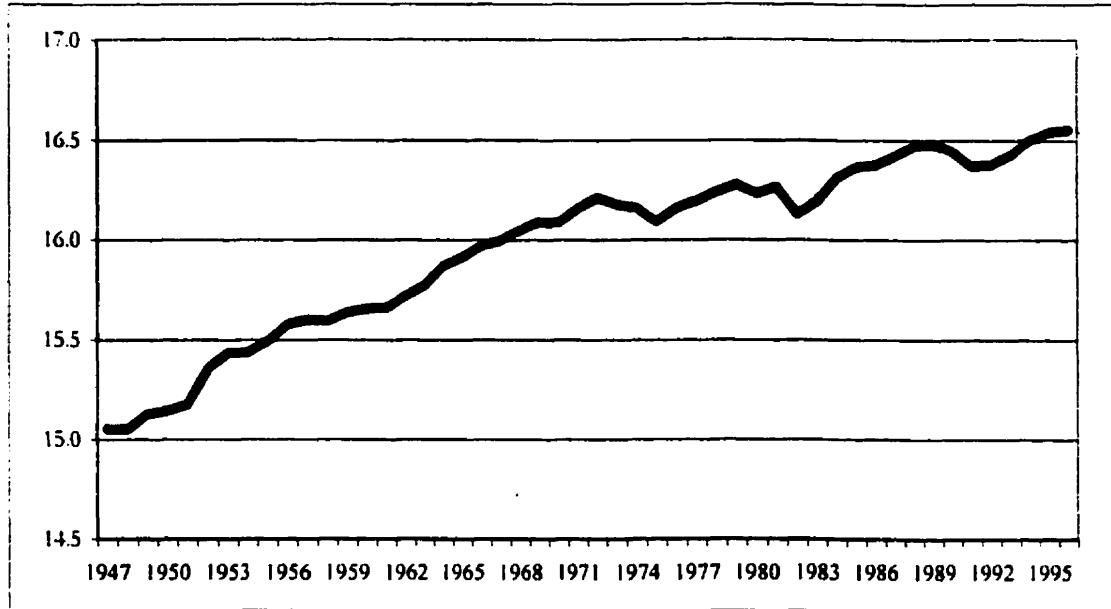
Graphique 2.1.7 PIB sectoriel du reste de l'économie en prix constants (en logarithmes) durant la période d'avant-guerre (1870-1914) (1890=100)



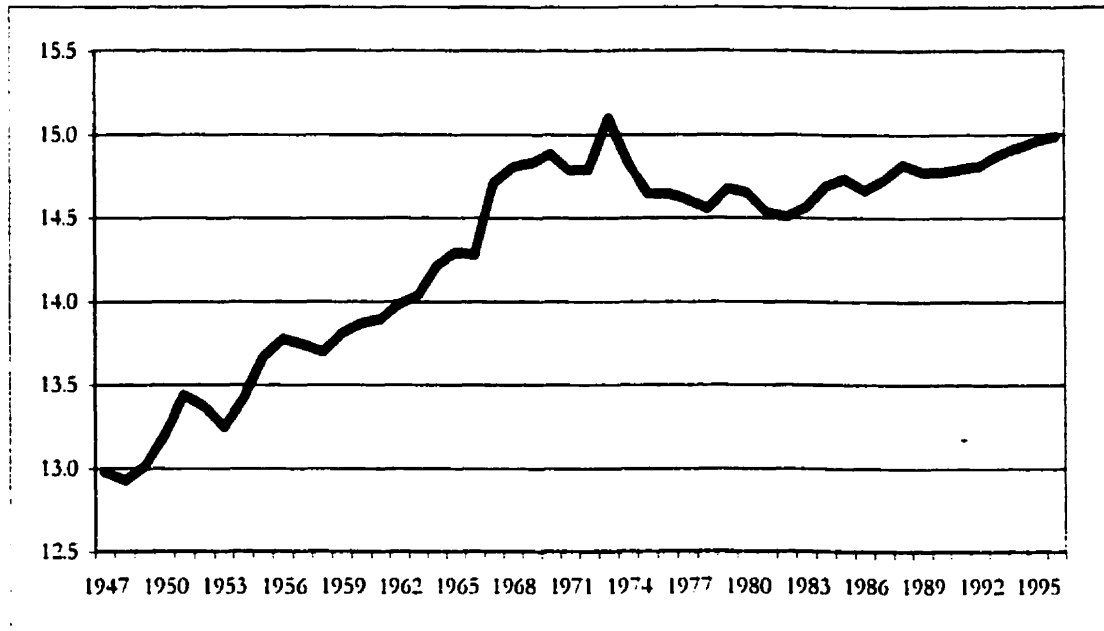
Graphiques 2.2.1 PIB sectoriel de l'agriculture en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996) (1947=100)



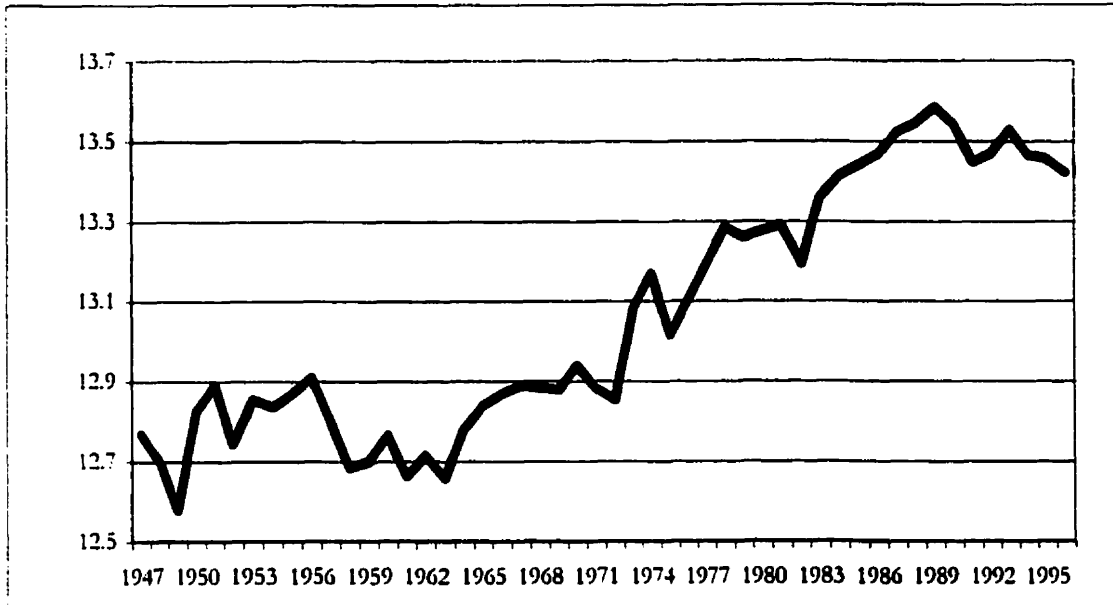
Graphique 2.2.2 PIB sectoriel des manufactures en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996) (1947=100)



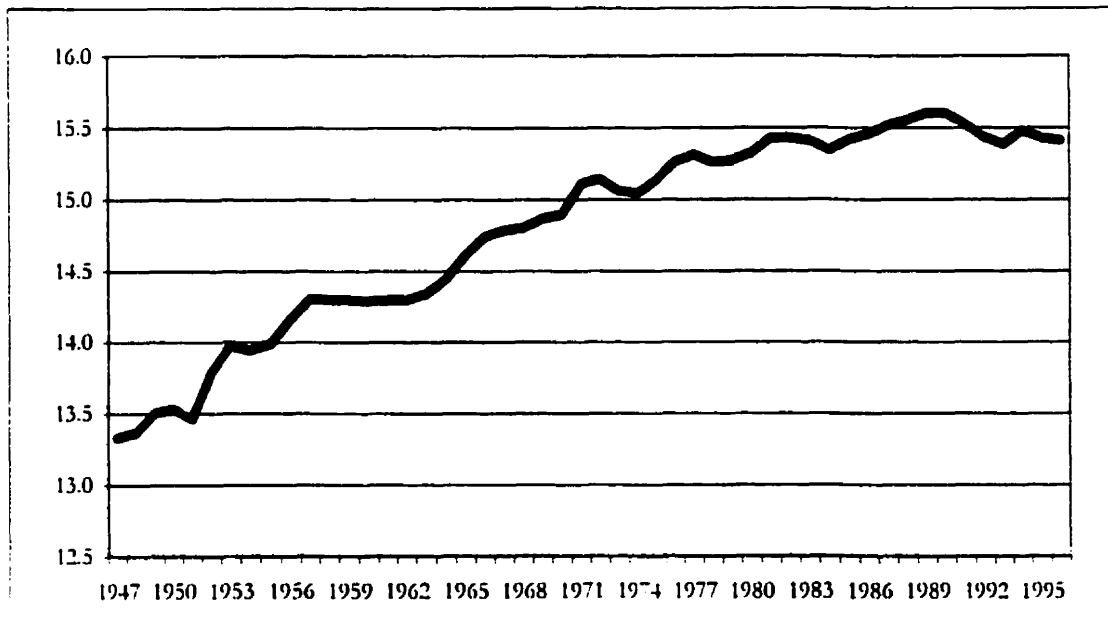
Graphique 2.2.3 PIB sectoriel des mines en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996) (1947=100)



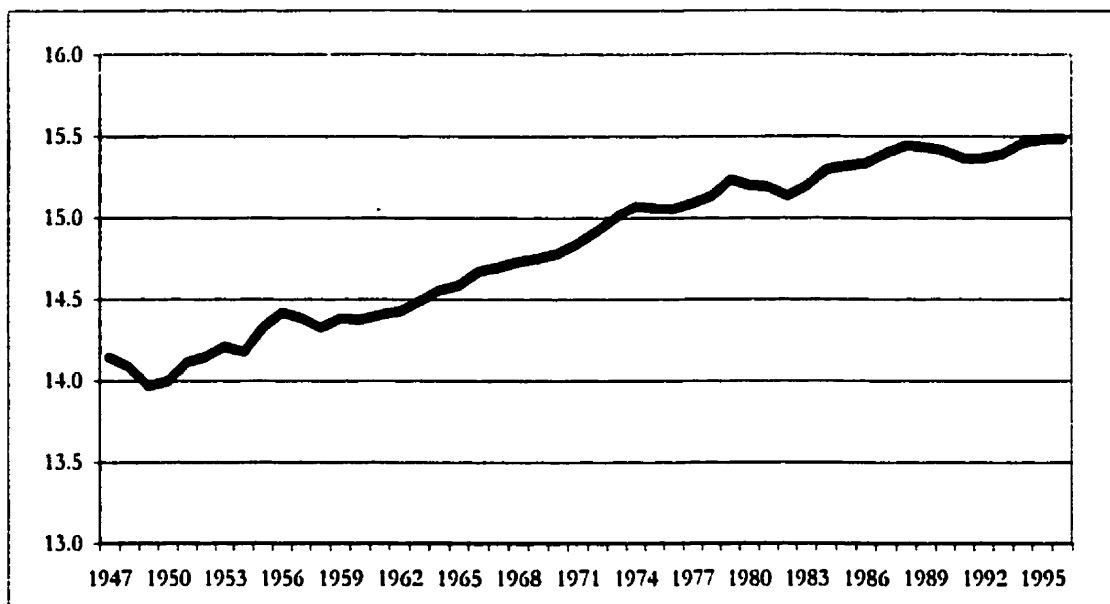
Graphique 2.2.4 PIB sectoriel de l'exploitation forestière, pêche et piégeage en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996) (1947=100)



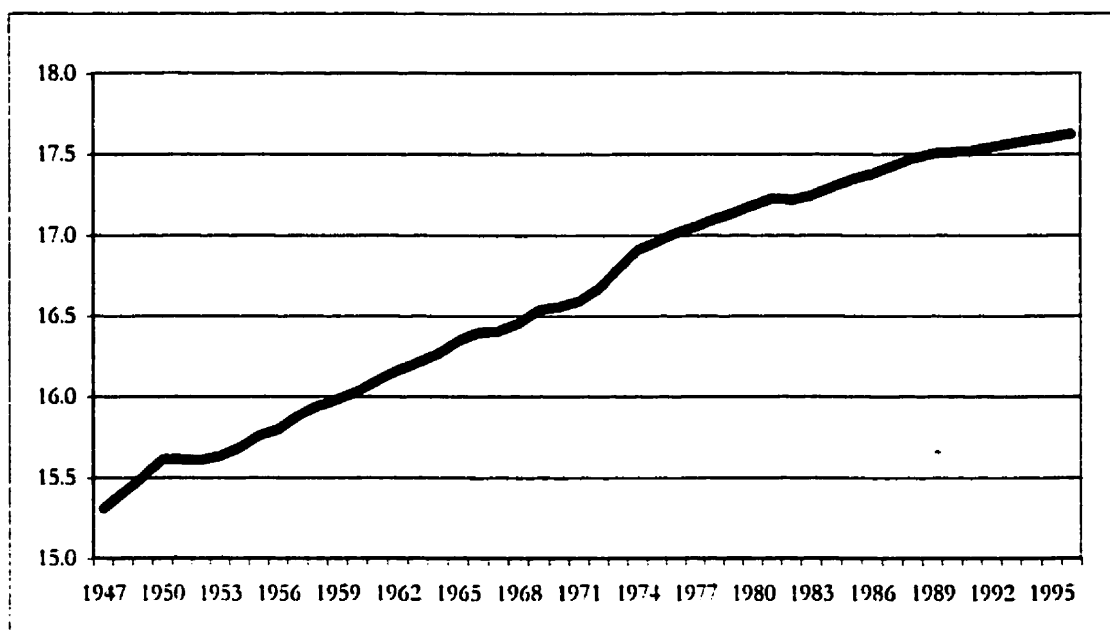
Graphique 2.2.5 PIB sectoriel de la construction en prix constants (en logarithmes) durant la période d'après-guerre (1947-1996) (1947=100)



**Graphique 2.2.6 PIB sectoriel du transport et de l'entreposage
en prix constants (en logarithmes) durant la période
d'après-guerre (1947-1996) (1947=100)**



**Graphique 2.2.7 PIB sectoriel du reste de l'économie
en prix constants (en logarithmes) durant la période
d'après-guerre (1947-1996) (1947=100)**



croissance ininterrompue entre 1947 et 1972, la production du secteur minier a observé une croissance négative durant la période 1972-1981, pour ensuite observer une reprise relativement modeste.

[Insérer les graphiques 2.2.1-2.2.7 ici]

Quoique leur impact ait été moindre que celui exercé sur la production minière, les effets du choc pétrolier ont également affecté la tendance générale de la production des autres secteurs qui a observé un ralentissement relativement important de la croissance durant la période post-1973. Il est important de noter que les secteurs du transport et de l'entreposage ainsi que le reste de l'économie ont été les moins affectés par le choc pétrolier de 1973. Le caractère intensif en travail du secteur du reste de l'économie pourrait expliquer le fait que ce secteur n'est pas été substantiellement affecté par ce choc. En revanche, dans le cas du transport et de l'entreposage, ce choc a probablement affecté ce secteur dans le court terme en raison de la présence de coûts d'ajustement importants ; par contre il semblerait que ce secteur ait pu s'ajuster assez rapidement en procédant à un changement de la technologie qui économise de l'énergie.

2.5 Analyse de la fiabilité du PIB sectoriel

Rappelons le cheminement de notre démarche. Les séries historiques officielles du Canada concernant le PIB par industrie datent de 1926 pour les estimés en prix courants mais seulement de 1961 pour celles en prix constants (Voir Leacy 1983 et Statistique Canada 1997). En revanche les séries officielles du PIB canadien en prix constants datent de 1926. Urquhart (1993) a prolongé les séries historiques sur le PIB en prix courants par industrie ainsi que le PNB de l'économie en prix courants et constants jusqu'en 1870. La disponibilité de séries historiques sur les indices de prix (Leacy 1983) mais aussi l'extrapolation d'un certain nombre d'entre-eux jusqu'à 1870 au moyen de régressions économétriques nous a permis de construire des séries sur le PIB sectoriel en prix constants.

La construction de nouvelles séries au moyen de modèles économétriques et de séries repères (*benchmarks*) n'est, toutefois, pas sans causer un problème sur la qualité des séries ainsi construites, particulièrement leur degré de volatilité. Cette question n'est pas sans rappeler le débat concernant les séries sur le PNB d'avant-guerre des États-Unis. En effet, les séries historiques d'avant-guerre du PNB américain construites par Kuznets (1961) ont été particulièrement jugées non satisfaisantes pour rendre compte adéquatement de l'évolution de l'efficacité des politiques de stabilisation macroéconomique entre l'avant et l'après-guerre. En révisant ces séries, Romer (1989) a trouvé que les séries d'avant-guerre du PNB souffraient d'un excès de volatilité dont la source réside principalement dans la surestimation des comouvements entre le PNB et la production des différents biens. Un tel résultat s'écarte du point de vue largement répandu selon lequel les politiques de stabilisation seraient devenues plus efficaces à travers le temps.

Romer (1989) a affirmé que si les estimés de la série standard du PNB américain d'avant-1909 fournissent une assez bonne indication de la tendance de long terme de la production brute, ils ne représentent pas de façon adéquate les mouvements annuels de la production. Les estimés standard, inférés seulement au moyen des données sur la production des biens, exagèrent la taille des fluctuations cycliques. En effet, Kuznets (1961) a généré ses estimés du PNB en prétendant que la production totale évaluée en prix à la consommation (qui inclut la valeur ajoutée des services, de la distribution et du transport) a une variabilité proportionnelle à celle de la production des biens évaluée en prix des producteurs.

L'hypothèse de Kuznets (1961), quant à la même variabilité du PNB et de la production des biens, ne semble pas être, selon Romer (1989), très raisonnable. À l'inverse de la production des biens, très sensible aux chocs agrégés, elle prétend qu'il est largement accepté dans la théorie économique que les composantes non-biens du PNB (services, commerce, transport) ont eu tendance à être peu affectées par les chocs modérés survenus dans l'après-guerre. Compte tenu du fait que les composantes non-biens du PNB représentent une part importante de la production totale, et que la série des

composantes autres que les biens tangibles est substantiellement plus lisse que celle de la production des biens, la série de Kuznets d'avant-1919 apparaît, selon Romer (1989) être caractérisé par un excès de volatilité.⁵⁰

L'objection de Romer (1989) aux séries produites par Kuznets (1961) s'applique t-elle dans notre contexte ? Autrement dit, l'extrapolation des séries au moyen de techniques de régressions peut-elle générer des séries volatiles et, donc, peu utiles à l'analyse de l'évolution de l'efficacité des politiques de stabilisation. Rappelons que faute de disponibilité de certains dégonfleurs pour la période 1870-1890, nous avons dû en générer économétriquement afin de pouvoir estimer le PIB en prix constants pour cette période. La fiabilité de ces dégonfleurs et, partant du PIB en prix constants, pourrait être critiquée en raison des problèmes de spécification, d'erreurs sur les variables et de choix de techniques d'estimation.

Du point de vue des techniques d'estimation, nous nous sommes assurés autant que possible que les paramètres estimés soient les plus fiables possibles. Pour ce faire, nous avons utilisé des formes fonctionnelles flexibles qui ne restreignent pas la relation entre la série repère et celle que nous voulons prédire à être constante. Non seulement cette relation varie avec l'évolution de la série repère mais aussi en fonction du temps. Le coefficient estimé obtenu, qui varie avec le temps, va prendre en compte les changements structurels qui auraient pu faire que la relation entre la série repère et celle que l'on désire extrapoler ait été différente d'une année à l'autre.

Tableau 2.1— Ratios de volatilité au cours des périodes 1870-1889 et 1890-1914

	1870-1889	1890-1914	Ratio de volatilité
	(1)	(2)	(1)÷(2)
Agriculture	0,08	0,11	0,73
Manufactures	0,10	0,08	1,25
Mines	0,10	0,12	0,83
Exploitation forestière, pêche et piégeage	0,06	0,07	0,86
Construction	0,18	0,12	1,50
Transport et entreposage	0,10	0,09	1,11
Reste de l'économie	0,12	0,08	1,50

Le tableau 2.1 compare la volatilité entre deux périodes pour chacune des séries. Pour calculer les mesures de volatilité figurant dans les tableaux (2.1) et (2.2), nous avons utilisé l'écart type de la première différence dans les logarithmes des productions sectorielles. Les séries extrapolées au moyen des techniques économétriques sont associées à la période 1870-1889 ; elles sont comparées à celles de la période 1890-1914 du point de vue de la volatilité.

Les résultats indiquent que sur les cinq séries pour lesquelles nous avons extrapolé les dégonfleurs pour la période 1870-1889 (soit l'agriculture ; les mines ; l'exploitation forestière, pêche et piégeage ; le transport et l'entreposage ; la construction), trois d'entre-elles ont affiché moins de la volatilité en 1870-1889 comparativement à 1890-1914. En revanche, le PIB des autres secteurs a connu une baisse de volatilité entre les deux sous-périodes, mais pour des raisons qui ne sont pas toujours reliées à des considérations d'extrapolation. Bien que bénéficiant d'un dégonfleur naturel depuis 1870 jusqu'aux années les plus récentes, la volatilité du PIB des manufactures a augmenté de façon importante. Même si nous avons fait appel à des séries extrapolées du dégonfleur du PIB de la construction, la hausse de la volatilité du PIB réel de ce secteur est due essentiellement à la série en prix courants du PIB. Cette dernière est elle-même déjà très volatile en raison de plusieurs phénomènes ayant affecté le développement de ce secteur (voir la section 2.4.3 plus haut).

2.6 L'analyse de la volatilité

2.6.1 L'approche agrégée de la volatilité

Le débat sur la réduction de volatilité entre l'avant et l'après-guerre est important. Premièrement, il permet de trancher la question de l'efficacité de la politique de stabilisation mise en place dans l'après-guerre. Deuxièmement, il permet de discriminer entre les modèles des fluctuations macroéconomiques de fréquences élevées (modèles nouveaux classiques du cycle réel, modèles keynésiens). En effet, s'il y a eu absence importante de réduction dans la sévérité des fluctuations économiques entre l'avant et l'après-guerre, comme l'a affirmé Romer (1986a, 1986b, 1989), cela fournit des arguments

en faveur de la théorie du cycle réel qui attribue les fluctuations économiques aux chocs technologiques. Une faible réduction de la taille des fluctuations cycliques à travers le temps pourrait permettre de construire des modèles applicables à de longues périodes et ce, sans recourir aux différences inobservées dans la variance des chocs technologiques ; si la réduction des cycles a été considérable, il devient plus difficile de défendre la théorie des cycles réels (Sheffrin, 1988, p. 74).

Le résultat obtenu par Romer (1989) pour les États-Unis, selon lequel les fluctuations cycliques dans la production d'avant-guerre et d'après-guerre ont été de même importance, a été corroboré dans certaines études effectuées sur l'économie de pays développés. Dans le cadre de leur comparaison internationale du changement dans la nature des mouvements de court terme, des auteurs comme Sheffrin (1988), Backus et Kehoe (1992) ont affirmé, que dans un grand nombre de pays considérés, les fluctuations économiques ne sont pas devenues substantiellement plus erratiques à travers le temps.

Pour analyser la question du changement de volatilité entre l'avant-guerre et l'après-guerre au Canada, les auteurs ont utilisé des sources de données et des périodes échantillonnelles différentes. Les séries historiques du PNB nominal utilisées par Sheffrin (1988), Backus et Kehoe (1992), et Altman (1992b) sont composées des séries officielles de Statistique Canada pour la période post-1926, et des séries construites par Urquhart (1986) pour la période 1870-1926. Alors que Sheffrin (1988), Backus et Kehoe (1992) ont utilisé les séries du PNB réel d'Urquhart (1986), Altman (1992b) a utilisé ses propres estimés du PNB réel. En effet, Altman a utilisé la série du PNB nominal d'Urquhart (1986, tableau (2.1)) et construit les séries en termes réels sur la base de dégonfleurs différents de ceux utilisés par Urquhart (1986).

Outre ces différences quant aux séries statistiques utilisées, on note aussi une différence quant à la définition de l'avant et l'après-guerre. Sheffrin (1988), Maddison (1984), et Backus et Kehoe (1992) ont retenu les périodes 1869-1914 et 1950-1983. Altman (1992b) a, comme Romer (1989) et Balke et Gordon (1989) pour les États-Unis, définit l'avant-guerre et l'après-guerre, respectivement, par les périodes 1870-1928 et

1947-1986. Malgré ces différences méthodologiques, toutes ces études aboutissent à la conclusion que l'économie canadienne a connu une stabilisation dans l'après-guerre. Les seules différences résident dans la performance du Canada par rapport à celle des autres pays quant à la stabilisation de son économie : le Canada occupe le second rang après l'Australie et avant les États-Unis (sur un total de dix pays) et le huitième rang (sur un total de douze pays), respectivement dans les résultats de Backus et Kehoe (1992), et dans ceux d'Altman (1992b).

2.6.2. L'approche désagrégée de la volatilité

2.6.2.1. Position du problème

Les mouvements cycliques annuels dans l'activité économique ont été examinés souvent au niveau du PIB (PNB) de l'économie. L'approche agrégée a, en effet, l'inconvénient majeur d'occulter la présence d'éléments importants, communs ou spécifiques à certains secteurs de l'économie. Il serait intéressant de les examiner au moyen de la volatilité des séries sur le PIB sectoriel. En premier lieu, le recours à l'approche désagrégée se justifie par le fait qu'elle permet l'examen de ces éléments communs ou spécifiques à certains secteurs de l'économie, susceptibles d'expliquer les faits stylisés de l'analyse macroéconomique historique. En particulier, l'analyse factorielle permet d'examiner la relative importance des chocs agrégés (communs) par rapport aux chocs spécifiques à l'industrie produisant le bien.⁵¹ En effet, si les séries ont tendance à se comporter de façon analogue, autrement dit à se mouvoir de concert, ceci pourrait vouloir dire que les chocs agrégés de la demande ou de l'offre expliquent l'essentiel des fluctuations ou encore que les chocs sectoriels ont de rapides débordements sur les autres secteurs de l'économie. Au contraire, si les séries se comportent différemment les unes par rapport aux autres, ceci pourrait suggérer que les chocs propres aux secteurs expliquent l'essentiel du mouvement de la production de chaque bien. Dès lors, on constate que l'approche microéconomique offre l'avantage de se rendre compte s'il y a présence de cycles économiques, caractérisés par des mouvements conjoints à la hausse et à la baisse, dus aux chocs agrégés, dans plusieurs séries de production de biens.

Deuxièmement, l'intérêt de l'approche désagrégée permet aussi de voir si les politiques de stabilisation ont eu un quelconque impact sur la baisse des mouvements cycliques dans la production sectorielle. Dans le cas où une politique monétaire ou fiscale aurait réduit les fluctuations de court terme de la demande agrégée, on devrait s'attendre à une stabilisation dans les séries de production individuelles. Une réduction des fluctuations de la demande globale pourrait, selon Romer (1991, p. 6), se traduire par une réduction de la volatilité dans la production agrégée à travers le temps sans pour autant conduire à une stabilisation dans les séries individuelles de production. Une telle situation ne serait alors, selon Romer (1991), pas imputable à la politique de stabilisation mais vraisemblablement à des changements considérables, à travers le temps, dans la relation entre les biens (les fluctuations des les séries individuelles devraient passer de l'état de se renforcer à celui de s'annuler) ou encore elle serait due à des changements dans la taille d'une ou de plusieurs industries produisant les biens entre l'avant et l'après-guerre.

2.6.2.2 Analyse des résultats

Nous avons cherché à savoir comment le PNB agrégé canadien a évolué en se basant sur l'évolution des séries sur le PIB sectoriel pour les périodes d'avant et d'après-guerre. Compte tenu du fait que la majorité des séries ont enregistré un accroissement à travers le temps, l'analyse de la volatilité des séries sur le PIB sectoriel, a été effectuée en utilisant les écarts types des taux de croissance des PIB sectoriels.

L'analyse de volatilité effectuée à l'intérieur des sous-périodes d'avant et d'après-guerre montre que la plupart des séries des PIB sectoriels ont affiché un même niveau de volatilité (Tableau 2.2). Il s'agit, dans l'avant-guerre, de l'agriculture, des manufactures, des mines, du transport et de l'entreposage et du reste de l'économie. Par contre, le secteur de la construction et celui de l'exploitation forestière, pêche et piégeage ont montré, respectivement, plus et moins de volatilité que les autres secteurs économiques. Ces niveaux de volatilité plus ou moins similaires entre les secteurs peuvent être dus au fait que les secteurs réagissent de façon identique aux chocs communs ou que les chocs sectoriels ont eu des effets qui ont rapidement débordé sur les autres secteurs.

Pour analyser le changement de volatilité des séries individuelles à travers le temps, nous avons fait usage du ratio de volatilité qui compare l'écart type des changements en pourcentages des séries sur le PIB sectoriel dans l'avant-guerre à celui dans l'après-guerre. Un ratio de volatilité élevé indique que l'amplitude des fluctuations de court terme a été réduite entre l'avant et l'après-guerre. Autrement dit, il y aura une baisse dans la volatilité des fluctuations cycliques d'une série en particulier si l'écart type calculé pour la période d'avant-guerre est supérieur à celui calculé pour l'après-guerre. Les résultats ont montré qu'il y a eu une baisse relativement importante de la volatilité à travers le temps, ce qui suggère qu'il y ait eu une stabilisation de l'économie canadienne d'après-guerre. En effet, à l'exception des industries du secteur primaire (l'agriculture ; les mines ; et l'exploitation forestière, pêche et piégeage) dont le niveau de la volatilité a augmenté dans l'après-guerre, les autres secteurs de l'économie ont tous affiché une baisse de la volatilité à travers le temps ; trois secteurs sur sept ont affiché un ratio de volatilité supérieur à la médiane des ratios de volatilité (1,71), tandis que le secteur du reste de l'économie s'est grandement stabilisé.

Dans le cas du Canada donc, le PIB réel a connu une stabilisation principalement car le secteur des services a joué un rôle très important dans l'après-guerre (les services étant moins volatiles que les biens). Il s'avère que la part des services dans le PIB réel canadien a augmenté suffisamment pour réduire la taille des fluctuations cycliques.

Tableau 2.2— Ratios de volatilité lors des périodes d'avant-guerre (1870-1914) et d'après-guerre (1947-1996)

	Avant-guerre (1)	Après-guerre (2)	Ratio de volatilité (1)÷(2)
Agriculture	0,10	0,11	0,91
Manufactures	0,09	0,05	1,75
Mines	0,11	0,12	0,90
Exploitation forestière, pêche et piégeage	0,07	0,09	0,76
Construction	0,15	0,09	1,76
Transport et entreposage	0,09	0,05	1,71
Reste de l'économie	0,10	0,03	3,31
L'économie	0,05	0,03	1,67

En se basant sur la stabilisation des secteurs (autres que les secteurs primaires), nous pouvons en déduire que le PIB agrégé a connu une baisse de volatilité. Le ratio de volatilité calculé pour la production de l'économie montre que la taille des fluctuations a été réduite approximativement dans le même ordre de grandeur que la médiane du ratio de volatilité des productions sectorielles. Un tel résultat est dû vraisemblablement aussi au fait que les relations entre les secteurs sont restées les mêmes à travers le temps. Pour cela, le nombre de vecteurs cointégrants, qui indique l'importance des chocs communs, ne devrait pas avoir changé à travers le temps. Nous tenterons, dans le troisième chapitre, de vérifier une telle affirmation.

En résumé donc, on peut constater que la mesure de l'incidence de long terme d'un choc sur la production, connue sous le nom de la persistance des chocs, est une question de nature empirique. La revue de la littérature nous a permis de conclure que les travaux sur le Canada, en particulier, basés essentiellement sur des variables macroéconomiques telles le PNB, ont été marqués par des résultats mitigés qui reflètent essentiellement la difficulté à déterminer les propriétés de long terme de la production agrégée. Serletis (1992) a obtenu que l'estimé du ratio des variances de Cochrane (1988), pour la période 1870-1985, a été approximativement égal à 0,60, ce qui suggère que la taille de la composante marche aléatoire a été modérément élevée. Cogley (1990), de son côté, dans une extension de l'approche de Cochrane (1988), a obtenu le même résultat que Serletis (1992) pour le Canada, soit un ratio de variance égal à 0,64. Cribari-Neto (1994) a, lui aussi, examiné la question de la persistance des chocs inattendus à partir des données du PNB réel canadien pour la même période échantillonnale que Serletis (1992). Cribari-Neto a abouti au résultat qu'il n'a pas été possible de rejeter l'hypothèse que le PNB a suivi un processus similaire à celui d'une marche aléatoire.

CHAPITRE TROISIÈME

Une approche désagrégée de la persistance des chocs dans l'économie canadienne, 1870-1996

3.1 Introduction

L'approche désagrégée, initiée par Burns et Mitchell (1947) et actualisée par Romer (1991), constitue une réelle alternative à l'examen des propriétés de long terme des séries et du degré de persistance des séries chronologiques. Ce chapitre, qui fait appel au modèle multisectoriel développé par LPP (1992, p. 344-46) et PPL (1993, p. 61-69), est une application de cette approche désagrégée aux données canadiennes.

Dans ce chapitre, nous avons appliqué ce modèle multisectoriel à sept secteurs qui couvrent l'ensemble de l'économie canadienne pour les périodes d'avant-guerre (1870-1914) et d'après-guerre (1947-1996). La période de l'entre-deux guerres a été ignorée car elle ne fournit pas d'indication pertinente sur la nature des fluctuations de court terme de l'économie canadienne. En effet, l'expansion et la récession qui sont survenues durant cette période ont été essentiellement causées par la politique de mobilisation/démobilisation dictée par les circonstances de l'époque. Le choc du blé et le choc pétrolier, respectivement pour les périodes d'avant-guerre et d'après-guerre, ont été explicitement identifiés dans le cadre d'un modèle multisectoriel. Ce cadre analytique nous a permis de décomposer la persistance globale des chocs de la production agrégée ou sectorielle en persistance due à des chocs ayant des sources d'origine macroéconomique et spécifique à certains secteurs.

Les résultats obtenus dans ce chapitre sont de plusieurs ordres. En premier lieu, au niveau de la production agrégée d'avant-guerre, la persistance du choc du blé est estimée à 0,84 avec un écart-type (asymptotique) de 0,07. Les effets de la persistance du choc du blé sur la production agrégée sont, à la fois, statistiquement significatifs, sujets à relativement peu d'incertitude et contribuent à une part assez importante à la mesure de

la persistance agrégée globale. Ceci est vrai au niveau de la production agrégée globale mais aussi en ce qui concerne la majorité des productions sectorielles. En second lieu, les résultats de la période d'après-guerre indiquent que le choc pétrolier a contribué à la mesure de persistance globale des productions sectorielles (plus de la moitié) excepté pour les secteurs du transport et de l'entrepôt et du reste de l'économie. Un tel résultat suggère, qu'aussi bien dans l'avant-guerre que dans l'après-guerre, les chocs "autres" ont eu un impact de long terme moins large sur les différentes productions sectorielles. Les résultats révèlent aussi que la persistance du choc pétrolier a contribué pour environ 70% de la persistance agrégée globale, et que l'estimé de la persistance due au choc du pétrole a été de 1,02 avec un écart type (asymptotique) de 0,16. Quoique les effets de la persistance de ce choc sur la production agrégée aient été significatifs, il apparaît que l'estimé de persistance présente un degré d'incertitude élevé ; ceci pourrait expliquer la différence qui existe dans les résultats au niveau sectoriel et au niveau agrégé quant à la contribution du choc pétrolier.

En troisième lieu, d'une période à l'autre, les persistance agrégée et sectorielles, qui étaient élevées, ont enregistré une augmentation légère entre l'avant et l'après-guerre ; le secteur de la construction et celui de l'exploitation forestière, pêche et piégeage ont connu une légère baisse. L'augmentation la plus élevée a été enregistrée dans le reste de l'économie, ce qui a provoqué la même hausse de la mesure de la persistance dans la production agrégée. Alors que pendant la période d'avant-guerre, le choc macroéconomique explicitement identifié (le choc du blé en l'occurrence) a été à l'origine de près de 88% de la persistance agrégée estimée, durant la période d'après-guerre la contribution du choc pétrolier a représenté plus de 70% de la persistance agrégée. Les résultats obtenus pour la période d'avant-guerre nous permettent de faire le lien avec la théorie du développement historique du Canada. En effet, au niveau de l'impact sectoriel de la persistance associée au choc du blé, avec une contribution de 86%, on note que c'est au niveau du secteur agricole qu'il a été le plus élevé. Avec un tel résultat, il semble bien que l'origine du choc du blé soit d'abord sectorielle et qu'en raison du poids et de l'importance de l'agriculture dans l'économie canadienne jusqu'en 1914, ses effets ont débordé sur les autres secteurs. Ces résultats confirment la thèse traditionaliste du développement

économique canadien, puisqu'il apparaît que le boom du blé a engendré une déviation permanente non seulement sur la croissance de l'agriculture et des autres secteurs, mais aussi sur la croissance de l'économie en général. Toutefois, il convient, de mentionner que les chocs "autres" ont tout de même contribué pour une part non négligeable dans la persistance globale agrégée et dans celle des productions sectorielles.

3.2 Le Modèle

Nous avons répliqué, pour notre analyse de la persistance des chocs sur l'économie canadienne, le modèle multisectoriel simplifié des taux de croissance des productions sectorielles utilisé par PPL (1993). Ce modèle prend en compte un seul choc macroéconomique explicitement identifié par sous-période (le choc du blé dans l'avant-guerre et le choc pétrolier de 1973 dans l'après-guerre) et des chocs "autres". Les chocs "autres" regroupent les chocs macroéconomiques indépendants de celui identifié explicitement dans l'analyse dans chacune des sous-périodes, et les chocs purement spécifiques aux secteurs.

Ce modèle simplifié est ainsi caractérisé. Soit y_t un vecteur $(m \times 1)$ des productions sectorielles (y_{it}) qui peut être représenté par le processus stationnaire en première différence suivant :

$$\Delta y = \alpha + d(L)v_t + A(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

où α est un vecteur $m \times 1$ de constantes représentant les taux de croissance moyens spécifiques aux m secteurs de l'économie. Le scalaire v_t , qui est un processus de bruit blanc de moyenne zéro et de variance constante σ_v^2 , est le choc non anticipé commun sur les taux de croissance sectoriels. Le vecteur ε_t , de dimension $m \times 1$, est un vecteur de chocs inattendus spécifiques aux secteurs avec une moyenne nulle et une matrice des covariances $\Sigma = (\sigma_{ij})$, supposés représenter la variabilité résiduelle dans Δy , non-associée au choc macroéconomique identifié v_t . De plus, les covariances entre les deux types de chocs inattendus ε_t et v_t sont nulles, soit $Cov(\varepsilon_t, v_t) = \Sigma_{\varepsilon v} = 0$. Dans notre analyse v_t sera

identifié avec le taux de croissance dans la variable macroéconomique explicitement identifiée exprimée par x_t , (le choc du blé dans l'avant-guerre et avec le choc pétrolier dans l'après-guerre). Les termes $A(L)$ sont une matrice polynomiale de la forme

$$A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} A_i L^i. \text{ Les } A_i \text{ sont des matrices } m \times m \text{ de coefficients fixes ; la matrice}$$

A_0 est une matrice identité de dimension $m \times m$. Le (i, j) ième élément de $A(L)$ est dénoté par les polynômes retards $a_{ij}(L)$. Le terme $d(L)$ est un vecteur polynomial $m \times 1$ de la forme $d(L) = d_0 + d_1 L + d_2 L^2 + \dots$. Le scalaire v_t , relatif au choc macroéconomique explicitement identifié est défini par l'expression suivante :

$$x_t = \Gamma z_t + v_t, \quad (2)$$

où Γ est un vecteur $1 \times k$ de coefficients fixes et z_t est un vecteur $k \times 1$ de variables prédéterminées. Le choc inattendu commun v_t , est un bruit blanc qui correspond, dans le cas du Canada, au choc pétrolier de 1973 qu'ont connu la plupart des pays dans l'après-guerre, et au "boom du blé" de 1896 dans l'avant-guerre.

Le niveau de production agrégée, Y_t , défini comme la somme pondérée des productions sectorielles (exprimées en logarithmes) est $Y_t = w' y_t = \sum_{i=1}^m w_i y_{it}$ où $w = (w_1, \dots, w_m)'$ est un vecteur $m \times 1$ de pondérations positives fixes. Dans le modèle multisectoriel (1), la croissance de la production agrégée s'écrit comme suit :

$$\Delta y_t = w' \alpha + w' d(L) v_t + w' A(L) \varepsilon_t. \quad (3a)$$

La mesure de persistance globale agrégée P_Y^2 , calculée à partir du modèle simplifié (comprenant un choc macroéconomique explicitement identifié ainsi que les autres types de chocs) est la suivante :

$$P_Y^2 = \frac{\sigma_v^2 [w' d(1)]^2 + w' A(1) \Sigma A(1)' w}{\sigma_v^2 (w' d_0)^2 + w' \Sigma w}, \quad (3b)$$

où le numérateur correspond à la fonction de densité spectrale à la fréquence zéro du

taux de croissance de la production agrégée, $2\pi f_{dy}(0)$, et le dénominateur représente la variance conditionnelle du taux de croissance de cette même production agrégée. La mesure de persistance globale P_Y^2 peut être décomposée en une composante due au choc macroéconomique explicitement identifié, P_s , et en une composante due aux chocs "autres", P_o .

$$P_Y^2 = \lambda P_s^2 + (1 - \lambda) P_o^2, \quad (4a)$$

où

$$P_s = \frac{w' d(t)}{w' d_0} ; P_o = \left[\frac{w' A(t) \Sigma A(t)' w}{w' \Sigma w} \right]^{\frac{1}{2}} \quad \text{et} \quad \lambda = \frac{\sigma_e^2 (w' d_0)^2}{\sigma_e^2 (w' d_0)^2 + w' \Sigma w}. \quad (4b)$$

Pour obtenir la mesure de persistance globale de chacun des secteurs, il suffit de remplacer dans l'équation (3b) le vecteur w par un vecteur sélectionné e_i qui a le chiffre 1 sur son i -ème élément et des zéros ailleurs. De même que pour la persistance agrégée globale, les mesures de persistance sectorielles globales peuvent être décomposées selon les formules (4a)-(4b) en utilisant le vecteur e_i .

3.3 Spécifications économétriques des chocs

Le modèle multisectoriel développé ci-dessus a été utilisé, dans cette section, pour analyser la croissance de la production de sept secteurs de l'économie canadienne à partir des données historiques annuelles qui couvrent la période 1870-1996.⁵² Ces secteurs couvrent la totalité de la production agrégée de l'économie canadienne. La première étape dans l'analyse consiste à déterminer les propriétés stochastiques de la production sectorielle (mesurée en logarithmes) sur la base de la statistique DFA. Sur la base d'un même modèle incluant une tendance linéaire et quatre différents retards appliqués à la production sectorielle pour l'avant et l'après-guerre, les résultats des statistiques DFA sont présentés dans le tableau 3.1.⁵³

Les valeurs asymptotiques critiques à 5% et 10% sont respectivement égales à

-3.54 et -3.20. Quel que soit le secteur, aucun des tests ne permet de rejeter l'hypothèse de racine unitaire ; ceci suggère que les séries ne sont pas stationnaires en niveau autour

Tableau 3.1— Statistiques DFA pour tester la racine unitaire dans la production (en logarithmes) sectorielle canadienne^a

Secteurs	Les statistiques de Dickey-Fuller (ADF(k)) ^b			
	DFA(1)	DFA(2)	DFA(3)	DFA(4)
1875-1914^c				
Agriculture	-2,07	-1,66	-0,49	-2,34
Manufactures	-0,61	-0,88	-0,78	0,26
Exploitation forestière, pêche et piégeage	-1,33	-0,25	-1,31	-1,44
Mines	-0,84	-0,49	-2,44	-1,67
Construction	-0,29	-0,59	-1,38	-1,98
Transport et entreposage	-1,28	-1,79	-1,44	-1,39
Reste de l'économie	-2,54	-2,15	-0,17	-0,66
1952-1996				
Agriculture	-1,08	-3,18	-0,94	-0,28
Manufactures	-0,77	-1,94	-1,67	-1,16
Exploitation forestière, pêche et piégeage	-1,18	-1,81	-0,89	-1,32
Mines	-1,09	-2,16	-1,77	-0,66
Construction	-0,82	-2,44	-1,11	-2,01
Transport et entreposage	-0,27	-1,06	-2,36	-1,54
Reste de l'économie	-0,39	-1,37	-2,01	-1,22

^a Les régressions qui sous-tendent les statistiques DFA renferment une tendance linéaire et sont basées sur le même nombre d'observations. ^b Les valeurs critiques asymptotiques au seuil de 5% et 10%, puisées de MacKinnon (1990, tableau 1) sont, respectivement, -3,54 and -3,20. ^c Le choix de la période échantillonnale dans le calcul des statistiques DFA est dicté par la disponibilité des données et l'ordre le plus élevé choisi pour le test DFA, soit quatre.

d'une tendance déterministe. La robustesse de ces résultats sur les racines unitaires par rapport à la spécification de la tendance a été également examinée. À la suite de la méthode de Perron (1989), des statistiques DFA ont également été estimées en supposant que la production de chacun des secteurs a changé de taux de croissance lors du choc de blé pour l'avant-guerre et lors du choc pétrolier pour l'après-guerre. Les résultats présentés dans le tableau 3.2, indiquent que quel que soit le secteur, l'hypothèse de racine unitaire n'est pas rejetée ou encore, si elle l'est, c'est seulement dans une des quatre statistiques DFA estimées pour chacun des secteurs. Les résultats obtenus dans le tableau 3.2 corroborent ceux obtenus précédemment, à savoir que les séries de production sectorielles pourraient comporter une racine unitaire.

Tableau 3.2— Statistiques *DFA* pour tester la racine unitaire dans la production (en logarithmes) sectorielle canadienne sur la base du modèle de la croissance segmentée de Perron (1989)^a

Secteurs	Les statistiques de Dickey-Fuller (ADF(k)) ^b			
	DFA(1)	DFA(2)	DFA(3)	DFA(4)
1875-1914				
Agriculture	-2,17	-2,43	-1,13	-3,88 ^b
Manufactures	-3,10	-6,61 ^b	-1,94	-1,64
Exploitation forestière, pêche et piégeage	-1,89	-2,81	-1,66	-1,17
Mines	-1,44	-1,21	-2,59	-0,66
Construction	-1,93	-1,98	-4,11 ^b	-0,92
Transport et entreposage	-0,77	-0,99	-1,99	-1,38
Reste de l'économie	-1,08	-0,79	-0,17	-1,24
1952-1996				
Agriculture	-0,66	-0,98	-1,01	-1,97
Manufactures	-0,31	-1,79	-2,01	-0,79
Exploitation forestière, pêche et piégeage	-1,98	-1,01	-1,11	-1,41
Mines	-3,11	-4,21 ^b	-1,98	-1,03
Construction	-1,84	-2,63	-1,33	-0,08
Transport et entreposage	-0,94	-0,08	-0,98	-8,06 ^b
Reste de l'économie	-0,78	-1,94	-0,66	-1,05

^a Les statistiques *DFA* sont basées sur le résidus des MCO calculés pour les périodes 1870-1914 et 1947-1996 à partir des régressions des productions sectorielles (en logarithmes). Ce modèle renferme une constante, une tendance linéaire t , et une tendance segmentée définie comme $DT^* = t - T_B$ si $t > T_B$ et zéro autrement, où $\lambda = \frac{T_A}{T}$ et $T_B = 27$ représentent la période du bris, respectivement, pour l'avant-guerre et l'après-guerre; $t=1$ en 1870 et en 1947 respectivement pour l'avant-guerre et l'après-guerre.

^b Statistiquement significatif au seuil critique de 5%. Les valeurs critiques sont basées sur la table V.B dans Perron (1989) avec $\lambda = \frac{T_A}{T} = 0,6$ et $\lambda = \frac{T_A}{T} = 0,54$, respectivement pour l'avant-guerre et l'après-guerre.

Finalement, avant de faire appel au modèle multisectoriel caractérisé par (3), il importe de montrer que les taux de croissance de la production sectorielle Δy_{it} sont stationnaires. Le tableau 3.3 fournit les statistiques *DFA* associées au test de racine unitaire dans les taux de croissance sectoriels. À l'exception du secteur de la construction et seulement dans un cas sur quatre (*DFA*(4)), on peut rejeter systématiquement l'hypothèse de racine unitaire. Il paraît donc raisonnable d'opérer sous la présomption que les taux de croissance de la production sectorielle sont stationnaires et que le modèle multisectoriel (1) représente un cadre approprié pour mesurer le niveau de la persistance dans l'avant et l'après-guerre et analyser son changement à travers le temps dans

Tableau 3.3— Statistiques DFA pour tester la racine unitaire dans le taux de croissance de la production sectorielle canadienne^a

Secteurs	Les statistiques de Dickey-Fuller (DFA(k)) ^b			
	DFA(1)	DFA(2)	DFA(3)	DFA(4)
1875-1914^c				
Agriculture.	-7,01 ^b	-6,64 ^b	-9,44 ^b	-9,36 ^b
Manufactures	-9,81 ^b	-8,87 ^b	-8,16 ^b	8,40 ^b
Exploitation forestière, pêche et piégeage	-8,16 ^b	-8,11 ^b	-7,67 ^b	-7,67 ^b
Mines	-9,43 ^b	-9,92 ^b	-7,91 ^b	-7,11 ^b
Construction	-6,67 ^b	-7,33 ^b	-6,73 ^b	-2,13
Transport et entreposage	-10,18 ^b	-11,41 ^b	-8,93 ^b	-9,94 ^b
Reste de l'économie	-8,48 ^b	-9,39 ^b	-7,46 ^b	-8,67 ^b
1952-1996				
Agriculture	-6,31 ^b	-5,14 ^b	-6,55 ^b	-6,14 ^b
Manufactures	-8,43 ^b	-8,12 ^b	-8,14 ^b	-5,63 ^b
Exploitation forestière, pêche et piégeage	-9,89 ^b	-7,31 ^b	-9,15 ^b	-9,74 ^b
Mines	-6,71 ^b	-6,47 ^b	-5,17 ^b	-5,01 ^b
Construction	-7,08 ^b	-8,32 ^b	-5,99 ^b	-6,39 ^b
Transport et entreposage	-8,11 ^b	-6,67 ^b	-8,39 ^b	-7,11 ^b
Reste de l'économie	-8,48 ^b	-7,71 ^b	-8,44 ^b	-8,03 ^b

^a Les régressions qui sous-tendent les statistiques DFA renferment une ordonnée à l'origine mais pas de tendance linéaire. ^b Statistiquement significatives au seuil critique de 5%.

Nous avons également appliqué la procédure du maximum de vraisemblance de Johansen (1988, 1989) pour examiner les propriétés de cointégration des productions de chacun des secteurs retenus. Les résultats du tableau 3.4 indiquent que, dépendamment de l'usage de la statistique "trace" ou de celle des valeurs propres maximales, il existe, par période considérée, moins de quatre vecteurs cointégrants. La présence d'un nombre modéré de vecteurs cointégrants suggère qu'il existe des sources indépendantes de chocs sur la production; un tel résultat rend nécessaire l'examen des chocs sectoriels spécifiques qui semblent avoir joué un rôle dans la génération des fluctuations cycliques.

Tableau 3.4— Tests de cointégration basés sur la procédure de Johansen

Hypothèse	1870-1914		1947-1996	
	$r = 3$	$r = 4$	$r = 3$	$r = 4$
	$n \leq 4$			
Test de la trace	39.1 ^{***}	37.1 ^{***}	56.1 ^{***}	59.1 ^{***}
Test du λ maximum	24.3 ^{**}	22.1 ^{**}	48.1 ^{***}	49.2 ^{***}

Notes: r = nombre de retards; n = nombre de vecteurs cointégrants; λ = valeur propre; ^{***} = significatif au seuil critique de 1%; ^{**} = significatif au seuil critique de 5%;

À titre d'exercice préliminaire, afin d'obtenir les estimés sur la persistance, nous avons considéré une version simplifiée de (1), soit $\Delta y_t = \alpha + A(L)\varepsilon_t$, dans laquelle les chocs macroéconomiques ne sont pas explicitement identifiés. En posant $\lambda = 0$, la mesure de persistance (4a) nous permet d'interpréter P_0 comme étant la mesure de persistance globale. Pour estimer les mesures de persistance, les spécifications VAR(r) ci-dessous mentionnées, où r représente le nombre de retards, ont été considérées.

Le premier modèle, défini par (5) et qui comprend $(rm + 1)m$ paramètres, est un modèle VAR non restreint; il explique la croissance de la production du secteur i , Δy_{it} , en termes de la croissance de la production de tous les autres secteurs, y compris le secteur i , à r retards et moins

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{s=1}^r \rho_{s,i} \Delta y_{i,t-s} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \sum_{s=1}^r \delta_{s,j} \Delta y_{j,t-s} + u_{it} \quad i = 1, \dots, m. \quad (5)$$

Le second modèle, caractérisé par (6), est une version de (5) avec $r \times m \times (m - 2)$ contraintes; il explique Δy_{it} en termes de taux de croissance de la production retardée du secteur i et d'une agrégation des taux de croissance retardés des autres productions sectorielles définie comme suit :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{s=1}^r \rho_{s,i} \Delta y_{i,t-s} + \sum_{s=1}^r \eta_{s,i} \Delta y_{-i,t-s} + u_{it} \quad i = 1, \dots, m. \quad (6)$$

où $\Delta y_{-i,t} \equiv \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \Delta y_{j,t}$.

Le troisième modèle, caractérisé par (6)', impose des restrictions sur le modèle (6) en

annulant tous les régresseurs de (6) dont les coefficients ont une statistique t (inférieure à 1,5 (en valeur absolue). Finalement, la dernière spécification (7) est une représentation de la croissance de la production de chaque secteur comme une marche aléatoire avec une dérive

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, m. \quad (7)$$

3.4 Estimation économétrique et résultats empiriques

3.4.1 Considérations générales

Les modèles (5), (6) et (6)' ont été estimés pour les 7 secteurs de production de l'économie canadienne sur la base de la méthode MVIC pour les périodes d'avant et d'après-guerre. Avec un nombre de secteurs, m , égal à 7 et avec un nombre de retards, r , égal à 5 le modèle (5) renferme 252 paramètres, sans compter les paramètres de la matrice variance-covariance des paramètres. Le modèle (6), qui impose 175 restrictions sur le modèle (5), n'en renferme que 77. La statistique calculée du test du ratio de vraisemblance de (6) contre (5), soit $\chi^2(175)$, est égale à 116,4 (176) ce qui est bien en deçà de sa valeur critique au seuil de 5% (fournie entre parenthèses).⁵⁴ De même, la statistique du test du logarithme du ratio de vraisemblance du modèle (6)' contre le modèle (6), avec le modèle (6)' obtenu en imposant 30 restrictions dans l'avant-guerre et 21 dans l'après-guerre sur le modèle (6), ne peut être rejetée car elle est égale à 21,5 (43,77) et 28,1 (32,67), respectivement pour l'avant-guerre et l'après-guerre. En revanche, avec une statistique calculée du ratio de vraisemblance $\chi^2(40)$ égale à 101,8 (55,76), le modèle (7) est rejeté résolument contre (6).⁵⁵

Les estimés de la mesure de persistance sectorielle ou agrégée basés sur les modèles (5), (6) et (6)' pour les périodes d'avant et d'après-guerre, fournis par le tableau 3.5, varient d'un secteur à l'autre. Le non-rejet du modèle (6) contre le modèle (5) a des implications sur le degré de précision de l'estimé de la persistance. En effet, l'usage d'un modèle surparamétrisé tel (5) conduit, en général, à des estimés peu fiables de la persistance agrégée comme l'indiquent les résultats obtenus à partir des données canadiennes (dernière ligne du tableau 3.5). Sous le modèle (5), l'écart-type (asymptotique) de la mesure agrégée de la persistance \hat{P} , pour l'après-guerre est estimé à

1,56, ce qui est presque égal à l'estimé de P_y . En revanche, l'usage des modèles (6) et (6)' apporte des changements substantiels sur les estimés de P_y . Avec 0,19 comme estimé de l'écart-type, l'estimé de la persistance agrégée de 0,90 pour la période d'après-guerre obtenu au moyen de (6)' apparaît être le plus fiable (dans le sens où l'écart type est le plus faible).⁵⁶ Il s'agit d'une légère hausse comparativement à celui d'avant-guerre (0,87). Comme l'estimé de la persistance agrégée obtenu au moyen du modèle (6)' est, d'une façon générale, inférieur et plus précis que ceux obtenus au moyen des deux autres modèles, l'analyse des résultats sur les niveaux et l'évolution dans le temps de la persistance sera, par conséquent, basé sur les résultats économétriques du modèle (6)'.

Tableau 3.5— Mesures de persistance sectorielles et agrégée :
l'avant et l'après-guerre

Secteurs	Modèles					
	(5)		(6)		(6)'	
	1870- 1914	1947- 1996	1870- 1914	1947- 1996	1870- 1914	1947- 1996
Manufactures	1,33 (0,41)	1,74 (0,54)	0,85 (0,16)	1,08 (0,34)	0,83 (0,21)	0,85 (0,19)
Agriculture	1,41 (0,74)	1,46 (0,67)	0,78 (0,23)	0,88 (0,39)	0,90 (0,19)	0,91 (0,21)
Transport et entreposage	1,33 (0,49)	1,41 (0,51)	1,14 (0,31)	1,20 (0,41)	0,78 (0,16)	0,87 (0,33)
Construction	1,88 (1,18)	1,41 (0,88)	1,51 (0,41)	1,25 (0,27)	0,95 (0,24)	0,89 (0,27)
Mines	1,74 (1,21)	1,94 (0,74)	1,04 (0,38)	1,26 (0,27)	0,97 (0,31)	1,10 (0,24)
Exploitation forestière, pêche et piégeage	1,38 (0,31)	1,61 (0,39)	1,26 (0,66)	1,54 (0,33)	0,94 (0,18)	0,87 (0,25)
Reste de l'économie	1,18 (1,71)	1,44 (1,33)	1,07 (0,54)	1,18 (0,24)	0,88 (0,22)	0,93 (0,30)
Production agrégée	1,74 (1,68)	1,81 (1,56)	1,07 (0,28)	1,22 (0,33)	0,87 (0,12)	0,90 (0,19)

Notes: Les mesures de persistance sectorielle, P_i sont estimées en utilisant (4a) avec $\lambda = 0$ et le vecteur ϵ_i à la place du vecteur ν . Ces résultats ne tiennent pas compte des chocs macroéconomiques explicitement identifiés. La mesure de persistance agrégée P_y utilise ν . Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types asymptotiques dont les dérivées ont été calculées analytiquement. Leurs formules sont présentées dans l'annexe B de PPL (1993, p. 82-85).

Il faut noter par ailleurs que les mesures de persistance sectorielles obtenues sous (6)' affichent un niveau élevé et presque similaire au sein de chaque sous-période. La mesure de persistance dans le secteur des mines, approximativement égale et supérieure à l'unité dans l'avant et l'après-guerre, est au-delà de celle obtenue par les autres secteurs pour les deux sous-périodes. Il convient aussi d'ajouter qu'il y a eu pour les manufactures et l'agriculture une légère augmentation de la persistance sectorielle à travers le temps ; le reste de l'économie, les secteurs des mines et du transport ont connu une hausse plus importante. Par contre les secteurs de la construction et de l'exploitation forestière, pêche et piégeage ont affiché une baisse importante de la persistance des chocs. L'effet combiné des hausses et des baisses dans la persistance sectorielle entre l'avant et l'après-guerre s'est traduit par une légère hausse de la persistance des chocs au niveau agrégé (0,03). Il suffit pour s'en convaincre d'évoquer que la médiane des persistances sectorielles a changé de façon négligeable entre l'avant et l'après-guerre (0,9 contre 0,89).

Il serait intéressant de comparer les résultats obtenus avec le modèle multisectoriel (6)' à ceux qu'on obtiendrait à partir d'un modèle univarié. En particulier, nous avons estimé les mesures de persistance de la production agrégée sur la base de différents modèles ARMA appliqués au taux de croissance de la production agrégée, définie par

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^7 \Delta y_{it}, \text{ pour les périodes d'avant et d'après-guerre. Les résultats des processus}$$

ARMA d'ordres (p, q) , $p, q = 1, 2, 3, 4$ sont donnés dans les tableaux 3.6.

Les valeurs maximisées de la fonction du log de vraisemblance figurant dans le tableau 3.6a sont proches les unes des autres de sorte qu'il n'est pas possible de discriminer entre les différents processus ARMA. Pour cette raison, le tableau 3.6b présente les estimés de la mesure de la persistance agrégée correspondant aux différentes spécifications ARMA. Ces estimés sont tous supérieurs à l'unité pour la période 1870-1914 mais ont tendance à décliner légèrement à travers le temps. Ces estimés, qui sont compatibles avec ceux obtenus par Campbell et Mankiw (1989), s'avèrent être très élevés par rapport à l'estimé de la production agrégée P , basé sur le modèle multisectoriel (6)'. Il convient de souligner que PPL (1993, p. 75) ont aussi montré que les estimés de persistance de la production agrégée

américaine obtenus au moyen de modèles univariés, tout comme les nôtres, sont largement supérieurs à l'unité et beaucoup plus élevés que celui obtenu avec le modèle multisectoriel.

Tableau 3.6a— Valeurs maximisées du log de vraisemblance pour différents modèles ARMA ajustés à ΔY_t

Ordre de MA	Ordre de AR			
	1	2	3	4
1870-1914				
1	81,2	81,2	80,2	80,1
2	83,4	88,7	85,2	84,3
3	83,2	82,5	84,1	83,1
4	85,2	86,4	86,0	83,3
1947-1996				
1	87,8	85,2	84,1	83,2
2	88,4	87,1	86,1	85,1
3	89,1	88,7	90,1	89,2
4	92,3	91,7	90,2	88,6

Tableau 3.6b— Mesures de persistance de la production agrégée estimées sur la base de modèles ARMA de ΔY_t

Ordre de MA	Ordre de AR			
	1	2	3	4
1870-1914				
1	1,36 (0,284)	1,22 (0,457)	1,13 (0,357)	1,18 (0,66)
2	1,22 (0,997)	1,15 (0,344)	1,09 (0,336)	1,17 (0,134)
3	1,34 (0,458)	1,25 (0,174)	1,09 (0,364)	1,24 (0,382)
4	1,17 (0,687)	1,23 (0,389)	1,13 (0,254)	1,17 (0,467)
1947-1996				
1	1,11 (0,287)	1,18 (0,504)	1,09 (0,155)	0,98 (0,166)
2	1,18 (0,241)	1,18 (0,364)	0,118 (0,137)	1,16 (0,344)
3	1,17 (0,317)	1,28 (0,186)	0,95 (0,144)	1,15 (0,166)
4	1,10 (0,438)	1,08 (0,298)	0,105 (0,287)	0,99 (0,338)

3.4.2 Mesure de la persistance en l'absence de chocs macroéconomiques explicitement identifiés

L'analyse des niveaux de persistance dans la production de chacun des secteurs de l'économie nous permet d'examiner si les chocs sont transitoires ou permanents. Les résultats du tableau 3.5 ont montré, qu'à l'exception du secteur minier, il n'existe pas de différence importante dans les niveaux de persistance entre les secteurs agricole et non agricole. Quelle que soit la période considérée, les différents secteurs affichent approximativement le même niveau élevé de persistance. Pour la production du secteur manufacturier, l'effet d'un choc a été légèrement inférieur à la médiane des persistances des productions sectorielles. Les estimés de la persistance de la production du secteur manufacturier indique que, même si les fluctuations sont moins permanentes que si la production de ce secteur suivait une marche aléatoire avec dérive (dans un tel cas la mesure de persistance serait égale à l'unité qui est une valeur critique), une fraction importante des effets d'un choc demeure inaltérée après plusieurs années. Comme le suggère Romer (1991) dans son analyse de la persistance des chocs sur la production de biens manufacturiers, les chocs associés à celle-ci pourraient provenir au moins partiellement du côté de l'offre. Cependant, elle ajoute que cela peut tout aussi bien suggérer que les chocs de la demande aient des effets permanents. En effet, des changements dans les préférences pour les biens produits par les différentes industries composant le secteur manufacturier peuvent avoir des effets permanents sur la demande.⁵⁷

L'absence de changement important entre l'avant et l'après-guerre dans les niveaux de persistance de la production de certains secteurs suggère qu'une certaine combinaison dans la nature des chocs auxquels font face ces secteurs et la façon dont ces derniers y réagissent n'a pas beaucoup changé à travers le temps. Si les chocs avaient changé de nature, disons de transitoires à permanents entre l'avant et l'après-guerre, on devrait s'attendre à ce qu'il y ait un changement significatif dans la persistance des fluctuations de la production entre les deux sous-périodes. Soulignons que la hausse dans le niveau de persistance des chocs sur la production de certains secteurs peut suggérer que pour ces derniers les chocs permanents soient devenus plus importants durant la période d'après-guerre ou encore que la capacité de ces secteurs à récupérer à la suite de ces chocs a baissé à travers le temps.

3.4.3 Estimés de la persistance en prenant en compte les chocs macroéconomiques explicitement identifiés

3.4.3.1 Identification des chocs

Le propos de cette section est d'examiner, dans l'avant et l'après-guerre, quelle a été la contribution relative des chocs macroéconomiques explicitement identifiés et des chocs "autres" à la mesure globale de chacune des persistances sectorielles et à celle de la persistance de la production agrégée. Pour répondre à cette question, nous avons considéré la version du modèle multisectoriel complet (1) suivante :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{s=1}^r \rho_{i,\hat{u}} \Delta y_{it-s} + \sum_{s=1}^r \eta_{i,i} \Delta y_{-i,t-s} + \sum_{j=1}^p \sum_{s=0}^r \mu_{i,j} \hat{\xi}_{j,t-s} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, 7. \quad (8)$$

Ce modèle renferme jusqu'à cinq retards dans les taux de croissance de la production sectorielle et agrégée, ainsi que la valeur courante et cinq retards dans les chocs macroéconomiques explicitement identifiés. Le système d'équations (8), avec sept équations expliquant les taux de croissance des productions sectorielles et p équations identifiant les chocs macroéconomiques explicitement identifiés, $\hat{\xi}_{j,t-s}$ ($j = 1, 2, \dots, p$), a été estimé de façon conjointe par la méthode MVIC.

Comme on a admis dans ce travail qu'il existe un choc macroéconomique j par sous-période considérée ($p = 1$), soit le choc du blé pour l'avant-guerre (1870-1914) et le choc pétrolier pour la période d'après-guerre, le modèle (8) devient (8)'

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{s=1}^r \rho_{i,\hat{u}} \Delta y_{it-s} + \sum_{s=1}^r \eta_{i,i} \Delta y_{-i,t-s} + \sum_{s=0}^r \mu_{i,j} \hat{\xi}_{j,t-s} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, 7. \quad (8)'$$

Les spécifications de chacune des deux équations macroéconomiques utilisées pour déterminer chacun de ces deux chocs macroéconomiques sont présentées dans le tableau 3.7. Dans la période d'avant-guerre, la variable dépendante correspond au changement (en log) dans la production physique de blé. La série sur les quantités physiques de blé a été prélevée de Leacy (1983, série M250). Dans la période d'après-guerre, la variable dépendante correspond au changement (en log) dans le prix relatif du pétrole. Le prix relatif du pétrole a été obtenu en divisant la série du prix du pétrole (Leacy, 1983, série en valeur Q20 divisée par la série en quantités Q19) par la série du dégonfleur implicite du

PIB au prix de marché sous l'optique de la dépense de Leacy (1983, série K172). Pour chacune des deux équations macroéconomiques, nous avons considéré la variable dépendante avec cinq retards ($r = 5$). Cependant, pour la spécification associée au choc du blé nous avons également ajouté deux retards dans le prix du blé et quatre retards dans les dépenses d'investissements réelles privés afin de prendre en compte les phénomènes considérés récemment comme susceptibles d'expliquer le choc du blé.⁵⁸ Le prix nominal du blé a été obtenu en divisant la série en valeur de Leacy (1983, série M251) par la série en quantités de Leacy (1983, série M250). Le prix réel du blé a été obtenu à partir du ratio du prix nominal du blé par le dégonfleur implicite du PIB au prix de marché sous l'optique de la dépense de Leacy (1983, série K172). La série sur les dépenses d'investissements privés en prix courants a été prélevée d'Urquhart (1993, p. 16-17). La série sur les dépenses d'investissements privés en dollars courants a été obtenue à partir du ratio des dépenses d'investissement en prix courants sur le dégonfleur implicite du PNB d'Urquhart (1993, tableau 6.1).

Les résultats présentés dans le Tableau 3.7 ont été estimés par la méthode des MCO. Ils montrent que si le comportement du prix du pétrole peut être adéquatement expliqué par un modèle de type *AR*, celui de la production du blé requiert de rajouter des variables retardées du prix relatif de la production du blé et de l'investissement. En effet, la spécification des équations a été obtenue en éliminant toutes les variables dont les coefficients ont une statistique calculée *t* inférieure à 1,5 en valeur absolue et en s'assurant qu'aucune des variables exclues n'était conjointement significative. De plus, dans la mesure où les résidus estimés $\hat{\xi}_{j,t-1}$ ($j = 1$) de chacune de ces deux équations seront utilisés à titre d'erreurs d'anticipation, il est important qu'elles ne renferment pas d'élément systématique.

La valeur du multiplicateur de Lagrange, qui permet de tester l'hypothèse nulle que les résidus des modèles du choc du blé et du choc pétrolier ne sont pas autocorrélés, est, respectivement, de 5,12 et 3,58. Cette valeur calculée est bien en deçà de la valeur critique correspondante à 95%, soit $\chi^2(5) = 11,07$. Il s'ensuit que pour chacune des deux équations, on ne peut résolument pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence

d'autocorrélation des résidus.

3.4.3.2 Mesure des effets des chocs macroéconomiques et des chocs "autres"

Les estimés des résidus ξ_{jt-1}^2 des équations de comportement de la production de blé et du prix du pétrole sont insérés comme erreurs anticipées dans le modèle (8) qui

Tableau 3.7— Estimés des équations utilisées dans la détermination des chocs macroéconomiques

Équation du choc du blé		Équation du choc pétrolier	
Variabes	Estimés	Variabes	Estimés
Constante	0,074 (3,118)	Constante	0,133 (1,514)
DLB(-1)	0,247 (2,147)	DLP(-1)	0,631 (3,313)
DLB(-2)	0,047 (1,978)	DLP(-2)	0,114 (2,014)
DLB(-3)	-0,184 (1,758)	DLP(-3)	-0,014 (1,817)
DLB(-4)	0,178 (3,018)	DLP(-4)	0,107 (1,910)
DLB(-5)	0,071 (1,611)	DLP(-5)	0,071 (4,111)
DLP(-1)	0,108 (3,314)		
DLP(-2)	0,097 (2,147)		
DLI(-1)	0,198 (3,101)		
DLI(-2)	0,098 (4,124)		
DLI(-3)	0,002 (2,718)		
DLI(-4)	0,0181 (1,917)		
R^2	0,51	R^2	0,27
se	0,015	se	0,145
LLF	294,2	LLF	193,4
SC	5,12	SC	3,58

Notes : Les deux équations ont été estimées par la méthode des MCO et les statistiques t figurent entre parenthèses. La variable DLB représente les changements dans le (log) de la production physique du blé ; DLP représente les changements dans le logarithme du prix relatif du blé ; DLI représente les changements dans les dépenses d'investissement privés en prix constants; DLP dans l'après-guerre représente les changements dans le logarithme du prix relatif du pétrole ; le chiffre entre parenthèses indique le nombre de retards de la variable en question ; se représente l'écart-type de la régression ; LLF représente la valeur maximale de la fonction du log de vraisemblance ; SC représente la statistique du multiplicateur de Lagrange pour tester l'autocorrélation des résidus ($\chi^2(5)$).

explique la croissance de la production sectorielle. Ce modèle est estimé de façon conjointe pour les sept équations sectorielles au moyen de la méthode MVIC. Le Tableau 3.8 présente les résultats des statistiques de Wald pour tester les deux hypothèses nulles suivantes :

$$H_1 : \mu_{i,0} = \mu_{i,1} = \mu_{i,2} = \mu_{i,3} = \mu_{i,4} = \mu_{i,5} = 0 \quad i = 1, 2, \dots, 7,$$

$$H_2 : \sum_{i=0}^5 \mu_{i,j} = 0 \quad j = 1, 2, \dots, 7.$$

Sous H_1 , les chocs macroéconomiques explicitement identifiés n'ont aucun effet sur la croissance (de court et de long terme) de la production sectorielle ; en revanche, sous H_2 , ces chocs macroéconomiques peuvent avoir des effets de court terme, mais pas d'effets à long terme sur la croissance de la production. En termes clairs, si on ne peut rejeter H_1 , on ne pourra rejeter H_2 car H_1 implique H_2 , mais pas vice versa. Notons que le rejet de H_1 et le non-rejet de H_2 signifie que les chocs ont des effets à court terme mais n'ont pas d'effets à long terme. Par contre, le rejet des deux hypothèses nulles H_1 et H_2 indique que les chocs ont des effets à court terme et à long terme.

Tel qu'indiqué dans le tableau 3.8, les hypothèses H_1 et H_2 sont rejetées (effet à court terme et à long terme) dans tous les cas lors de la période d'avant-guerre, comparativement à 5 fois sur 7 pour la période d'après-guerre (les exceptions pour lesquelles on ne peut rejeter H_2 sont le transport et le reste de l'économie qui semblent avoir eu des effets seulement à court terme). Ceci suggère qu'en termes d'effets macroéconomiques de long terme sur les différents secteurs de l'économie canadienne, les effets du choc du blé aient été encore plus importants que ceux du choc pétrolier. Alors que le choc du blé a eu un impact de long terme sur la production de tous les secteurs, le choc pétrolier, a eu des effets à long terme sur cinq secteurs et des effets à court terme sur les secteurs du transport et le reste de l'économie.

En imposant la restriction H_1 là où elle n'a pas été rejetée et en excluant les variables dont la statistique t est inférieure à 1,5, on obtient un nouveau modèle contraint (9) à partir duquel on a estimé les mesures de persistance du tableau 3.9. Les estimés de la persistance sectorielle et agrégée, obtenus avec la méthode MVIC, sont fournis dans la première et la quatrième colonne du tableau 3.9, respectivement, pour les périodes d'avant et d'après-guerre. Ces derniers ont été à leur tour décomposés en la contribution de la persistance due au choc macroéconomique explicitement identifié et celle due aux

Tableau 3.8— Statistiques du test de Wald sur les coefficients des chocs macroéconomiques explicitement identifiés

	Choc du blé (1870-1914)		Choc pétrolier (1947-1996)	
	H_1	H_2	H_1	H_2
Manufactures	13,8*	16,6*	12,8*	5,9*
Agriculture	19,4*	10,2*	17,3*	8,7*
Transport et entreposage	14,1*	5,4*	13,1*	3,1
Construction	17,0*	15,8*	10,4*	10,3*
Mines	20,6*	11,3*	22,4*	13,6*
Exploitation forestière, pêche et piégeage	18,6*	9,4*	18,1*	7,8*
Reste de l'économie	16,2*	5,8*	14,8*	2,6

Notes : Les résultats sont basés sur le modèle (8)⁷. Pour chacun des secteurs et chaque type de choc macroéconomique, les statistiques de Wald sont fournies pour tester les hypothèses suivantes :

$$H_1 : \mu_{i,0} = \mu_{i,1} = \mu_{i,2} = \mu_{i,3} = \mu_{i,4} = \mu_{i,5} = 0, \quad i = 1, 2, \dots, 7$$

$$H_2 : \sum_{s=0}^5 \mu_{i,s} = 0 \quad i = 1, 2, \dots, 7.$$

Les statistiques de Wald pour le test de H_1 (H_2) doivent être comparées à la valeur critique de la distribution χ^2 avec six (un) degré(s) de liberté, soit respectivement 12,59 (3,84) ; le symbole "*" indique que le test est significatif au seuil critique de 5%.

Que ce soit au niveau sectoriel ou au niveau agrégé, les estimés de la persistance globale figurant dans le tableau 3.9 sont non seulement inférieurs à ceux figurant dans les deux dernières colonnes du tableau 3.5 mais ils sont encore plus précis comme en témoigne leur écart-type plus faible. Au niveau de la production agrégée d'avant-guerre, la persistance du choc du blé est estimée à 0,84 avec un écart-type (asymptotique) de 0,07. Les effets de la persistance du choc de blé sur la production agrégée sont, à la fois, statistiquement significatifs, sujets à relativement peu d'incertitude et contribuent pour plus des $\frac{3}{4}$ à la mesure de la persistance agrégée (voir le tableau 3.10). Ceci est vrai non seulement au niveau agrégé mais aussi au niveau de chacun des secteurs pour lesquels les hypothèses H_1 et H_2 ont été résolument rejetées (voir l'équation (4) pour la façon de déterminer la contribution des divers types de chocs).

Tableau 3.9— Décomposition de la mesure de persistance sectorielle et agrégée par type de chocs dans l'avant-guerre et l'après-guerre.

	1870-1914			1947-1996		
	Total P_Y	Macro P_S	'Autre' P_O	Total P_Y	Macro P_S	'Autres' P_O
Manufactures	0,71 (0,05)	0,85 (0,01)	0,14 (0,10)	0,73 (0,12)	0,88 (0,14)	0,34 (0,06)
Agriculture	0,85 (0,08)	0,90 (0,03)	0,42 (0,14)	0,86 (0,09)	0,95 (0,11)	0,28 (0,08)
Transport et entreposage	0,68 (0,11)	0,88 (0,04)	0,54 (0,18)	0,73 (0,10)	0,00	0,73 (0,10)
Construction	0,84 (0,04)	1,05 (0,06)	0,11 (0,01)	0,81 (0,12)	1,03 (0,17)	0,14 (0,02)
Mines	0,81 (0,02)	0,97 (0,05)	0,44 (0,07)	0,86 (0,14)	1,16 (0,24)	0,33 (0,05)
Exploitation forestière, pêche et piégeage	0,80 (0,03)	0,94 (0,06)	0,45 (0,04)	0,78 (0,08)	0,88 (0,13)	0,58 (0,08)
Reste de l'économie	0,81 (0,01)	0,95 (0,08)	0,54 (0,07)	0,89 (0,17)	0,00	0,89 (0,17)
Production agrégée	0,79 (0,04)	0,84 (0,07)	0,18 (0,06)	0,87 (0,12)	1,02 (0,16)	0,29 (0,08)

Notes : Les estimés ont été obtenus en utilisant la méthode MVIC en se basant sur le modèle (9), et où les variables avec des statistiques t inférieures à 1,5 ont été éliminées. Le nombre de paramètres estimés est de 75 pour la période 1870-1914 et de 71 pour la période 1947-1996. La mesure agrégée de la persistance P_Y a été estimée en utilisant l'équation (3b).

Tableau 3.10— Contribution du choc macroéconomique explicitement identifié à la mesure de la persistance globale agrégée et sectorielles (en %)

	Manufactures	Agriculture	Transport et Entreposage	Construction	Mines	Exploitation forestière, pêche et piégeage	Reste de l'économie	Production agrégée
1870-1914	69	86	35	64	62	64	60	88
1947-1996	63	80	0	61	51	62	0	70

Pour la période d'après-guerre, la contribution du choc macroéconomique, explicitement identifié (en l'occurrence le choc pétrolier) à la mesure de persistance globale est nulle pour les secteurs du transport et du reste de l'économie.⁶⁰ Il s'ensuit que les estimés de la persistance globale, P_Y , et ceux de la persistance due aux chocs "autres", P_S sont identiques. Sur la base des estimés du λ , la contribution du choc pétrolier à la

mesure de la persistance globale a été de 60% dans les secteurs manufacturier, de la construction et de l'exploitation forestière, pêche et piégeage. La contribution a été, respectivement, de 80% et 50% dans les secteurs de l'agriculture et des mines. Les résultats des tests de cointégration ont aussi indiqué que dans l'après-guerre le nombre de sources indépendantes de chocs a été modérément important. Ceci suggère qu'au Canada les chocs spécifiques aux secteurs aient aussi conduit aux fluctuations persistantes dans la production, mais à un degré moindre que le choc macroéconomique identifié. Ces résultats se rapprochent de ceux obtenus par LPP (1992) et PPL (1993) respectivement pour le Royaume Uni et pour les États-Unis où une fraction importante de la persistance globale des chocs est attribuable aux chocs "autres."

Les résultats révèlent aussi que dans la période d'après-guerre, la persistance associée au choc pétrolier contribue pour une part substantielle (plus de 70%) de la mesure de la persistance de la production agrégée canadienne. Au niveau agrégé, la persistance du choc pétrolier est estimée à 1,02 avec un écart-type (asymptotique) de 0,16. Les effets de la persistance du choc pétrolier sur la production agrégée sont, à la fois, statistiquement significatifs mais sujets à beaucoup d'incertitude. Un tel résultat pourrait s'expliquer par le fait que nous n'avons considéré qu'un seul choc macroéconomique explicitement identifié, soit celui qui nous a semblé avoir eu un impact certain sur les productions sectorielles.

D'une période à l'autre, les persistances sectorielles, qui étaient élevées, ont enregistré une très légère augmentation. La médiane des productions sectorielles est passée de 0,80 à 0,81 entre l'avant et l'après-guerre. Les secteurs qui ont connu l'augmentation la plus élevée sont les mines, le transport mais surtout le reste de l'économie. Compte tenu du poids que représente le reste de l'économie dans l'après-guerre, soit 58% en 1996, la persistance de la production agrégée a augmenté tout autant, soit environ 0,08. Notons que les secteurs de la construction et de l'exploitation forestière, pêche et piégeage ont quant à eux enregistré une légère baisse de la persistance. Ces résultats suggèrent que pour la plupart des secteurs, les effets des chocs aient eu tendance à devenir légèrement plus persistants à travers le temps.

3.5 Implications des résultats sur l'interprétation du développement historique du Canada

Les résultats obtenus pour la période d'avant-guerre nous permettent de faire le lien avec la théorie du développement historique du Canada. À partir des informations fournies dans Urquhart (1986), nous avons résumé la façon dont le développement de l'économie canadienne est perçu dans la littérature.

Il existe dans la littérature deux théories sur l'interprétation du développement économique canadien : la théorie traditionaliste et la théorie révisionniste. La théorie traditionaliste, qui remonte au début des années 1920 (Mackintosh, 1964), prétend que les exportations ont été la source essentielle de la croissance économique et que le secteur manufacturier n'aurait connu un véritable essor qu'à partir du boom du blé (1896). La perte de marchés extérieurs pour le blé et les produits forestiers expliquerait, selon Urquhart (1986), la stagnation de l'économie canadienne entre 1870 et 1900. Selon les partisans de cette théorie, l'absence de nouvelles industries d'exportations de biens et de matières premières, la baisse des prix des matières premières, et la migration nette (immigration moins émigration) négative entre 1867 et 1896 ont été des facteurs de ralentissement de la croissance économique ; la croissance du PNB réel a été beaucoup plus lente que celle enregistrée aux États-Unis durant ces trois décennies (3.1% contre 4.3% environ de taux de croissance annuel moyen).⁶¹

Urquhart constate que le Canada a, cependant, connu une croissance sans précédent de 1900 à 1914 grâce à l'exportation importante de blé et plus tardivement avec le développement des métaux de base et précieux, et celui des pâtes et papiers. En particulier, la période 1895-1920 a été marquée par la production de blé dans les provinces des Prairies et à un degré moindre par des investissements élevés au Canada résultant des anticipations de profits. Ces anticipations étaient directement liées à l'exploitation de nouvelles mines rendue possible grâce à l'extension du réseau ferroviaire et à une évolution favorable des coûts et des prix.

La théorie révisionniste, plus récente, associée à des auteurs comme Chambers et

Gordon (1966), prétend que la croissance du revenu per capita (croissance intensive) durant la période 1870-1926 n'a pas été imputable à la présence ou à l'absence de marchés d'exportation. Urquhart (1986, p. 26) affirme que pour certains partisans de cette théorie, les loyers payés par ceux qui exploitaient les terres de blé dans les Prairies ont contribué de façon négligeable dans la croissance intensive ; ils concluent que les mouvements de population vers les provinces de l'Ouest n'auraient eu que très peu d'impact sur la croissance du revenu per capita entre 1900 et 1910. Pour Bertram (1964), qui a calculé des taux de croissance annuels à partir de ses estimés en dollars constants de la production manufacturière, la production du secteur manufacturier a toujours connu une croissance régulière et soutenue depuis 1870 et son développement n'a pas été conditionné par les exportations de ressources de base.⁶²

Les résultats du tableau 3.10 permettent d'apporter un éclairage additionnel sur la contribution du choc du blé aux persistances globales agrégée et sectorielle et ainsi corroborer la thèse traditionaliste du développement historique du Canada. En effet, avec une contribution de 88% à la mesure de la persistance globale agrégée, le choc du blé semble avoir engendré une déviation permanente sur le niveau de la production de l'économie en général ; la contribution des chocs "autres" a été relativement modeste. Ceci demeure vrai non seulement au niveau de l'économie dans son ensemble mais aussi au niveau de la plupart des secteurs. Avec une contribution de 86%, le secteur agricole est celui où le choc du blé a contribué substantiellement à la persistance globale de ce secteur ; en revanche, avec environ 60%, la contribution de ce choc à la persistance globale des autres secteurs a été relativement plus modeste. Ceci nous suggère que l'origine du choc du blé ait été d'abord sectorielle et, qu'en raison du poids et de l'importance de l'agriculture dans l'économie canadienne entre 1870-1914 (40% et 19% respectivement en 1870 et 1914), ses effets ont débordé sur les autres secteurs.

CONCLUSION GÉNÉRALE

La macroéconomie historique a été l'une des veines les plus actives et la plus prometteuse de la recherche récente en macroéconomie (voir Calomiris 1994 pour une synthèse). Cette approche consiste à faire appel à de longues séries historiques pour isoler et comprendre les faits stylisés macroéconomiques importants et aussi pour évaluer les théories macroéconomiques existantes. La trame de fonds de ce travail, qui porte sur les fluctuations de court terme de la production, s'inscrit délibérément dans ce courant de la littérature économique. Comme la macroéconomie historique est une discipline qui en est à ses premiers balbutiements, il nous est apparu nécessaire de faire une revue systématique de la littérature qui se rapproche du thème de cette étude.

Essentiellement, le premier chapitre de cette thèse a été consacré à la revue de cette littérature sous l'optique de la persistance des chocs. Au terme de cette revue, nous avons conclu que l'usage des séries désagrégées constitue l'une des options les plus prometteuses. Dans cette optique, la disponibilité de séries historiques désagrégées s'imposait. Or, au Canada les séries satisfaisantes sur la production sectorielle en prix constants ne sont pas disponibles. D'où la nécessité de les construire sur la base de l'information des séries en prix courants d'Urquhart (1993) et des dégonfleurs disponibles.

Le second chapitre documente les sources et les méthodes concernant le choix des secteurs, la construction des séries sur la production sectorielle ainsi que le choix des périodes (avant-guerre et après-guerre). Ces séries nous ont permis d'analyser empiriquement l'impact respectif des chocs du blé et pétrolier sur la production sectorielle. De même, elles ont servi à examiner le changement dans la taille des fluctuations cycliques entre l'avant-guerre et l'après-guerre. Les résultats sur la volatilité ont montré que la taille des fluctuations dans la production agrégée a été réduite dans l'après-guerre en grande partie grâce à l'importante stabilisation qui est survenue dans le reste de l'économie. En effet, ce secteur constitué de la production des services et dont la part a augmenté de façon substantielle (30% en 1870 contre 58% en 1996) entre l'avant

et l'après-guerre, a la particularité d'être caractérisé par des mouvements beaucoup plus lisses que ceux de la production des biens. Dès lors, même si le secteur primaire a affiché une hausse de la volatilité entre les deux sous-périodes, et que le secteur des manufactures, de la construction et du transport et de l'entreposage n'ont pas augmenté davantage que la médiane des ratios de volatilité des productions sectorielles, celle de la production agrégée a baissé. Un tel résultat s'explique par l'augmentation du poids des services dans l'économie dont les mouvements de la production sont devenus moins erratiques à travers le temps.

Le chapitre troisième utilise un modèle multisectoriel permettant de mesurer le niveau et le changement de la persistance entre l'avant et l'après-guerre. Les résultats présentés dans le troisième chapitre fournissent une justification supplémentaire pour l'usage de l'approche désagrégée non seulement dans l'analyse de la persistance des chocs de la production au niveau sectoriel, mais aussi au niveau de la persistance agrégée. Tout comme dans le cas des résultats obtenus par PPL (1993) pour les États-Unis, les estimés de la mesure agrégée obtenus pour le Canada basés sur un modèle multisectoriel sont plus faibles que ceux obtenus au moyen d'un modèle univarié. Du coup, ceci soulève la question de savoir s'il n'existe pas un biais d'agrégation associé au modèle agrégé.

L'utilisation de l'analyse sectorielle a permis de constater des résultats différents selon qu'on identifie explicitement les chocs macroéconomiques (tableau 3.9) ou que l'on amalgame tous les chocs qui affectent les productions sectorielles (version simplifiée présentée dans le tableau 3.5). En effet, la mesure de persistance de la production agrégée et des productions sectorielles est plus précise. Cependant, bien que la mesure de la persistance des chocs de la production agrégée basée sur le modèle multisectoriel général (cas de figure 2) soit inférieure à celle obtenue à partir du modèle simplifié (cas de figure 1), il n'en demeure pas moins que la mesure est largement supérieure à zéro, de sorte que la production apparaît en définitive avoir été affectée de façon permanente par les chocs.

Les résultats montrent aussi que l'analyse sectorielle est en soi une approche très intéressante car elle permet de mesurer l'impact des chocs sur les différents secteurs, autrement inobservables avec une approche agrégée. Il existe, en effet, certains secteurs pour lesquels les chocs macroéconomiques identifiés explicitement dans l'analyse ont eu des effets à plus long terme que sur d'autres. En effet, le "boom du blé" a eu des effets à court et à long terme sur tous les secteurs de l'économie. En revanche, le choc pétrolier a eu des effets à court et long-terme sur les secteurs agricole, manufacturier, de la construction, des mines, et de l'exploitation forestière, pêche et piégeage. Par contre, il n'a eu qu'un effet de court terme sur le secteur du transport et de l'entreposage et sur celui du reste de l'économie dans l'après-guerre.

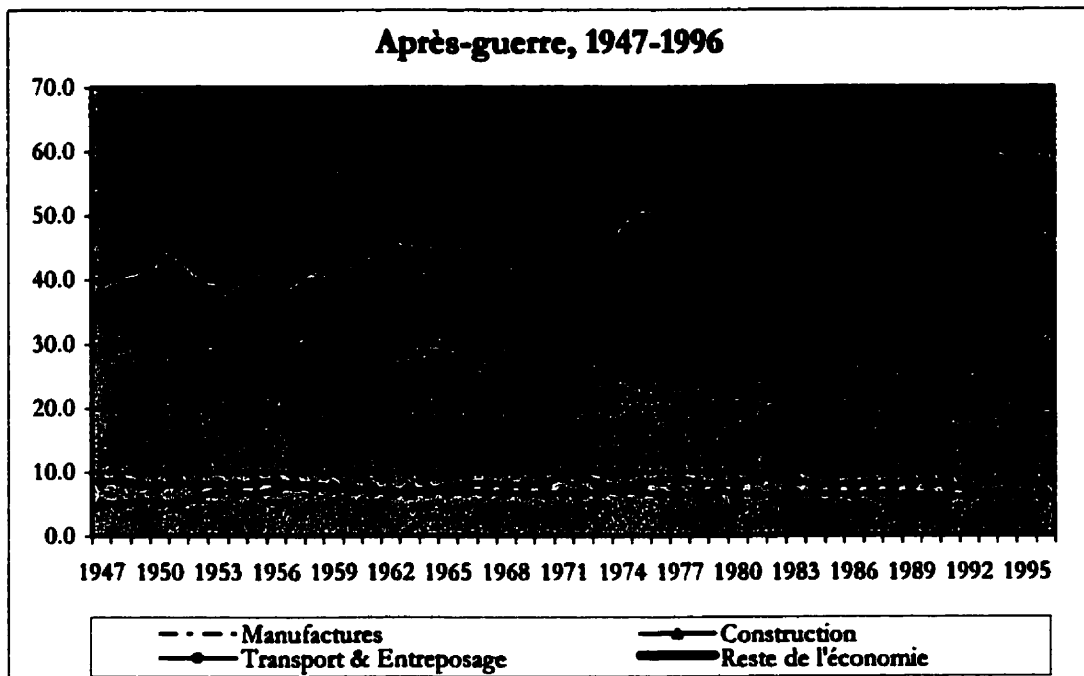
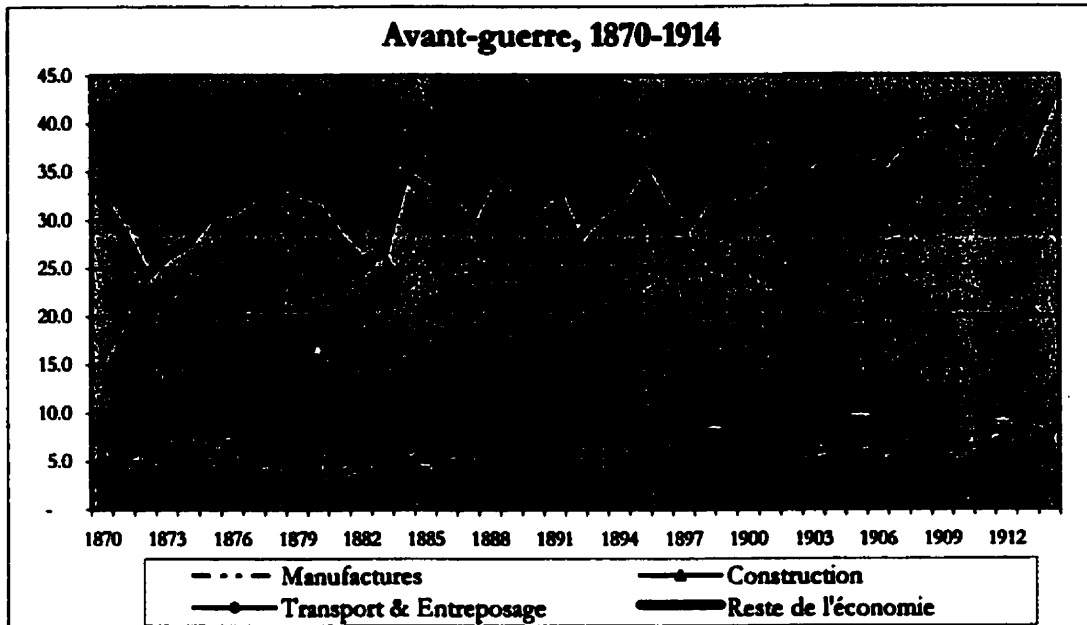
De même, certains types de chocs ont été plus importants dans certains secteurs que dans d'autres. En effet, le choc du blé a affecté le secteur de l'agriculture de façon substantiellement plus importante que les autres secteurs. Ce choc qui est spécifique au secteur agricole a pu avoir de rapides effets de débordements sur des secteurs tels les manufactures, les mines, la construction, l'exploitation forestière, pêche et piégeage et le reste de l'économie. Le secteur du transport apparaît, selon nos résultats, avoir été affecté par le boom du blé de façon modérée et moindre que les autres secteurs ; d'autres facteurs ont peut être contribué à la mesure de la persistance globale de ce secteur. Ainsi, les résultats obtenus dans l'avant-guerre peuvent être interprétés comme une preuve que le boom du blé a largement contribué à l'impact permanent sur la production agrégée et sur les différentes productions sectorielles. Ceux obtenus dans l'après-guerre montrent que si les chocs "autres" ont eu davantage d'impact permanent sur ces mêmes productions sectorielles (en raison des secteurs des services et du transport), comparativement aux chocs "autres" dans l'avant-guerre, il n'en demeure pas moins que le choc pétrolier a contribué pour plus de la moitié à la persistance globale de cinq secteurs.

On constate aussi que la mesure de persistance agrégée est égale à la médiane des productions sectorielles dans l'avant-guerre et légèrement moindre dans l'après-guerre. L'explication pourrait être que les effets des chocs macroéconomiques ont pu,

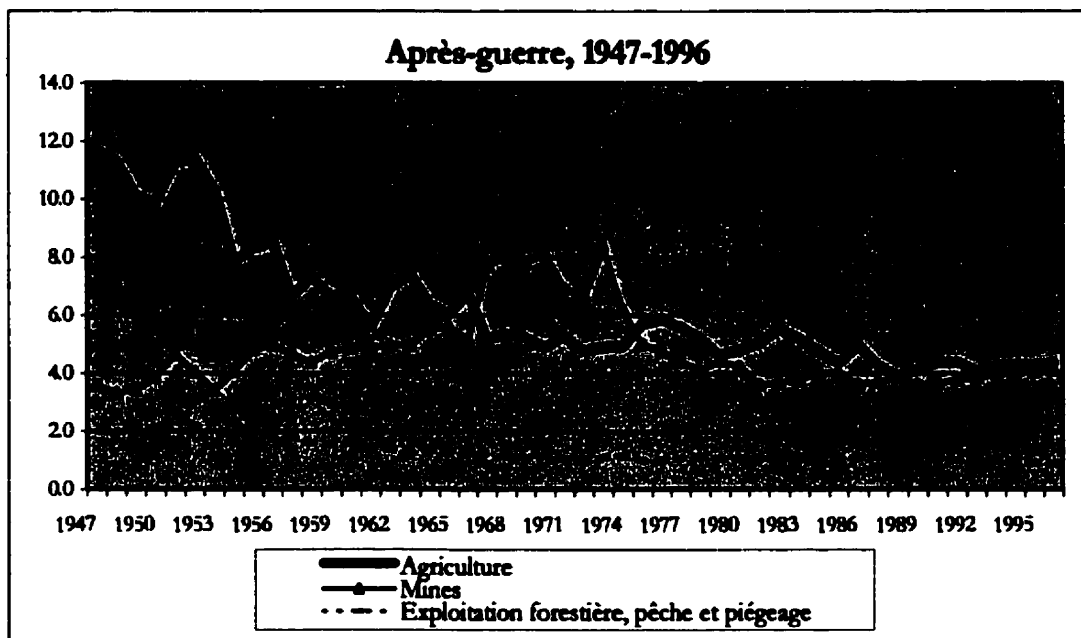
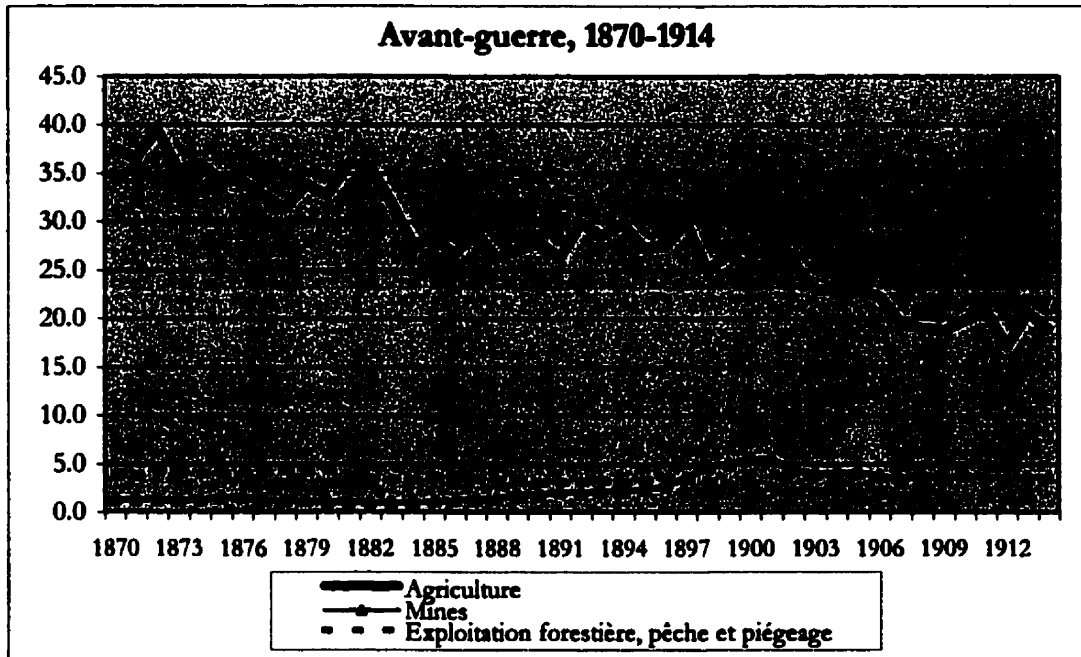
dans une certaine mesure, être annulés par ceux d'autres chocs macroéconomiques, non considérés dans notre analyse.

Au terme de cette thèse, force est de constater que malgré les résultats importants auxquels nous avons abouti, nous n'avons d'aucune façon épuisé la liste des questions qui méritent d'être examinées à l'avenir. En premier lieu, durant la période d'après-guerre, nous n'avons identifié dans l'analyse qu'un seul choc macroéconomique, soit le choc pétrolier de 1973. Comme l'attestent nos résultats, bien que le choc pétrolier de 1973 explique une proportion relativement importante de la persistance agrégée, son estimé est sujet à un degré élevé d'incertitude. Par conséquent, une amélioration possible serait d'identifier des chocs macroéconomiques additionnels, tels le choc associé au taux de change (appréciation ou dépréciation du dollar canadien par rapport à son homologue américain, le choc boursier de 1987 etc.). En second lieu, un défi important serait de construire de nouveaux estimés du PIB en prix constants à un niveau plus désagrégé pour le secteur du reste de l'économie et d'examiner quel en est l'impact sur les résultats.

Annexe 1a : Contribution des différents secteurs dans le PIB réel de l'économie (en pourcentages) dans l'avant-guerre et l'après-guerre



Annexe 1b : Contribution des différents secteurs dans le PIB réel de l'économie (en pourcentages) dans l'avant-guerre et l'après-guerre



BIBLIOGRAPHIE

- Altman, M. (1992a); 'Revised Real Canadian GNP Estimates and Canadian Economic Growth, 1876-1926,' *Review of Economic and Wealth* 38: 455-73.
- Altman, M. (1992b); 'Business Cycle Volatility in Developed Market Economics, 1870-1986: Revisions and Conjectures', *The Eastern Economic Journal* 18: 259-275.
- Backus, D.K and P.J. Kehoe (1992); 'International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles. *American Economic Review* 82: 864-88.
- Balke, N.S and T.B. Fomby (1991); Shifting trends, Segmented trends, and Infrequent Permanent Shocks, *Journal of Monetary Economics*, 28, 61-85.
- Balke, N.S. and R.J. Gordon (1989); 'The Estimation of Prewar Gross National Product: Methodologie and New Evidence,' *Journal of Political Economy*, 97: 38-92.
- Bertram, G.W. (1964); 'Historical Statistics on Growth and Structure of Manufacturing in Canada, 1870-1957,' in Henripin, J. and Asimakopulos A. (eds.): Conference on Statistics, 1962 and 1963, Papers, 93-146, Univeristy of Toronto Press, Toronto.
- Beveridge, S. and C.R. Nelson (1981); 'A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle,' *Journal of Monetary Economics* 7: 151-74.
- Blanchard, O.J. and D. Quah (1989); 'The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances', *American Economic Review* 79: 655-73.
- Blanchard, O.J. (1981); 'What is Left of the Multiplier Accelerator?', *American Economic Review Paper and Proceedings* 71: 150-54.
- Burns, A.F. and W.C. Mitchell (1947); *Measuring Business Cycles*, New York: NBER 1947.
- Calomiris, C.W. (1994); *Historical Macroeconomics and American Macroeconomic History*, NBER Working Paper Series, W.P. No.4935. Cambridge, Mass.
- Campbell, J.Y and N. G. Mankiw (1989); 'International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations,' *Journal of Monetary Economics* 23: 319-34.
- Campbell, J.Y and N. G. Mankiw (1987a); 'Are Output Fluctuations Transitory?,' *Quarterly Journal of Economics*, CII: 857-80.
- Campbell, J.Y and N. G. Mankiw (1987b); 'Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations, *American Economic Review Papers and Proceedings* 77: 111-17.

- Chambers, E.J. and Gordon, D.F. (1966); 'Primary Products and Economic Growth: An Empirical Measurement,' *Journal of Political Economy* 74.
- Christiano, L.J. and M. Eichenbaum (1990); Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 32: 7-61.
- Christiano, L.J. (1988); Searching for a Break in GNP, NBER Working Paper Series, W.P. No. 2695. Cambridge, Mass.
- Clark, P.K. (1989); 'Trend Reversion in Real Output and Unemployment', *Journal of Econometrics* 40: 15-32.
- Clark, P.K. (1987); 'The Cyclical Component of U.S. Economic Activity', *Quarterly Journal of Economics*, 102: 797-814.
- Cochrane, J.H. (1988); 'How Big is the Random Walk in GNP?', *Journal of Political Economy* 96: 893-920.
- Cogley, T. (1990); 'International Evidence on the Size of the Random Walk in Output', *Journal of Political Economy* 98: 501-18.
- Crafts, N.F.R and T.C. Mills (1991); Trends in Real Wages in Britain 1750-1913, Research Paper No.371, Department of Economics, University of Warwick.
- Cribari-Neto, F. (1994); 'Canadian Economic Growth: Random Walk or Just a Walk', *Applied Economics* 26: 437-44.
- De Haan, J. and Zelhorst, D. (1993); 'Does Output Have a Unit Root? New International Evidence,' *Applied Economics* 25: 953-60.
- De Long, J. B. and L. Summers (1988); On the Existence and Interpretation of a 'unit root' in the US GNP, NBER Working Paper Series, WP No.2716. Cambridge, Mass.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981); 'Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,' *Econometrica* 4: 1057-72.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979); 'Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,' *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-31.
- Diebold, F. X. and A.S. Senhadji (1996); Deterministic vs. Stochastic Trend in U.S. GNP, yet Again, NBER Working Paper Series, WP No. 5481. Cambridge, Mass.
- Diebold, F. X. and M. Nerlove (1990); 'Unit Roots in Economic Times Series: A Selective Survey, in T.B. Fomby and G.F Rhodes (eds.): Advances in Econometrics: Co-integration, Spurious Regressions and Unit Roots (JAI Press, Greenwich, CT).

Durlauf, S.N. (1989); 'Output Persistence, Economic Structure, and the Choice of Stabilization Policy', *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 69-136.

Eichengreen, B. (1992); 'The Origins and Nature of the Great Slump Revisited', *Economic History Review*, XLV: 213-39.

Evans, T.L. and N.C. Quigley (1995); 'What Can Univariate Tell Us About Canadian Economic Growth 1870-1985?', *Explorations in Economic History* 32: 236-52.

Evans, G. (1989); 'Output Unemployment Dynamics in the United States, 1850-85', *Journal of Applied Econometrics* 4: 213-37.

Firestone, O.J. (1958); *Canada's Economic Development, 1867-1953, With Special Reference to Changes in the Country's National Product and National Wealth, Income and Wealth Series VII*, Bowes and Bowes, London.

Gallegati, Marco and Mauro Gallegati (1995); 'Volatility and Persistence of Fluctuations: Individual Production Series in Italy, 1890-1985', *Applied Economics* 27: 677-88.

Granger, C.W.J and P. Newbold (1974); 'Spurious Regressions in Econometrics', *Journal of Econometrics* 2: 11-20.

Greene, W.H. (1997); *Econometric Analysis, Third Edition*, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey 07458.

Hall, B.H. (1995); *Times Series Processor, Version 4.3, User's Guide including an Introductory Guide*, March.

Harvey, A.C. (1985); 'Trend and Cycles in Macroeconomics Time Series', *Journal of Business and Economic Statistics* 3: 216-27.

Inwood, K. and T. Stengos (1995); 'Segmented Trend Models of Canadian Growth', rejoinder, *Explorations in Economic History* 32: 253-61.

Inwood, K. and T. Stengos (1991); 'Discontinuities in Canadian Economic Growth, 1870- 1985', *Explorations in Economic History* 28: 274-86.

Johansen, S. (1989); *Likelihood Based Inference on Cointegration: Theory and Applications*. Lecture notes (Centro Estivo di Econometria, bagni di Lucca).

Johansen, S. (1988); 'Statistical Analysis of Cointegration Vector', *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-54.

Kormendi, R.C. and P. Meguire (1990); 'A Multicountry Characterization of the Non Stationnarity of Aggregate Output', *Journal of Money, Credit, and Banking* 22: 77-93.

- Kwiatkowski, D., P. Phillips and P. Schmidt (1992); 'Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root,' *Journal of Econometrics* 54: 159-78.
- Krol, R. (1992); 'Trends, Random Walks and Persistence: An Empirical Study of Disaggregated U.S. Industrial Production', *Review of Economics and Statistics*, LXXIV: 154-59.
- Kuznets, S. (1961) ; Capital in the American Economy: Its Formation and Financing, NBER Studies in Capital Formation and Financing, No.9, New York: Arno Press, 1961
- Kydland , F.I. and E.C. Prescott (1980); 'A Competitive Theory Of Fluctuations and The Feasibility and Desirability of Stabilization Policy' in Fisher, S. (ed.) Rational Expectations and Economic Policy. Chicago: Univ. Chicago Press (for NBER), 1980.
- Leacy, F.H. (1983); *Statistiques historiques du Canada, deuxième édition*. Ottawa: Statistique Canada.
- Lee, K.C., Pesaran, M.H. and R.G. Pierse (1992); 'Persistence of Shocks and their Sources in a Multisectoral Model of UK Output Growth,' *Economic Journal*, 102: 342-56.
- Lo, A.W. and A. C. MacKinlay (1989); 'The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation', *Journal of Econometrics* 40: 203-38.
- Long, J.B., and C.I. Plosser (1987); 'Sectoral vs. Agregate Shocks in the Business Cycle', *American Economic Review Papers and Proceedings*, LXXVII (1987), 333-36.
- MacKinnon, J.G. (1990); *Critical Values for Cointegration Tests*, Queens' University Discussion Paper, 32 p., Department of Economics.
- Mackintosh, W.A. (1964); *The Economic Background to Dominion-Provincial Relations*, McLelland and Stewart Limited, Publishers.
- Maddison, A. (1982); *Phases of Economic Development*. London: Oxford University Press.
- Maddison, A. (1984); *Phases of Economic Development*. London: Oxford University Press.
- Nelson, C.R. and C.I. Plosser (1982); 'Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series', *Journal of Monetary Economics* 10: 139-62.
- Newbold , P. and C. Agiakloglou (1992); 'US Common Stock Prices 1871-1970: Playing with Dummies', *Review of Quantitative Finance and Accounting* 2: 215-20.
- Perron, P. (1992); 'Racines Unitaires en Macroéconomie: le cas d'une variable', *L'Actualité Economique* 68: 325-56.

- Perron, P. (1990); 'Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean', *Journal of Business & Economic Statistics*, April 1990, Vol.8, No.2: 153-162.
- Perron, P. (1989); 'The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis', *Econometrica*, 57: 1361-1401.
- Perron, P. (1988); 'Trends and Random Walks in Macroeconomic Times Series: Further Evidence from a New Approach', *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 297-332.
- Perron, P. and P.C.B Phillips (1987); 'Does GNP Have a Unit Root: A Reevaluation', *Economics Letters* 23: 139-45.
- Pesaran, M.H., R.G. Pierse, and K.C. Lee (1993); 'Persistence, Cointegration, and Aggregation: A Disaggregate Analysis of Output Fluctuations in the U.S. Economy', *Journal of Econometrics* 56: 57-88.
- Raj, B. (1992); 'International Evidence on Persistence in Output in the presence of an Episodic Change', *Journal of Applied Econometrics* 7: 281-293.
- Romer, C. (1991); 'The Cyclical Behaviour of Individual Production Series, 1889-1984', *Quarterly Journal of Economics*, 106: 1-30.
- Romer, C. (1989); 'The Prewar Business Cycle Reconsidered: New Estimates of Gross National Product, 1869-1908', *Journal of Political Economy*, 97: 1-37.
- Romer, C. (1986a); 'Spurious Volatility in Historical Unemployment Data', *Journal of Political Economy* 94: 941-37.
- Romer, C. (1986b); 'Is the Stabilization of the Postwar Economy a Figment of the Data?', *American Economic Review*, 76: 314-34.
- Romer, D. (1989); Discussion of 'Output Persistence, Economic Structure, and the Choice of Stabilization Policy' by Steven Durlauf, *Brookings Papers on Economic Activity* (1989: 2), 117-25.
- Rudebusch, G.D. (1993); 'The Uncertain Unit Root in Real GNP', *The American Economic Review*, 83: 264-72.
- Schwert, G.W. (1987); 'Effects on Models Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data', *Journal of Monetary Economics* 20: 73-104.
- Serletis, A. (1994); 'International Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables', *Applied Economics* 26: 175-79.
- Serletis, A. (1992); 'The Random Walk in Canadian Output', *Canadian Journal of Economics*, XXV: XXV: 392-406.

- Shapiro, M.D. and M.W. Watson (1988); Sources of Business Cycle Fluctuations, NBER Macroeconomic Annual 3: 111-48.
- Sheffrin, S.M. (1988); 'Have Economic Fluctuations Been Dampened? A Look at Evidence Outside the United States', *Journal of Monetary Economics* 21:73-83.
- Statistique Canada (1997); L'Observateur Économique Canadien, supplément historique, Catalogue No. 11-010-XPB.
- Stulz, R.M. and W. Wasserfallen (1985); Macroeconomic Time Series, Business Cycles, and Macroeconomic Policies, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 22: 9-54.
- Urquhart, M.C. (1994); 'Gross National Product, Canada, 1870-1926: A Note', *Review of Income and Wealth*, 40: 223-226.
- Urquhart, M.C. (1993); Gross National Product, Canada, 1870-1926, the Derivation of the Estimates, McGill-Queen's Press, 714 pages.
- Urquhart, M.C. (1988); Canadian Economic Growth, 1870-1980, Discussion Paper No.734, Queen's University, Kingston.
- Urquhart, M.C. (1986); 'New Estimates of Gross National Product, Canada, 1870 to 1926: Some Implications for Canadian Development', in Long-term Factors in American Economic Growth, Studies in Income and Wealth, Vol.51, in Engerman, S.L. and Gallman, R.E.(eds). Chicago: University of Chicago Press.
- Urquhart, M.C. and K.A.H. Buckley (eds), (1965); Historical Statistics of Canada, First Edition, Macmillan, Toronto.
- Urquhart, M.C. (1965); National Income and the Capital Stock in Urquhart, M.C. and K.A.H. Buckley (eds) : Historical Statistics of Canada, Section E, First Edition, Macmillan, Toronto.
- Ward T. (1994); 'The Origins of the Canadian Wheat Boom, 1880-1910,' *Canadian Journal of Economics* XXVII : 865-83.
- Watson, M.W. (1986); 'Univariate Trending Methods with Stochastic Trends', *Journal of Monetary Economics* , July 1986, 18 :18: 1-27.
- Zelhorst, D. and J. De Haan (1994); 'The Nonstationnarity of Aggregate Output: Some Additional International Evidence', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26: 23-33.
- Zivot, E. and D.W.K. Andrews (1992); 'Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis', *Journal of Business and Economic Statistics* 10: 251-270.

Notes de renvoi :

¹ Burns et Mitchell (1947), avant Romer (1991), ont examiné les fluctuations économiques au moyen de séries sur la production et d'autres indicateurs économiques désagrégés.

² Nelson et Plosser (1982) ont analysé les séries suivantes: PNB réel, PNB nominal, PNB réel per capita, production industrielle, emploi, dégonfleur du PNB, prix à la consommation, salaires, salaires réels, stock de monnaie, vélocité, taux d'intérêts, prix commun des actions, chômage. Seule la série du chômage est stationnaire.

³ Christiano et Eichenbaum (1990) et Rudebusch (1993), sur la base de données trimestrielles du PNB per capita américain de l'après-seconde guerre mondiale, ont affirmé que les tests standard de racine unitaire, tests DFA, tests Phillips Perron n'ont pas beaucoup de puissance pour discriminer entre les propriétés de stationnarité en tendance et de stationnarité en première différence. Rudebusch (1993, p. 271) mentionne que lui même et Christiano et Eichenbaum (1990) ont proposé un réexamen de la question de l'incertitude liée à l'existence d'une racine unitaire et à celle du degré de persistance des chocs. Diebold et Senhadji (1996, p. 5), sur la base du PNB réel américain de la période 1869-1929, ont confirmé la faible puissance des tests de racine unitaire. Ils ont affirmé que l'utilisation d'échantillons plus longs permet des inférences de racines unitaires plus prononcées et que les tests de racine unitaire peuvent fournir des informations pour la prévision.

⁴ Dans le cas univarié, les sources des chocs ne sont pas explicitement identifiées.

⁵ Voir dans Durlauf (1989), Romer (1991), et PPL (1993).

⁶ Les équations utilisées ci-dessous figurent dans Cochrane (1988, éq. 4-5).

⁷ $\lim \sigma_k^2 = \sigma_{\Delta y}^2$ quand $k \rightarrow \infty$.

⁸ Cochrane (1988, éq. 9)) a montré qu'étant donné que $\sigma_k^2 = k^{-1} \text{var}(y_t - y_{t-k})$, la relation existant entre σ_k^2 et ρ_j est la suivante : $\sigma_k^2 = \left(1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \left(\frac{k-j}{k} \right) \rho_j \right) \sigma_{\Delta y}^2$ où les coefficients ρ_j sont égaux au rapport de la covariance $(\Delta y_t, \Delta y_{t-k})$ et de la variance (Δy_t) .

⁹ Lo et MacKinlay (1989) ont fait des simulations de Monte Carlo pour voir si le nombre de retards requis pour conserver la puissance du test du ratio des variances. Ils ont montré que lorsque le nombre de retards, k , est inférieur à la moitié de la taille de l'échantillon, le pouvoir du test n'est pas affecté.

¹⁰ $\lim \sigma_k^2 = 2\pi f_{\Delta y}(0) = \sigma_{\epsilon}^2 A(e^{i0}) A(e^{-i0})$ quand $k \rightarrow \infty$.

¹¹ Durlauf (1989) a analysé la question de la persistance d des chocs sur la base d'une fonction de densité spectrale à toutes les fréquences.

¹² Cette forme conventionnelle d'équation est donnée dans Durlauf (1989, éq. 1).

¹³ Blanchard (1981) a estimé un processus AR (2) de la série du PNB réel trimestriel purgé de la tendance. Il a montré que l'effet d'un choc tend à se dissiper dans le temps. Il montre que moins de 10% du choc persiste après vingt trimestres.

¹⁴ Les informations quant aux résultats de persistance ci-dessous mentionnés ont été prélevées de Christiano et Eichenbaum (1990).

¹⁵ L'utilisation de données annuelles, pour étudier la persistance des fluctuations, peut occulter une quantité importante de la variation cyclique dans l'activité économique (Clarke, 1987, p. 799).

¹⁶ Campbell et Mankiw (1987b, tableau 4).

¹⁷ Cogley (1990) a considéré le taux de croissance du PIB per capita des pays suivants : Australie, Canada, Danemark, France, Italie, Norvège, Suède, Royaume Uni. Pour les États-Unis, le taux de croissance du PIB et du PNB ont été utilisés. Kormendi et Meguire (1990) ont rajouté la Finlande, l'Allemagne et les Pays Bas à la liste de pays considérée par Cogley.

¹⁷Cogley (1990, p. 502) affirme que le ratio des variances de Cochrane (1988) est mesuré de façon imprécise. Il affirme que Cochrane se fie à une distribution normale de la statistique $V(k)$, tandis que lui se base sur des expériences de Monte Carlo qui indiquent que l'approximation χ^2 évite le degré élevé de biais à la baisse dans la distribution du ratio des variances.

¹⁸ Cogley (1990, p. 502) affirme que le ratio des variances de Cochrane (1988) est mesuré de façon imprécise. Il affirme que Cochrane se fie à une distribution normale de la statistique $V(k)$, tandis que lui se base sur des expériences de Monte Carlo qui indiquent que l'approximation χ^2 évite le degré élevé de biais à la baisse dans la distribution du ratio des variances.

¹⁹ Cogley (1990) a obtenu un ratio des variances pour l'économie canadienne égal à 0,64.

²⁰ L'équation de régression de Perron (1989, modèle C) est formée de la combinaison des deux hypothèses, et de retards dans Δy_t . Pour que les termes d'erreurs ϵ_t soient des bruits blancs, il est d'usage d'incorporer $\Delta y_{t,i}$ termes dans les régressions économétriques; l'autocorrélation des résidus est alors supprimée.

²¹ Voir Serletis (1992, note de bas de page 7).

²² Les valeurs critiques utilisées figurent dans Perron (1989, table VI.B). Ces valeurs sont utilisées lorsqu'il y a un seul bris dans la fonction de tendance.

²³ Voir Serletis (1992, éq. 4).

²⁴ Serletis (1994) a utilisé les séries du PIB réel et de la population de Maddison (1982) prolongées par les séries du FMI d'après-guerre pour construire les séries réelles du PIB per capita pour la période 1870-1985. Les pays considérés dans son étude sont l'Australie, le Canada, le Danemark, la France, l'Allemagne, l'Italie, la Norvège, la Suède, le Royaume-Uni, et les États-Unis.

²⁵ La date endogène du bris correspond à l'année 1916 pour la Suède, 1918 pour le Royaume-Uni, 1927 pour l'Australie, 1929 pour les États-Unis, 1939 pour le Danemark, la France et la Norvège, 1942 pour l'Italie, et 1944 pour l'Allemagne.

²⁶ Selon Cribari-Neto (1994, p. 440), cette statistique, qui a une distribution asymptotique normale, peut être utilisée pour procéder au test de l'hypothèse de marche aléatoire. Cette statistique est calculée comme suit: $SV(k) = \left[\hat{V}(k) - 1 \left[\frac{2(2k-1)(k-1)}{3k^2} \right] \right]^{-1/2}$. Alors que Cribari-Neto (1994, tableau 1) a obtenu un degré de persistance moins élevé des chocs dans le PNB canadien que Campbell et Mankiw (1989), ses estimés de persistance sont par contre légèrement plus élevés que ceux de Cogley (1990). La période échantillonnale réduite utilisée par Campbell et Mankiw dans leur analyse ne permet pas, selon Cribari-Neto, de déterminer le rôle des chocs sur la composante séculaire du PNB.

²⁷ Les deux statistiques, distribuées asymptotiquement selon une loi $\chi^2(m)$, sont la statistique Box-Pierce

$$Q^b(m) = T \sum_{j=1}^m \hat{\rho}_j^2, \text{ et la statistique Ljung-Box } Q^L(m) = T(1+2) \sum_{j=1}^m (T-j)^{-1} \hat{\rho}_j^2, \text{ où } T \text{ est le nombre}$$

d'observations, m et $\hat{\rho}_j$ sont respectivement le nombre d'autocorrélations et la j -ième autocorrélation échantillonnale de Δy_t .

²⁸ Lorsque plus d'un bris est introduit dans l'équation de régression, le calcul des valeurs critiques est obtenu en faisant des simulations Monte Carlo. Pour chaque régression incluant une combinaison différente de bris, il correspond une valeur différente du t critique. Inwood et Stengos (1991) ont comparé la valeur de la statistique calculée t , associée à la variable $y_{t,t}$ dans chacune des régressions à deux et à trois bris, respectivement à la valeur critique maximum de la statistique t obtenue avec les simulations de Monte Carlo pour toutes les combinaisons à deux bris et avec celles à trois bris.

²⁹ Les équations de régression estimées par Evans et Quigley (1995) incluent jusqu'à trois retards dans le taux de croissance du PNB et un retard dans celui de l'investissement. Inwood et Stengos (1991) ont incorporé un retard et deux retards dans le taux de croissance des deux séries respectivement dans les modèles à un bris et dans les modèles à deux et trois bris. Ce nombre de retards est jugé, selon Inwood et Stengos, suffisant pour induire des résidus sans autocorrélation des résidus.

³⁰ Étant donné l'absence de changement dans la persistance des séries de production individuelles à travers le temps, la persistance agrégée aurait pu enregistrer une hausse importante entre l'avant et l'après-guerre si les chocs qui étaient de nature agrégée dans l'avant-guerre étaient devenus de nature spécifique dans l'après-guerre.

³¹ LPP (1992) ont utilisé les données en dollars constants des productions trimestrielles de huit secteurs de l'économie du Royaume Uni pour de la période 1960.1-1989.2. PPL (1993) ont utilisé les données annuelles des productions de dix secteurs de l'économie américaine pour la période 1947-87.

³² Cochrane (1988), Christiano et Eichenbaum (1990) ont critiqué l'utilisation de processus ARIMA d'ordres faibles pour estimer la persistance des chocs inattendus dans la production agrégée.

³³ Dans LPP (1992), les chocs macroéconomiques sont : un changement inattendu dans l'offre de monnaie, dans le taux de change de la livre sterling, dans le rendement des titres, et dans le prix du pétrole. Seul le choc monétaire a été pris en ligne de compte dans l'analyse de l'activité économique américaine. Les chocs "autres" sont les chocs macroéconomiques indépendants de ceux identifiés explicitement dans l'analyse, et les chocs spécifiques aux secteurs.

³⁴ Pour le Royaume Uni et pour l'équation du changement inattendu dans l'offre de monnaie, les variables additionnelles sont des mesures retardées dans le taux de croissance de la dépense gouvernementale et du taux de chômage. Pour l'équation du changement dans les rendements des titres, les variables sont des mesures retardées du changement dans les taux d'intérêts et dans les dividendes nets.

³⁵ L'effet de persistance P_j est significativement élevé dans les productions des secteurs manufacturiers et de la construction.

³⁶ Comme il est difficile d'obtenir des estimés précis des propriétés de long terme des séries avec des données relativement courtes, ils ont fourni les estimés des écarts-types des mesures de persistance.

³⁷ *When there is a reduction in the demand for durable goods services, output declines significantly as the stock depreciates over time. However, durable goods output gradually adjusts back to its trend rate of growth* Krol (1992, p. 158).

³⁸ Les séries historiques officielles américaines débutent en 1869. Celles de la plupart des pays européens commencent à partir de 1870 (voir les études énoncées dans la thèse).

³⁹ Le Royaume Uni, dont l'usage des sources de données administratives remonte à 1842-1843, est une exception à cette règle (Urquhart 1993, p. 3).

⁴⁰ *The Monetary Times Annual*, 3 Janvier 1919.

⁴¹ Les nouveaux estimés historiques ont été construits par Urquhart en association avec Alan G. Green, R.M. McInnis, Thomas K. Rymes, Alistair Sinclair, Marion Steele, et Duncan McDougall.

⁴² En raison de l'importance relative des achats des consommateurs en biens et services et de la FBCF totale, comparativement aux autres composantes de la DNB durant la période 1870-1926, Urquhart (1994, p. 224) considère que la DNB réelle est la somme en termes réels de ces deux composantes. La dépense de consommation a été dégonflée par un indice du coût de la vie tandis que les deux composantes de la FBCF l'ont été par des indices de prix des biens en capital appropriés.

⁴³ Urquhart (1994) a répondu aux critiques d'Altman (1992a) quant à la procédure de déflation. Urquhart souligne qu'il aurait pu dégonfler les estimés des catégories constituant la DNB, par des indices de prix spécifiques à ces dernières. Il affirme que l'utilisation des nombres indices du coût de la vie pour la déflation des estimés en dollars courants de chacune de ces catégories est tout aussi appropriée.

⁴⁴ Pour une illustration des formes fonctionnelles flexibles en général et des translog en particulier, voir Greene (1997, p. 693-698).

⁴⁵ Nous avons rejeté à 95% de significativité l'hypothèse nulle d'absence de stabilité structurelle entre l'avant et l'après-guerre.

⁴⁶ Nous avons rejeté à 95% de significativité l'hypothèse nulle d'absence de stabilité structurelle entre l'avant et l'après-guerre.

⁴⁷ Nous avons rejeté à plus de 90% de significativité l'hypothèse nulle d'absence de stabilité structurelle entre l'avant et l'après-guerre.

⁴⁸ Nous avons rejeté à moins de 98% de significativité l'hypothèse nulle d'absence de stabilité structurelle entre l'avant et l'après-guerre.

⁴⁹ La documentation des faits développés dans cette section est empruntée à Urquhart (1986).

⁵⁰ Romer (1989, tableau 1) a montré que le ratio de la production des biens par rapport au PNB pour des années sélectionnées entre 1910 et 1981 a été inférieur à 50%, mais aussi que ce ratio a décliné (0.44 et 0.28 respectivement en 1910 et 1981). Selon elle, il est probable que le secteur des services ait été assez important même dans les années 1800 pour faire que l'hypothèse de Kuznets (corrélation de un pour un entre le PNB et la production des biens) occasionne des erreurs de mesures dans l'estimation du PNB de cette période.

⁵¹ L'analyse factorielle de Long et Plosser (1987), utilisée par Romer (1991), est représentée par le modèle $\Delta y_i = \beta_i + \lambda_i \cdot C_t + \mu_{it}$ où C_t représente le choc agrégé, et μ_{it} le choc spécifique à la série i . Cette analyse consiste à calculer la fraction de la variance du taux de croissance des séries de biens qui est expliquée par le facteur commun et qui est représenté par λ_i^2 .

⁵² Les résultats économétriques de ce chapitre ont été obtenus au moyen de la version 4.3 du logiciel TSP, voir Hall (1995).

⁵³ La régression, sur la base desquels ont été effectués les tests DFA, s'écrit comme suit : (voir Dickey Fuller, 1981) $y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{t-j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$, où $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Les k régresseurs incorporés dans l'équation visent à supprimer l'autocorrélation des termes d'erreurs.

⁵⁴ Pour $J > 100$ degrés de libertés (nombre de contraintes), on a $\sqrt{2\chi^2} - \sqrt{(2J-1)} \stackrel{a}{\sim} N(0,1)$

⁵⁵ Le nombre de restrictions imposé sur le modèle (6)' pour obtenir le modèle (7), soit 40, est égal au nombre de paramètres dans (6)', soit 47, moins le nombre de paramètres dans (7), soit 7.

⁵⁶ Rappelons que le modèle (6)' n'a pas pu être rejeté contre le modèle (6) et contre le modèle (5).

⁵⁷ Cet argument est similaire à celui formulé par David Romer (1989, p. 124): *Permanent effects of demand shocks would be a necessary part of any explanation of aggregate persistence*.

⁵⁸ A en croire Ward (1994, p. 880) *'By the time that wheat prices begin to rise in the mid-1890s, farmers had mastered necessary techniques and had the improved equipment that they needed for success on the land that had viable in the 1880s. Seed drills, large twine binders, and labour-saving devices on the threshers enabled the limited supply of labour to harvest greater areas of crops. The greater potential farm profits that these changes induced, combined with lower railway costs, encouraged the branch line construction that was essential to any expansion of the feasible region of settlement, and the wheat boom began. By 1910 high wheat prices and the new Marquis wheat made farming very profitable, and larger number of migrants swarmed onto the prairies.'*

⁵⁹ Le modèle complet non contraint (8)', qui comprend les deux équations macroéconomiques, renferme 137 paramètres (soit 119 paramètres pour le modèle multisectoriel et 18 paramètres pour les deux équations macroéconomiques). Le modèle (9) est obtenu en imposant 62 restrictions sur le modèle (8)'. Pour s'assurer que nous n'avons pas par inadvertance imposé une restriction invalide sur (8)', nous avons testé la validité globale des 62 restrictions par la procédure du ratio de vraisemblance. La valeur calculée correspondante du ratio de vraisemblance pour le test joint de la validité de ces restrictions, $\chi^2(62)$, est égale à 68,7, ce qui est bien en deçà de la valeur critique (81,4) au seuil de 5%. Dès lors (9) ne peut être rejeté contre (8)'.

⁶⁰ Voir l'éq. (4) pour la façon de déterminer la contribution λ du choc macroéconomique explicitement identifié.

⁶¹ Les taux de croissance moyens ont été calculés avec les chiffres d'Urquhart (1986, tableaux 2.9 et 2.10).

⁶² Pour apporter sa contribution à la controverse entre les partisans des deux théories de l'interprétation du développement de l'économie canadienne, Urquhart (1988) a analysé la croissance au moyen de la série du PNB de la période 1870-1980. Les estimés du PNB ont été formés à partir des nouveaux estimés de la période 1870-1926 qu'il a prolongé par les estimés officiels du PNB de la période 1926-1980.