

2012RP-01

Les déterminants macroéconomiques de l'épargne québécoise et canadienne – une étude économétrique

Mara Gloria, François Vaillancourt

Rapport de projet

Montréal
Janvier 2012

© 2012 Mara Gloria, François Vaillancourt. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.

Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source



Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations

CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les partenaires du CIRANO

Partenaire majeur

Ministère du Développement économique,
de l'Innovation et de l'Exportation

Partenaires corporatifs

Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque Laurentienne du Canada
Banque Nationale du Canada
Banque Royale du Canada
Banque Scotia
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
CSST
Fédération des caisses Desjardins du Québec
Financière Sun Life, Québec
Gaz Métro
Hydro-Québec
Industrie Canada
Investissements PSP
Ministère des Finances du Québec
Power Corporation du Canada
Rio Tinto Alcan
State Street Global Advisors
Transat A.T.
Ville de Montréal

Partenaires universitaires

École Polytechnique de Montréal
HEC Montréal
McGill University
Université Concordia
Université de Montréal
Université de Sherbrooke
Université du Québec
Université du Québec à Montréal
Université Laval

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web.

ISSN 1499-8610 (Version imprimée) / ISSN 1499-8629 (Version en ligne)

Les déterminants macroéconomiques de l'épargne québécoise et canadienne – une étude économétrique¹

Mara Gloria², François Vaillancourt³

Sommaire

Cette étude utilise les techniques de cointégration CCR, FM-MCO, MCO, et le VECM de Johansen pour trouver les déterminants macroéconomiques de l'épargne canadienne et québécoise entre 1981 et 2010. Trois spécifications de l'épargne sont utilisées : l'épargne en millions \$, l'épargne en log naturel et le taux d'épargne personnel. Les variables explicatives provenant de la théorie de la consommation et utilisées dans les estimations sont : la richesse nette, le revenu disponible, le crédit à la consommation, le crédit hypothécaire, les contributions des employés au REER et au RPA, le taux d'intérêt réel, l'inflation, la participation des femmes au marché du travail, et les proportions selon l'âge de la population.

Selon les tests de racine unitaire de Phillips-Perron, la majorité des variables sont soit $I(0)$ soit $I(1)$, mais l'ordre d'intégration des contributions aux régimes de pension privés et des proportions de la population selon l'âge oscille entre stationnaire autour d'une tendance $I(1)$ et $I(2)$.

Les trois spécifications de l'épargne sont cointégrées selon le test de cointégration d'Engle-Granger. Le test de Johansen détecte même plusieurs relations de cointégration, c'est ce qui complique beaucoup l'estimation d'un modèle à correction d'erreur.

Selon les élasticités des relations de long terme estimées par les différentes techniques de cointégration, la meilleure spécification pour étudier l'épargne canadienne et québécoise est le taux d'épargne. Un modèle à correction d'erreur de Johansen est alors implémenté pour cette spécification de l'épargne pour le Canada et le Québec.

Les résultats de l'analyse impulsionnelle tirée du modèle canadien indiquent qu'un choc sur la richesse nette ou sur le crédit hypothécaire ou sur le taux d'intérêt réel aurait un impact positif sur le taux d'épargne canadien tandis qu'un choc sur les contributions au REER ou sur la participation des femmes au marché du travail aurait un impact négatif et permanent. Le crédit à la consommation aurait un

¹ Texte produit dans le cadre du projet Épargne du ministère des Finances du Québec. Nous remercions Benoît Perron pour ses précieux conseils économétriques et Jean-Pierre Aubry pour ses commentaires sur une première version du texte.

² M.Sc., sciences économiques, Université de Montréal.

³ Professeur, sciences économiques, Université de Montréal et Fellow, CIRANO, francois.vaillancourt@umontreal.ca.

impact négatif pendant quatre trimestres; ensuite l'impact est positif mais il ne converge pas. L'impact de l'inflation est très petit.

Dans le cas de l'analyse impulsionnelle québécoise, un choc sur la richesse nette ou sur le crédit à la consommation ou sur le crédit hypothécaire ou sur le taux d'intérêt aurait un impact positif et permanent sur le taux d'épargne. Celui des contributions au REER est d'abord positif mais il décroît et devient négatif à partir du 4^e trimestre sans converger vers une valeur. Un choc sur la participation des femmes au marché du travail a d'abord un impact négatif; ensuite l'impact converge vers une valeur positive. L'inflation aurait en grande partie un impact positif sur le taux d'épargne.

Il faut noter que les analyses impulsionnelles sont peut-être biaisées et ne sont pas robustes à cause de la difficulté à bien identifier les relations de cointégration dans le modèle à correction d'erreur du Canada et en particulier du Québec.

Table des matières

1.	INTRODUCTION	8
2.	LES DETERMINANTS DE LA CONSOMMATION ET DE L'EPARGNE	10
	2.1 Le taux d'intérêt réel	11
	2.2. Les régimes de pension privé et public	12
	2.2.1. <i>Les pensions publiques</i>	<i>12</i>
	2.2.2. <i>Les pensions privées</i>	<i>13</i>
	2.3. La richesse nette	13
	2.4. L'accès au crédit	13
	2.5. Le taux d'inflation	14
	2.6. La démographie	14
3.	LES DONNEES	16
	3.1. Les données pour le Canada	16
	3.2. Les données pour le Québec	21
4.	LES TESTS DE RACINE UNITAIRE	25
	4.1. Les processus non stationnaires	25
	4.2. Le test de Phillips-Perron	26
	4.3. D'autres tests plus puissants.....	27
5.	LES MODELES ECONOMETRIQUES	31
	5.1. Le modèle de l'épargne en millions \$	31
	5.2. Le modèle de l'épargne en log naturel	32
	5.3. Le modèle du taux d'épargne personnel.....	32
6.	LES TESTS DE COINTEGRATION	32
7.	L'ESTIMATION DES MODELES	36
	7.1. L'épargne en millions \$ - 1981T1 à 2010T1	37
	7.1.1. <i>Canada</i>	<i>37</i>
	7.1.2. <i>Québec</i>	<i>38</i>
	7.2. L'épargne en log naturel - 1981T1 à 2010T1.....	40
	7.2.1 <i>Canada</i>	<i>40</i>
	7.2.2. <i>Québec</i>	<i>43</i>
	7.3. Le taux d'épargne personnel - 1981T1 à 2010T1	44
	7.3.1. <i>Canada</i>	<i>44</i>
	7.3.2. <i>Québec</i>	<i>47</i>
	7.4. Conclusions tirées des estimations de la relation d'équilibre	49
8.	LE VECM DE JOHANSEN	51
	8.1. Canada.....	52
	8.2. Québec	54
	8.3. Le modèle à correction d'erreur	55

9. CONCLUSION	61
REFERENCES.....	63
ANNEXE A: SERIES ORIGINELES VS. VERSIONS INTERPOLEES	65
ANNEXE A: SERIES ORIGINELES VS. VERSIONS INTERPOLEES	65
ANNEXE A: SERIES ORIGINELES VS. VERSIONS INTERPOLEES	66
ANNEXE B: VALEURS CRITIQUES DE DICKY-FULLER POUR LES TESTS DE RACINE UNITAIRE.....	67
ANNEXE C: VALEURS CRITIQUES POUR LES TESTS DE RACINE UNITAIRE DE VOGELSANG ET PERRON	68
ANNEXE D : VALEURS CRITIQUES DE ENGLE-GRANGER ADF POUR LES TESTS DE COINTEGRATION	69
ANNEXE E : LES RESULTATS DU TEST DE COINTEGRATION DE JOHANSEN	70
ANNEXE F: LES RESULTATS COMPLETS DU MODELE A CORRECTION D'ERREUR DE JOHANSEN	74
ANNEXE G: LES RESIDUS DES MODELES A CORRECTION D'ERREUR DE JOHANSEN	80

Liste des Tableaux

Tableau 1 : Les données, leurs sources, et manipulations diverses - Canada	17
Tableau 2 : Les données, leurs sources, et manipulations diverses – Québec.....	21
Tableau 3 : Ordre d'intégration selon le test de racine unitaire de Phillips-Perron	27
Tableau 4 : Test de racine unitaire avec rupture dans la tendance de Vogelsang et Perron (1998).....	29
Tableau 5 : Tests de racine unitaire en panel	30
Tableau 6 : Test d'Engle-Granger – régression de l'épargne en millions \$.....	33
Tableau 7 : Test d'Engle-Granger – régression de l'épargne en log naturel.....	34
Tableau 8 : Test d'Engle-Granger – régression du taux d'épargne personnel.....	35
Tableau 9 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en millions \$ - Canada	37
Tableau 10 : Régressions MCOD pour l'épargne en millions \$ - Canada	38
Tableau 11 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en millions \$ - Québec.....	39
Tableau 12 : Régressions MCOD pour l'épargne en millions \$ - Québec	40
Tableau 13 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en log naturel – Canada.....	41
Tableau 14 : Régressions MCOD pour l'épargne en log naturel – Canada	42
Tableau 15 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables $I(0)$ et $I(1)$ – Canada	42
Tableau 16 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en log naturel – Québec	43
Tableau 17 : Régressions MCOD pour l'épargne en log naturel – Québec.....	44
Tableau 18 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables $I(0)$ et $I(1)$ – Québec	44
Tableau 19 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour le taux d'épargne personnel – Canada	45
Tableau 20 : Régressions MCOD pour le taux d'épargne personnel – Canada	46
Tableau 21 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables $I(0)$ et $I(1)$ – Canada	47
Tableau 22 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour le taux d'épargne personnel – Québec	47
Tableau 23 : Régressions MCOD pour le taux d'épargne personnel – Québec.....	48
Tableau 24 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables $I(0)$ et $I(1)$ – Québec.....	48
Tableau 25 : Régressions VECM pour le taux d'épargne personnel – Canada	53
Tableau 26 : Régressions VECM – seulement variables $I(0)$ et $I(1)$ – Canada	54
Tableau 27 : Régressions VECM pour le taux d'épargne personnel – Québec.....	54
Tableau 28 : Régressions VECM – seulement avec les variables $I(0)$ et $I(1)$ – Québec.....	55
Tableau 29 : Modèle à correction d'erreur de Johansen	57
Tableau B.1 : Valeurs critiques de Dickey-Fuller ($\rho=1$)	67
Tableau B.2 : Valeurs critiques de Dickey-Fuller, pour la constante et la tendance	67
Tableau C.1 : Valeurs critiques asymptotiques pour les tests de racine unitaire avec la date de rupture connue	68

Introduction

Le niveau d'épargne est un facteur déterminant de la prospérité d'un pays. L'épargne personnelle, la principale composante de l'épargne nationale, connaît une tendance vers le bas depuis les années 80 au Canada et au Québec, et il n'y a pas d'indication que cette tendance sera renversée dans les prochaines années malgré les changements suivant la récession de 2009-2010. L'objectif de ce texte est de présenter une étude comparative et économétrique des déterminants macroéconomiques de l'épargne canadienne et québécoise entre 1981 et 2010 en utilisant différentes techniques de cointégration. Ceci est pertinent car il existe un certain lien, plus ou moins fort selon les pays ou régions, entre le flux annuel d'épargne domestique et l'investissement et parce que le stock d'épargne devient, étant donné le vieillissement de la population, une source de consommation plus importante.

Pour le Canada, Bérubé et Côté (2000) de la Banque du Canada identifient les déterminants de long terme du taux d'épargne personnel (épargne personnelle divisée par revenu disponible) selon plusieurs méthodes de cointégration et en utilisant deux mesures distinctes de l'épargne, une provenant des Comptes des Revenus et Dépenses (CRD) et l'autre des Comptes du Bilan National (CBN). Smith (1990) offre une revue très complète de plusieurs études faites sur le niveau d'épargne des pays de l'OCDE.

Dans notre texte, trois spécifications de l'épargne sont utilisées : l'épargne en millions \$, l'épargne en log naturel et le taux d'épargne personnel. Les variables explicatives provenant de la théorie de la consommation et utilisées dans les estimations sont : la richesse nette, le revenu disponible, le crédit à la consommation, le crédit hypothécaire, les contributions des employés au REER et au RPA, le taux d'intérêt réel, l'inflation, la participation des femmes au marché du travail, et les proportions selon l'âge de la population. Les données utilisées sont trimestrielles, désaisonnalisées et proviennent en grande majorité de Statistique Canada et de l'Institut de la Statistique du Québec. Pour le Québec, la richesse nette et le crédit hypothécaire ne sont pas disponibles; on utilise alors des approximations pour ces deux variables.

Différents tests de racine unitaire sont utilisés pour déterminer l'ordre d'intégration de l'épargne et des variables explicatives. La majorité des variables sont soit $I(0)$ soit $I(1)$. L'ordre d'intégration des contributions aux régimes de pension privés et des proportions de la population selon l'âge n'est pas robuste aux différents tests utilisés. Elle oscille entre stationnaire autour d'une tendance, $I(1)$ et $I(2)$.

Les tests de cointégration d'Engle-Granger et de Johansen détectent la présence de cointégration pour les trois spécifications de l'épargne. Le test de Johansen détecte même plusieurs relations de cointégration, ce qui complique beaucoup l'estimation d'un modèle à correction d'erreur parce qu'il faut identifier ces relations complètement.

D'abord, nous nous intéressons aux relations d'équilibre de long terme des trois spécifications de l'épargne. Nous estimons ces relations en nous servant des méthodes de cointégration CCR, FM-MCO, et MCO. Pour vérifier la robustesse des estimations, nous utilisons ensuite le VECM de Johansen. Nous analysons les élasticités des relations de long terme pour choisir la meilleure spécification pour étudier l'épargne canadienne et québécoise.

Une fois que la meilleure spécification pour étudier l'épargne est choisie, nous procédons avec l'implémentation du modèle à correction d'erreur de Johansen. Ensuite, une analyse impulsionnelle qui tient compte des dynamiques de court terme du modèle est faite pour mieux comprendre l'impact des variables explicatives sur l'épargne canadienne et québécoise. Ces analyses impulsionnelles sont peut-être biaisées et ne sont pas robustes à cause de la difficulté à bien identifier les relations de cointégration dans le modèle à correction d'erreur du Canada et en particulier du Québec.

Notre texte est organisé de la façon suivante. La section 2 présente la théorie de la consommation et les déterminants de l'épargne proposés par cette théorie. La section 3 présente les données et les diverses manipulations faites sur celles-ci. Les résultats des tests de racine unitaire sont présentés dans la section 4. La section 5 présente les modèles de l'épargne utilisés dans les estimations. Les résultats des tests de cointégration se trouvent dans la section 6 et les résultats des estimations pour le Québec et le Canada dans la section 7. La section 8 présente les estimations du modèle à correction d'erreur de Johansen ainsi que l'analyse impulsionnelle. La dernière section présente un sommaire des résultats et en tire des conclusions.

2. Les déterminants de la consommation et de l'épargne

Selon Blanchard et Johnson (2007, chapitre 20), le comportement des agents économiques envers l'épargne peut être expliqué en grande partie par la *Théorie de la Consommation*, développée conjointement mais indépendamment par Milton Friedman, qui l'a dénommée *Théorie du Revenu Permanent* et par Franco Modigliani qui l'a dénommée *Théorie du Cycle de Vie*. Selon ces économistes, pour déterminer le niveau de consommation courant désiré, les individus tiennent compte non seulement de leur revenu courant, mais de leur revenu futur attendu jusqu'à la fin de leur vie, appelé le « revenu permanent ». L'idée principale de la théorie est que les individus rationnels dépensent une proportion de leur richesse totale estimée (richesses humaines présumément monnayées par l'emprunt, financières et en actifs réels) pour maintenir un niveau de consommation constant tout au long de leur vie. Si la consommation courante est plus élevée que le revenu courant, les individus empruntent la différence. Dans le cas où la consommation courante est plus faible, la différence est épargnée pour la consommation future. Les hypothèses de base du modèle classique sont que les individus sont capables de prévoir le futur avec une parfaite clairvoyance, que les marchés du crédit sont parfaits et que les individus peuvent y emprunter et prêter (épargner) sans contraintes.

Blanchard et Johnson (2007, chapitre 20) constatent qu'il n'est pas facile d'estimer les élasticités de l'épargne par rapport à la richesse totale et au revenu disponible (revenu du travail moins impôts) à cause d'une variable intangible difficile à modéliser, soit les attentes des agents envers le futur. Cette variable joue un rôle important dans la détermination de la consommation courante. Selon les attentes pour le futur, l'élasticité de la consommation par rapport au revenu disponible varie dans le temps et la consommation peut varier même si le revenu disponible ne change pas. Par exemple, si les agents croient qu'une diminution du revenu courant est permanente, ils diminuent leur consommation dans la même proportion que la diminution du revenu. Si au contraire, les agents croient que la diminution est temporaire, la consommation diminuera de façon moins importante que le revenu courant. En outre, si les individus sont optimistes par rapport au futur et prévoient une augmentation de leurs revenus dans le futur, ils pourraient augmenter la consommation courante même si le revenu courant n'a pas encore augmenté.

La consommation courante serait donc déterminée par des éléments comme la richesse totale, le revenu disponible courant, et les attentes des agents. Étant donné que l'épargne personnelle est définie comme le revenu disponible moins la consommation courante, tous les facteurs qui affectent ces éléments affectent aussi le niveau d'épargne. Ces facteurs sont : le taux d'intérêt réel, la richesse nette, le revenu disponible, les caractéristiques des régimes de pensions privés et publics disponibles dans une société, les contraintes de liquidités (i.e. crédit à la consommation), et les caractéristiques démographiques (entre autres, l'espérance de vie, l'âge de retraite, et la taille des familles). Ces facteurs seront maintenant examinés plus en détail.

2.1 Le taux d'intérêt réel

Un taux d'intérêt plus élevé peut amener ou non un niveau d'épargne plus élevé. Tout dépend des effets de substitution et de revenu. Si c'est l'effet de substitution qui domine, une augmentation du taux d'intérêt diminue la valeur présente de la consommation future (i.e. il coûte moins cher de consommer dans le futur) et donc, la consommation présente diminue et l'épargne augmente. Si, au contraire, c'est l'effet revenu qui domine, une augmentation du taux d'intérêt diminue le montant nécessaire pour s'assurer un certain niveau de consommation future et donc l'épargne diminue. Dans ce cas, il est possible d'épargner moins et de conserver le même niveau de consommation présente et future.

Bérubé et Côté (2000) rajoutent que l'effet revenu n'est pas le même pour un individu qui épargne (prête) que pour un autre qui emprunte. Pour celui qui épargne, l'effet revenu d'une augmentation des taux d'intérêt est comme celui expliqué auparavant. Par contre, pour celui qui s'endette, une augmentation des intérêts augmente le service de la dette diminuant par conséquent la consommation et augmentant ainsi l'épargne. Selon eux, au Canada les ménages sont des épargnants/prêteurs nets depuis début 1970 excepté en 1997 et 1998. L'effet d'une augmentation du taux d'intérêt est donc théoriquement ambigu parce que l'effet de substitution augmenterait le taux d'épargne tandis que l'effet de revenu le diminuerait.

En définitive, il n'est pas établi empiriquement quel effet domine l'autre. Certains travaux montrent que l'effet de substitution domine et que les politiques qui cherchent à augmenter le taux d'intérêt après impôt ont un impact important sur le niveau d'épargne. Pourtant, Blinder (1987) a démontré qu'aux États-Unis, les taux d'intérêt élevés des années 1980s n'ont pas réussi à augmenter le niveau d'épargne privée (qui est la plus importante composante de l'épargne nationale).

Toujours pour les États-Unis, Smith (1990) cite plusieurs études portant sur l'impact du taux d'épargne défini comme épargne nationale sur le PIB; les élasticités du taux d'intérêt sont égales à 0,03, ou entre 0,18 et 0,27, ou 0,4 ou 3,7. En prenant les élasticités entre 0,18 et 0,27 comme exemple, une augmentation de 50 % du taux d'intérêt augmenterait l'épargne d'environ 10 %. Le même auteur mentionne néanmoins d'autres études qui trouvent des taux d'intérêt non significatifs dans la détermination de l'épargne. Smith cite aussi une étude pour le Canada faite par Beach et al. (1988) qui trouvent des élasticités du taux d'intérêt non significatives. Bérubé et Côté (2000) mentionnent aussi cette étude ainsi que d'autres qui trouvent des effets non significatifs du taux d'intérêt sur le taux d'épargne. Leur propre étude, par contre, trouve que le taux d'intérêt réel fait partie des déterminants de long terme les plus importants du taux d'épargne. Ils utilisent comme taux d'intérêt réel la différence entre le taux d'intérêt des Bons du Trésor avec une échéance de 3 à 5 ans et une mesure du taux d'inflation attendu. Ce taux d'intérêt de long terme est choisi parce que selon eux on retrouve dans le bilan du secteur des ménages beaucoup d'actifs (CPG) et passifs (hypothèques) financiers avec une échéance de 3 à 5 ans.

2.2. Les régimes de pension privé et public

La différence entre un régime de pension privé et un régime public repose sur comment les pensions à verser sont financées et s'il y a accumulation de fonds, comment ceux-ci sont gérés. Selon Blanchard et Johnson (2007, chapitre 15), il existe deux possibilités pour financer et gérer un régime de pension public :

Système de répartition (Pay-as-you-go) : les contributions faites par les travailleurs sont distribuées immédiatement comme bénéfices aux retraités.

Système de capitalisation (Fully funded) : les contributions faites par un travailleur sont investies dans des actifs financiers. Une fois que le travailleur prend sa retraite, il reçoit une pension financée par le fonds provenant de l'accumulation des cotisations des employeurs et des employés ainsi que par les rendements sur ce fonds. La pension peut être en fonction des actifs disponibles au moment de la retraite (cotisations accumulées) ou de l'historique de travail (années et niveau de rémunération).

Au Canada, on distingue usuellement trois piliers de régimes de retraite. Le premier est constitué des régimes universels de pensions publics (sous réserve d'une résidence minimale au Canada) soit le programme de la Sécurité de la Vieillesse (SV), le Supplément de Revenu Garanti (SRG), et l'Allocation au Survivant (AS) ; ces programmes sont financés par les revenus généraux courants du gouvernement fédéral et sont donc de type répartition.

Le second pilier est constitué du Régime de Pensions du Canada (RPC) hors Québec et du Régime des Rentes du Québec (RRQ) au Québec; c'est un système financé par l'accumulation des cotisations dans un fonds (une caisse) et les rendements sur ce fonds; c'est donc un système financé par capitalisation.

Le troisième pilier est constitué des régimes de pensions privés soit le Régime Enregistré d'Épargne Retraite (REER) et le Régime de Pension Agréé (RPA) qui sont tous deux financés par capitalisation. Un RPA est un régime privé de pension géré par l'employeur. Un REER est un régime qui appartient à l'individu qui le gère. Les contributions faites à un RPA ou à un REER par les individus sont déductibles dans le calcul du revenu imposable aux fins de l'impôt sur le revenu. Ces contributions déductibles sont incluses dans les dépenses courantes du secteur « *particuliers et entreprises individuelles* » par Statistique Canada.

2.2.1. Les pensions publiques

Selon la théorie économique, les régimes de pension publics ont deux effets opposés sur le niveau d'épargne privée :

Effet de richesse : le besoin d'épargner diminue parce que le besoin d'accumulation de richesse privée est réduit en partie par la richesse implicite détenue par l'individu dans le système de pension publique.

Effet de retraite : les bénéfices espérés de la pension publique motivent les individus à prendre leur retraite plus tôt et donc, à épargner privément plus pendant leurs années de travail.

L'effet sur le niveau d'épargne des ménages dépend donc de quel effet domine. Empiriquement, ceci n'est pas encore déterminé. Smith (1990) cite beaucoup d'études pour plusieurs pays. Pour certains

pays occidentaux, des études indiquent que les pensions publiques réduisent le niveau d'épargne de façon importante et significative : entre 25 cents et 1 dollar de réduction de l'épargne pour 1 dollar d'augmentation de la pension publique promise. Dans d'autres pays, surtout ceux industrialisés, les régimes de pension publics augmenteraient l'épargne privée, l'exception étant les États-Unis, où une étude a démontré que l'introduction d'un système public « pay as you go » n'a pas eu d'impact sur l'épargne.

Bérubé et Côté (2000) constatent que les résultats empiriques sur l'effet des régimes de pension publics sur l'épargne privée demeurent incertains. Ils citent quatre études, une en 1979 par Denny et Rea qui trouvent que la création du RPC a eu des effets positifs sur le taux d'épargne des ménages, une autre (aussi en 1979) par Boyle et Murray qui trouvent que l'effet serait non significatif, et finalement deux études, Daly (1983) et Dicks-Mireaux et King (1984), qui trouvent toutes les deux que l'épargne des ménages diminuerait avec la présence d'un régime de pension public. Dans leur étude, Bérubé et Côté utilisent une variable définie comme le ratio des paiements du RPC aux aînées (moins les contributions) sur le revenu disponible des individus âgés entre 15 et 64 ans. Ils ne trouvent pas que cette variable fait partie des facteurs déterminants de long terme du taux d'épargne.

2.2.2. Les pensions privées

Contrairement au cas des régimes de pensions publics, la majorité des études pour les États-Unis citées par Smith (1990) trouvent que les régimes de pension privés offerts par les employeurs contribuent à une augmentation du niveau d'épargne. Les élasticités varient de 0,10 à 0,30. Ici, l'effet de retraite et le fait que les bénéfices de la pension privée soient moins liquides que d'autres formes d'épargne conduit à une augmentation de l'épargne nationale.

Des économistes spéculent que *l'effet de reconnaissance* joue probablement aussi un rôle : les pensions privées donnent aux individus une impression de sécurité et d'indépendance financière à la retraite et donc, les individus peuvent épargner d'autres façons. De plus, les campagnes de publicité menées par les institutions qui offrent les pensions privées popularisent l'importance d'épargner pour la retraite.

2.3. La richesse nette

Il a été démontré empiriquement que les variations à long terme de l'épargne sont surtout déterminées par les variations de la richesse nette réelle. Aux États-Unis, l'augmentation de la richesse résultant de la valorisation accélérée des actions et des maisons est le facteur principal expliquant la diminution du taux d'épargne des années 1970-1980 aux États-Unis (Smith, 1990).

Dans leur étude, Bérubé et Côté (2000) trouvent aussi que le ratio de la richesse nette sur le revenu disponible est un des facteurs déterminants de long terme du taux d'épargne canadien.

2.4. L'accès au crédit

De façon générale, plus les individus ont accès au crédit, moins ils épargnent parce qu'ils se rendent compte qu'ils peuvent financer leur consommation future avec le crédit. La facilité d'obtention des cartes de crédit ainsi que des marges de crédits bancaires des familles à deux revenus pourrait donc être

un facteur important dans la détermination de l'épargne canadienne. Bérubé et Côté (2000) trouvent néanmoins que, parmi leurs quatre résultats obtenus par cointégration, le crédit à la consommation est statistiquement significatif seulement dans l'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires Dynamiques (MCOD) de Stock et Watson (1993).

2.5. Le taux d'inflation

Le taux d'inflation pourrait affecter l'épargne de plusieurs façons. Ainsi, la perte de richesse accumulée causée par des taux d'inflation plus élevés qu'attendus incite les individus à consommer moins et à épargner plus. Et les périodes d'inflation instable inciteraient les individus à être plus prudents et à épargner plus compte tenu de l'instabilité économique qui en découle. Une augmentation non anticipée du taux d'inflation contribuerait donc à une augmentation de l'épargne. Par contre, dans un contexte d'hyperinflation, les individus sont incités à consommer plus et à épargner moins pour ne pas garder en main une monnaie qui perd vite sa valeur. L'impact de l'inflation sur l'épargne peut donc varier dans le temps. Bérubé et Côté (2000) concluent que l'inflation fait partie des déterminants de long terme importants du taux d'épargne canadien.

2.6. La démographie

Selon la théorie du cycle de vie, le montant épargné au long de la vie d'un individu varie selon son âge. Selon Bérubé et Côté (2000), une augmentation de la proportion de la population âgée de plus de 65 ans diminue le taux d'épargne parce que les retraités épargnent moins que la population qui travaille. De la même façon, une augmentation de la proportion de la population jeune qui ne travaille pas diminue aussi le taux d'épargne à cause des parents qui épargnent moins pour subvenir aux besoins de leur famille. Bérubé et Côté rapportent que la plupart des études utilisant les données macroéconomiques arrivent à ces mêmes conclusions.

Selon ces études, l'effet sur le niveau d'épargne d'une augmentation d'un certain pourcentage de la population âgée est plus élevé que celui dû à une augmentation du même pourcentage de la population jeune. Ce constat a des conséquences importantes pour l'épargne canadienne parce que toujours selon Bérubé et Côté (2000), au Canada, il y a une diminution de la part de la population jeune jumelée à une augmentation de la population âgée depuis les 30 dernières années.

Bérubé et Côté (2000) combinent les proportions de la population jeune (0 à 19 ans) et âgée (plus de 65 ans) par rapport à la population qui travaille (20 à 64 ans) dans une même variable dite la « proportion dépendante ». Ils trouvent qu'indépendamment de la méthode de cointégration utilisée, le modèle estimé n'est jamais cointégré une fois que la variable « proportion dépendante » est incluse dans le modèle.

Terminons cette section sur les déterminants de la consommation et de l'épargne en notant qu'il existe aussi d'autres facteurs qui affecteraient l'épargne :

Le motif de legs : il semble que certains individus épargnent non seulement pour leur retraite, mais aussi pour pouvoir léguer de la richesse à leurs descendants. La mesure de l'importance de ce motif à travers

le temps est difficile. D'autres épargnent avant et consomment peu durant leur retraite pour éviter de manquer de fonds avant la mort; ceci génère souvent des legs imprévus.

Le prix de l'énergie : un prix de l'énergie plus élevée diminue la consommation des biens durables (i.e. voitures) et donc contribue à augmenter le taux d'épargne.

La participation de la femme au marché du travail : le fait que beaucoup de familles aujourd'hui disposent de deux revenus du travail réduit la variabilité du revenu familial et diminue le besoin d'épargner pour des raisons de précaution.

La quantité et qualité des services fournis par les institutions publiques : la quantité et la qualité des services fournis par les institutions publiques surtout celles qui sont liées à la santé et à l'assurance revenus peuvent augmenter ou diminuer le besoin d'épargne.

Le déficit public : selon l'équivalence Ricardienne, une augmentation du déficit public est accompagnée d'une augmentation de l'épargne personnelle parce que les individus s'attendent à ce que les taxes augmentent dans le futur pour absorber le déficit. L'augmentation n'est pourtant pas une pour une parce les individus s'attendent aussi à ce que les générations futures assument une partie du fardeau fiscal. Selon Bérubé et Côté (2000), des études faites pour des pays industrialisés démontrent que pour chaque dollar d'augmentation du déficit public, l'épargne personnelle augmente entre 0,5 et 0,6 dollar. Leur propre étude trouve aussi que le solde du secteur public est parmi les déterminants significatifs du taux d'épargne canadien.

La scolarisation : L'augmentation de la durée de scolarité, d'une part accroît le capital humain, une forme d'épargne de la population, ce qui réduit le besoin d'autres types d'épargne et, d'autre part, peut accroître l'endettement des ménages pour financer cet investissement.

Autre que la participation de la femme dans le marché du travail, les facteurs mentionnés ci-haut ne sont pas inclus dans nos estimations soit parce que ce sont des facteurs difficiles à mesurer en théorie ou en pratique ou parce que le nombre de régresseurs deviendrait vite impraticable compte tenu de la petite taille de notre échantillon.

3. Les Données

Dans ce texte, l'épargne personnelle est définie comme les revenus courants du secteur *particuliers et entreprises individuelles* moins ses dépenses courantes. Pour trouver le taux d'épargne personnel, on divise l'épargne personnelle par le revenu personnel disponible (toujours du secteur des particuliers et entreprises individuelles).

Les facteurs macroéconomiques utilisés pour expliquer le niveau agrégé de l'épargne personnelle ou du taux d'épargne personnel sont les facteurs identifiés dans la section théorique. Ces facteurs sont les suivants : la richesse nette, le revenu disponible, le crédit à la consommation, le crédit hypothécaire, les contributions des employés au RPA et au REER, le taux d'intérêt réel, le taux d'inflation, la composition selon l'âge de la population, et la participation des femmes au marché du travail, définie comme le nombre d'emplois occupés par les femmes divisé par le nombre total d'emplois. Notez que les contributions des employés au RPA et au REER sont incluses dans les dépenses courantes du secteur *particuliers et entreprises individuelles* par Statistique Canada.

3.1. Les données pour le Canada

À l'exception des contributions au RPA et au REER, toutes les séries utilisées proviennent du site CANSIM sur E-Stat de Statistique Canada. Les contributions aux RPA et aux REER viennent de la publication *Statistiques sur le Revenu* de l'Agence du Revenu Canada. Elles sont interpolées en 2009, 2008, et entre 1998 et 2000, parce qu'elles ne sont pas disponibles pour ces années.

Toutes les séries sont en valeurs nominales, ajustées pour la saisonnalité, ont une fréquence trimestrielle, et couvrent la période de 1981T1 à 2010T1. Les descriptions détaillées des séries ainsi que leur code CANSIM (ou autre) et les manipulations préformées sont présentées en détail dans le tableau 1. Toutes les séries CANSIM sont spécifiques au secteur des particuliers et entreprises individuelles.

Les données disponibles annuellement sont converties en séries trimestrielles en utilisant la fonction « cubic spline » de Matlab (le logiciel Eviews offre aussi cette fonction).

Tableau 1 : Les données, leurs sources, et manipulations diverses - Canada

Nom	# Tableau	# Séries	Période	Notes
Épargne personnelle (dollars - millions)	380-0004	v498164	1981T1-2010T1	Données originales
IPC, panier 2005, tous les items (2002=100)	326-0020	v41690973	1980T1-2010T1	Données originales (moyenne trimestrielle calculée par CANSIM)
Revenu disponible (dollars - millions)	380-0004	v498186	1981T1-2010T1	Données originales
Richesse nette (dollars - millions)	378-0051	v52229256	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Crédit à la consommation (dollars - millions)	176-0032	v36417	1981T1-2010T1	Données originales
Crédit hypothécaire (dollars - millions)	176-0032	v36416	1981T1-2010T1	Données originales
Population totale (personnes)	051-0001	v466668	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Population 0-24 ans (personnes)	051-0001	v466965	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Population 25-64 ans (personnes)	051-0001	v466680	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Population 65 ans et plus (personnes)	051-0001	v466683	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Taux de participation des femmes (%)	282-000111		1981T1-2010T1	Données originales
Taux d'intérêt, obligations du gouvernement, échéance 3-5 ans (%)	176-0043	v122485	1981T1-2010T1	Données originales
Contributions déductibles aux RPA (milliers \$)	Table 5 - Statistiques sur le revenu de l'ARC		1981-1997 2001-2007	Interpolées et converties en séries trimestrielles (cubic spline de Matlab)
Contributions déductibles aux REER (milliers \$)	Table 5 - Statistiques sur le revenu de l'ARC		1981-1997 2001-2007	Interpolées et converties en séries trimestrielles (cubic spline de Matlab)

Une fois les données présentées au Tableau 1 obtenues, les calculs suivants sont effectués :

Taux d'épargne personnel = (épargne personnelle/revenu disponible)*100

Ratio de la richesse nette = (richesse nette/revenu disponible)*100

Ratio du crédit à la consommation = (crédit à la consommation/revenu disponible)*100

Ratio du crédit hypothécaire = (crédit hypothécaire /revenu disponible)*100

Ratio des contributions au RPA = (contributions au RPA/revenu disponible)*100

Ratio des contributions au REER = (contributions au REER/revenu disponible)*100

Proportion de la population jeune âge = (population 0-24 ans/population totale)*100

Proportion de la population qui travaille = (population 25-64 ans/population totale)*100

Proportion de la population âgée = (population 65 ans et plus/population totale)*100

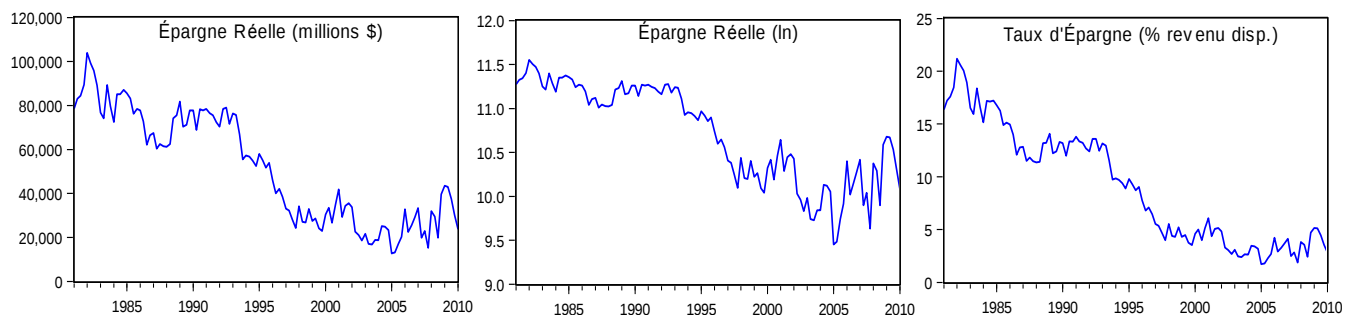
Taux d'inflation = $[\ln(IPC_t) - \ln(IPC_{t-4})] * 100$

Taux d'intérêt réel = $[(100 + \text{taux d'intérêt nominal}) / (100 + \text{inflation}) - 1] * 100$

Toutes les variables monétaires en valeurs nominales (épargne, revenu disponible, richesse nette, crédit à la consommation, crédit hypothécaire, contributions au RPP et au REER) sont converties en valeurs réelles en les divisant par l'IPC et en multipliant par 100.

L'épargne réelle et le taux d'épargne personnel du Canada sont présentés à la **Figure 1**. Comme on peut y voir, l'épargne réelle canadienne a connu une diminution considérable à partir des années 80. L'épargne réelle est partie d'un sommet de 103 894 M\$ en 1982T1, ce qui représentait 21 % du revenu disponible, pour atteindre 12 703 M\$ (1,7 % du revenu disponible) en 2005T1. En 2010T1, l'épargne réelle était de 23 702 M\$, l'équivalent de 2,8 % du revenu disponible.

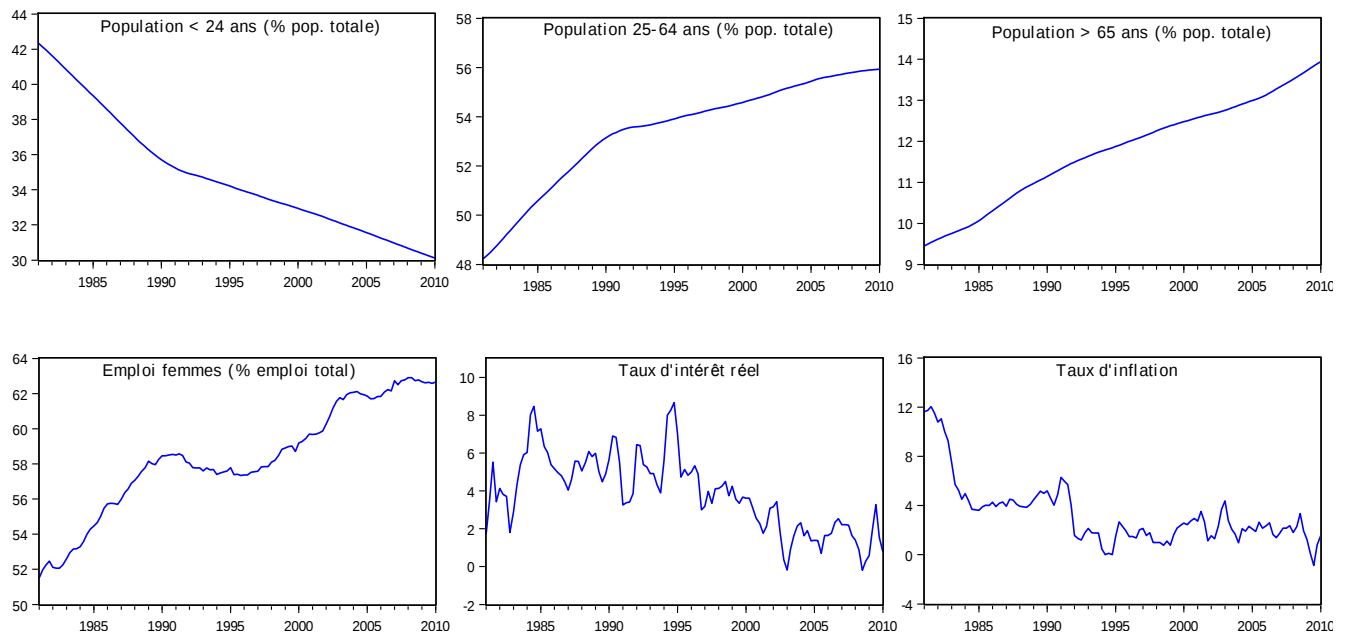
Figure 1 : L'épargne réelle canadienne et le taux l'épargne



La **Figure 2** présente les variables démographiques canadiennes ainsi que le taux d'intérêt réel et l'inflation. Ces variables font parties des variables explicatives utilisées dans les estimations de l'épargne canadienne. Sur la période de 1981 à 2010 :

- la population du Canada vieillit;
- les femmes participent de plus en plus au marché du travail;
- le taux d'inflation et le taux d'intérêt réel ont tous les deux diminué.

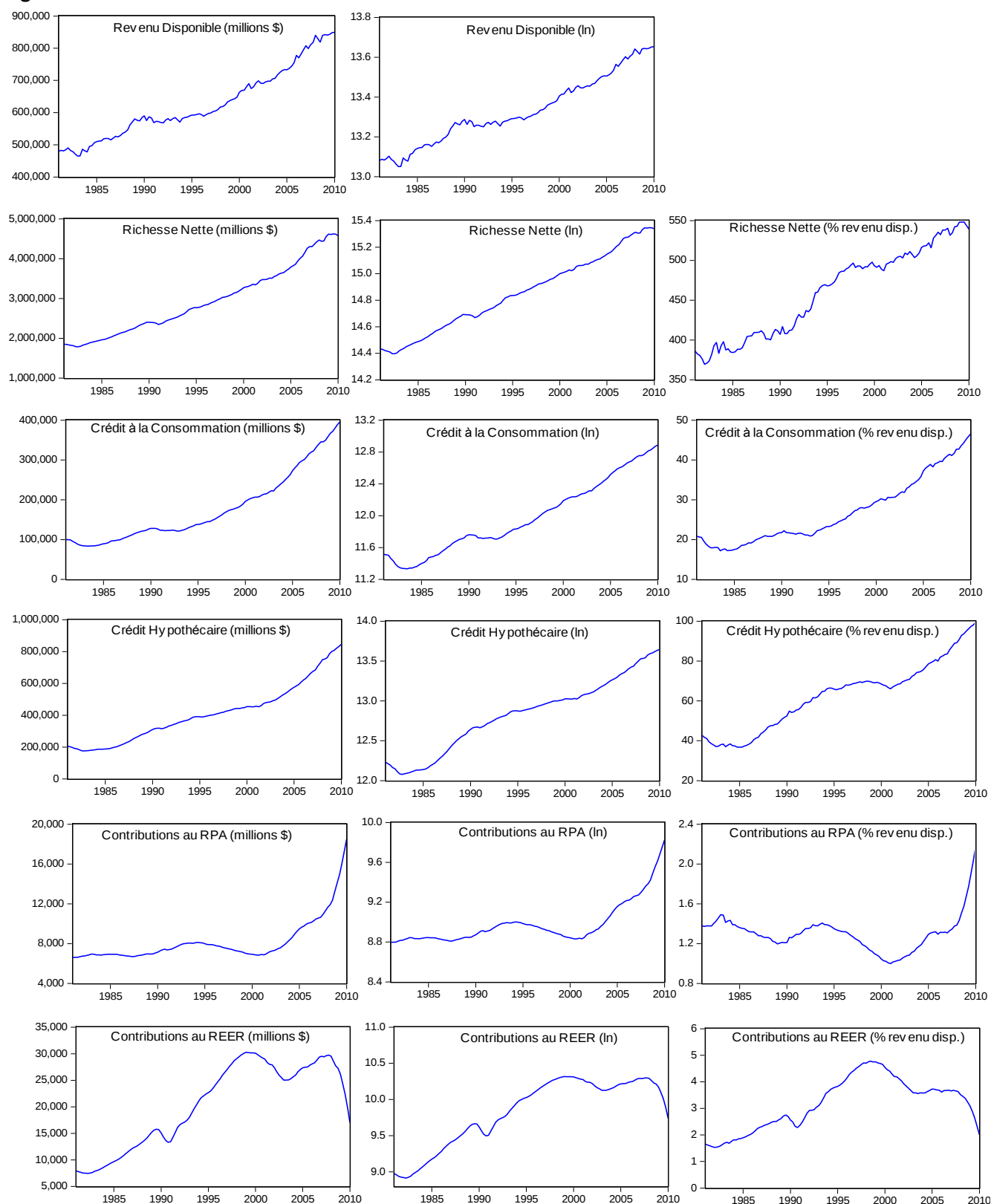
Figure 2 : Les variables démographiques, le taux d'intérêt et l'inflation – Canada 81T1 à 2010T1



La **Figure 3** présente les graphiques des variables explicatives monétaires, réelles, utilisées dans les estimations de l'épargne canadienne. Leur examen indique que sur la période de 1981 à 2010 :

- le revenu disponible réel et la richesse nette réelle ont augmenté progressivement;
- le crédit à la consommation et le crédit hypothécaire ont tous les deux augmenté progressivement jusqu'à la 2e moitié 1990. À partir de la 2e moitié 1990, leur augmentation est devenue plus prononcée;
- l'épargne à des fins de retraite a augmenté.

Figure 3 : Les variables monétaires réelles – Canada 81T1 à 2010T1



3.2. Les données pour le Québec

Cette section contient des redites avec la section pour le Canada pour assurer l'autonomie des descriptions des deux ensembles de données. Les données pour le Québec couvrent les trimestres de 1981 à 2010. Elles proviennent de l'Institut de la statistique du Québec, à l'exception des séries pour la population selon l'âge et pour l'emploi selon le sexe qui proviennent de Statistique Canada, et des contributions des employés au RPA et au REER qui viennent de la publication annuelle *Statistiques sur le Revenu* de l'Agence du Revenu Canada. Comme pour le Canada, les contributions pour les années 2009, 2008 et entre 1998 et 2000 ne sont pas disponibles. Les données pour la richesse nette et le crédit hypothécaire ne sont pas disponibles pour le Québec. Des proxies ont été construits basés sur les données pour le Canada. Plus de détails suivent.

Toutes les séries sont en valeurs nominales, ajustées pour la saisonnalité, ont une fréquence trimestrielle, et couvrent la période de 1981T1 à 2010T1. Les descriptions détaillées des séries ainsi que leur code CANSIM (ou autre) et les manipulations préformées sont présentées en détail dans le Tableau

Tableau 2 : Les données, leurs sources, et manipulations diverses – Québec

Nom	# Tableau	# Séries	Période	Notes
Épargne personnelle (dollars - millions)	Tableau 5 - Utilisation du revenu personnel		1981T1-2010T1	Données originales Institut de la statistique du Québec
IPC, panier 2005, tous les items (2002=100)	326-0020	v41690973	1980T1-2010T1	Données originales (moyenne trimestrielle calculée par CANSIM)
Revenu disponible (dollars - millions)	Tableau 5 - Utilisation du revenu personnel		1981T1-2010T1	Données originales Institut de la statistique du Québec
Richesse nette	n.d.		1981T1-2010T1	Proxy
Crédit à la consommation (dollars - millions)	Institut de la statistique du Québec		1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Crédit hypothécaire	n.d.		1981T1-2010T1	Proxy
Population 0-24 ans (personnes)	051-0001	v468555	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Population 25-64 ans (personnes)	051-0001	v468258	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Population 65 ans et plus (personnes)	051-0001	v468261	1981-2009	Converties en séries trimestrielles avec la fonction « cubic spline » de Matlab
Taux de participation des femmes (%)	282-000112		1981T1-2010T1	Données originales
Taux d'intérêt, obligations du gouvernement, échéance 3-5 ans (%)	176-0043	v122485	1961T1-2010T1	Données originales
Contributions déductibles aux RPA (milliers)	Table 5 - Statistiques sur le revenu de l'ARC		1961-1997 2001-2007	Interpolées et converties en séries trimestrielles (cubic spline de Matlab)
Contributions déductibles aux REER (milliers)	Table 5 - Statistiques sur le revenu de l'ARC		1961-1997 2001-2007	Interpolées et converties en séries trimestrielles (cubic spline de Matlab)

Une fois les données listées au Tableau 2 obtenues, les mêmes calculs faits pour le Canada pour obtenir les ratios et les valeurs réelles sont aussi faits pour le Québec.

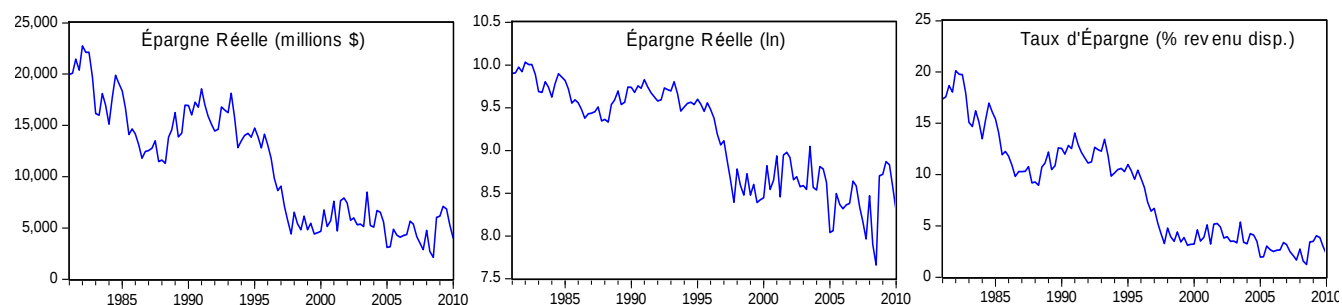
Le proxy pour le **crédit hypothécaire québécois** est construit de la façon suivante :

- la première observation est obtenue en multipliant le montant du revenu disponible québécois en 1981T1 par le ratio du crédit hypothécaire canadien de la même période (0,4266). Ici, on fait l'hypothèse que le ratio du crédit hypothécaire sur le revenu disponible québécois est le même que le ratio canadien parce que le ratio du crédit à la consommation québécois est égal au ratio canadien en 1981T1 (ratio canadien = 0,2082; ratio québécois = 0,1945);
- pour les restants des observations, on fait l'hypothèse que le crédit hypothécaire québécois croît au même taux de croissance que le crédit hypothécaire canadien.

Le proxy pour la **richesse nette québécoise** est obtenu de la même façon que le proxy pour le crédit hypothécaire québécois sauf que la première observation est obtenue en multipliant le montant du revenu disponible québécois en 1981T1 par le ratio canadien de la richesse nette sur le revenu disponible de la même période (3,8580). Pour le reste des observations, on fait l'hypothèse que la richesse nette québécoise croît au même taux de croissance que la richesse nette canadienne.

L'épargne réelle et le taux d'épargne personnel du Québec sont présentés à la **Figure 4**. Comme pour le Canada, l'épargne québécoise a connu une diminution considérable à partir des années 80. L'épargne réelle est partie d'un sommet de 22 750 M\$ en 1982T1, ce que représentait 20 % du revenu disponible, pour atteindre 2 120 M\$ (1,2 % du revenu disponible réel) en 2008T3. En 2010T1, l'épargne réelle était de 3 980 M\$, l'équivalent de 2,2 % du revenu disponible.

Figure 4: L'épargne réelle en millions \$ et son log naturel – Québec

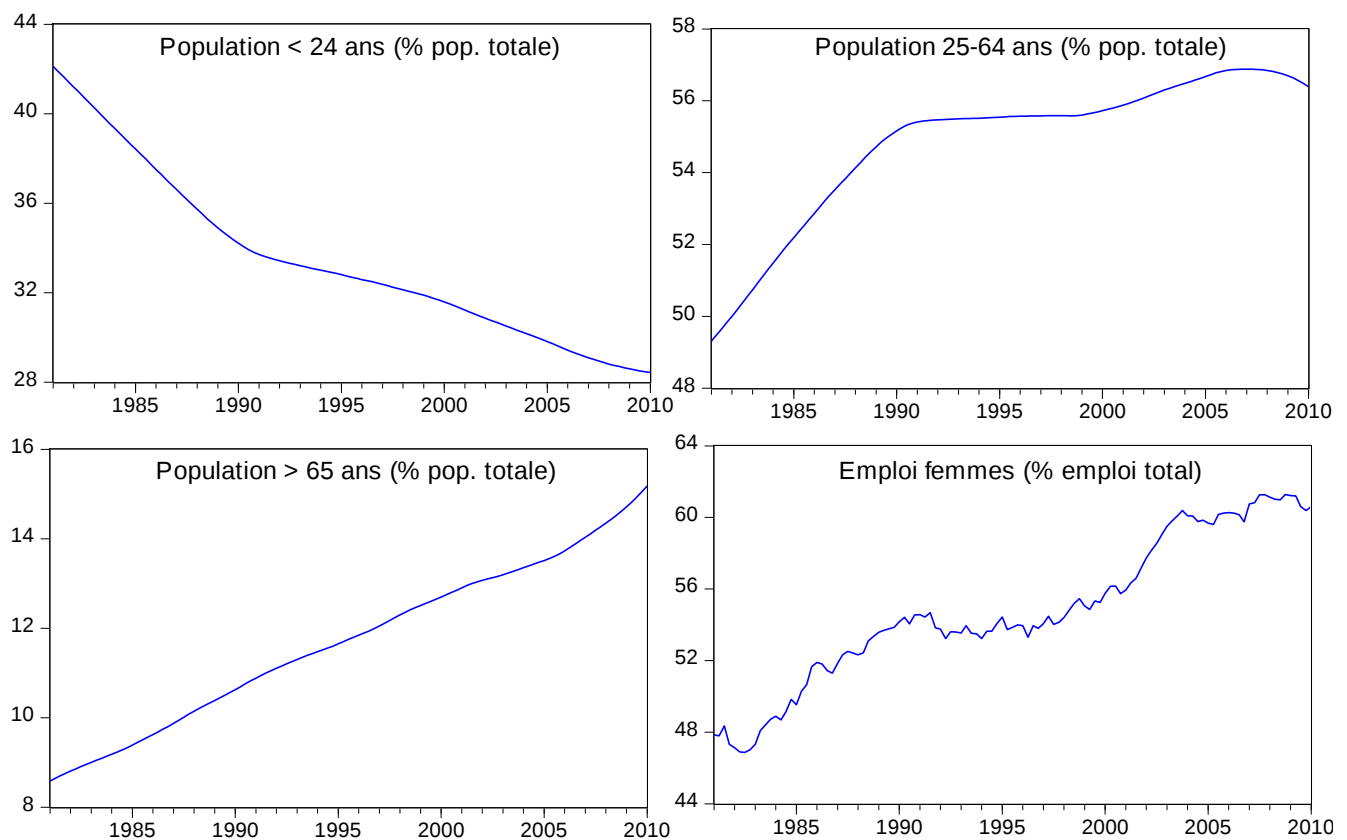


La **Figure 5** présente les variables démographiques québécoises. Sur la période de 1981 à 2010, les mêmes observations faites pour le Canada s'appliquent aussi pour le Québec :

la population du Québec vieillit;

les femmes participent de plus en plus au marché du travail

Figure 5 : Les variables démographiques – Québec 81T1 à 2010T1



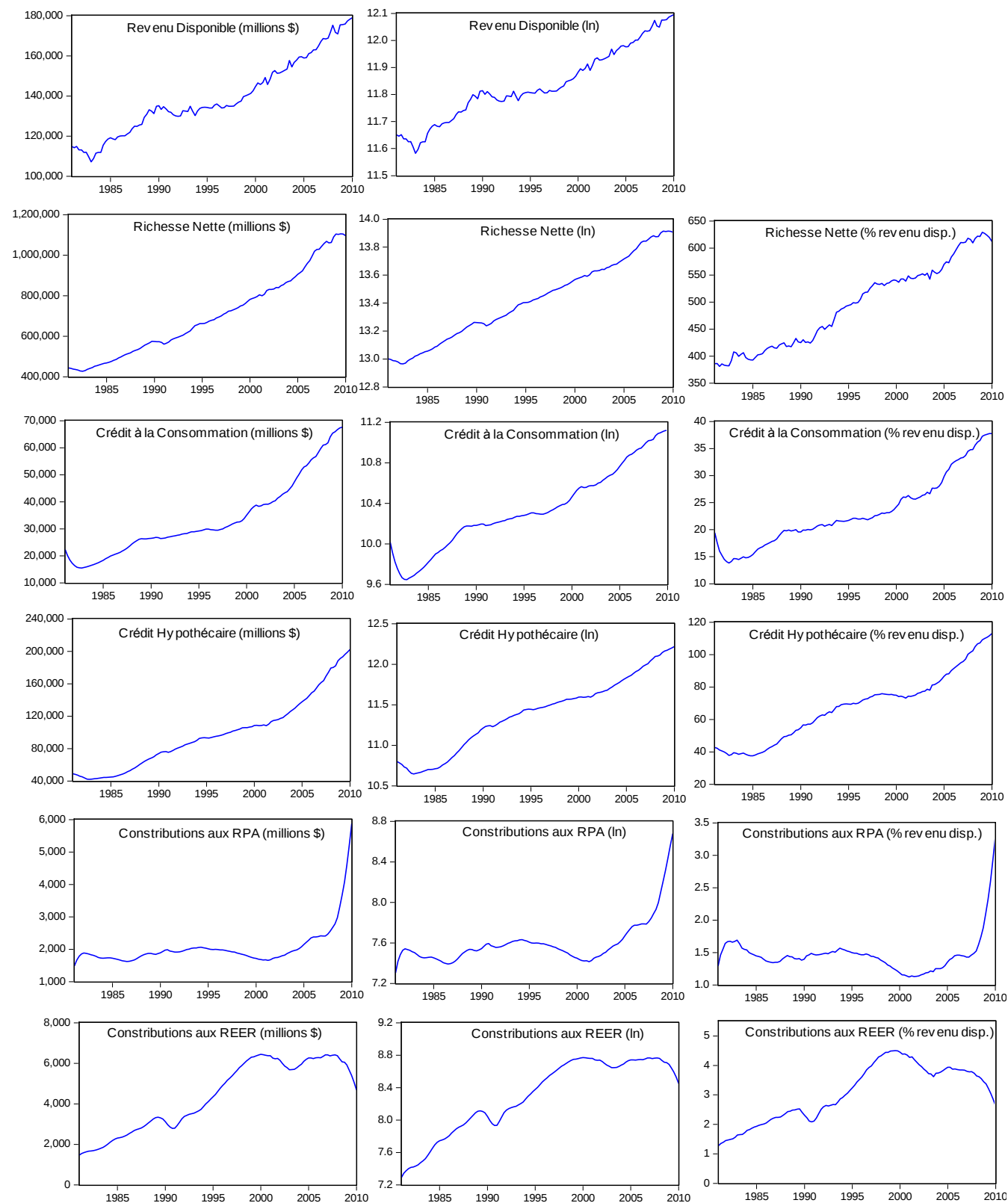
La **Figure 6** présente les graphiques des variables explicatives monétaires, réelles, utilisées dans les estimations de l'épargne québécoise. Leur examen indique que sur la période de 1981 à 2010 :

le revenu disponible réel et la richesse nette réelle ont augmenté progressivement;

le crédit à la consommation et le crédit hypothécaire ont tous les deux augmenté plus rapidement que le revenu disponible à partir de la 2e moitié des années 1990;

l'épargne à des fins de retraite a augmenté.

Figure 6: Les variables monétaires réelles – Québec 1981T1 à 2010T1



4. Les tests de racine unitaire

4.1. Les processus non stationnaires

Une caractéristique typique des séries macroéconomiques est la présence d'une tendance. Ces séries sont alors non stationnaires car, entre autres, leur moyenne et variance ne sont pas constantes dans le temps. Les chocs sur ces séries sont permanents dans le sens que les séries non stationnaires ne retournent jamais vers leur moyenne après avoir subi un choc externe.

La non-stationnarité pose des problèmes pour l'utilisation de certaines méthodes statistiques. Par exemple, si une série est stationnaire, sa distribution est asymptotiquement normale et l'on peut faire l'inférence usuelle avec des tests de Student. Par contre, si la série est non stationnaire, sa distribution n'est plus normale et l'inférence doit se faire autrement.

D'une façon générale, une série stationnaire est un processus « intégré d'ordre 0 » ou $I(0)$. Une série intégrée d'ordre 1 ou $I(1)$ est une série qui est non stationnaire en niveau mais qui est stationnaire en première différence. Des tests de racine unitaire sont disponibles pour distinguer les processus $I(1)$ des processus $I(0)$. Des exemples sont les tests de Dickey-Fuller, de Phillips-Perron, d'Elliott, Rothemberg et Stock, et de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin.

Dans le cas d'une régression linéaire contenant des séries temporelles, il est impératif de trouver l'ordre d'intégration de toutes les variables de la régression y compris les résidus. Il y a deux possibilités :

- Les résidus sont $I(1)$: on a une **régression fictive** (« spurious regression »). La régression semble excellente (R^2 élevé, coefficients significatifs) mais elle est en réalité inutile car les relations de causalité sont fictives. Le remède pour une régression fictive est d'estimer la régression en utilisant les premières différences des variables $I(1)$. Il faut alors faire attention à l'interprétation des coefficients car ils sont la réponse du changement de la variable dépendante à un changement dans le changement de la variable explicative (les coefficients donnent un changement de la pente de la courbe de régression).
- Certaines ou toutes les variables sont $I(1)$ mais les résidus sont $I(0)$: on a de la **cointégration**. La variable dépendante et les variables explicatives suivent une tendance commune et il existe une relation de long terme entre ces variables.

Il est important de tester la présence de cointégration pour décider comment estimer une régression (variables en niveau ou en 1re différence). Ceci se fait souvent par un test de racine unitaire sur les résidus estimés du modèle (en utilisant des valeurs critiques spécifiques au test). Il existe aussi le test de cointégration de Johansen qui estime le nombre de relations de cointégration parmi les variables du système.

4.2. Le test de Phillips-Perron

Le test de racine unitaire que nous utilisons pour vérifier l'ordre d'intégration des variables est le test de **Phillips-Perron**, qui tient compte des autocorrélations dans les erreurs (i.e. il « blanchi » les résidus) rendant ainsi l'inférence robuste. Le test est implémenté selon les directives de Lardic et Mignon (2002, p. 195). Pour l'implémenter, il faut d'abord choisir la taille de la fenêtre de Newey-West à utiliser. La formule utilisée est la suivante : $\text{fen\^etre} = \text{int}[4(P/100)^{(2/9)}]$. Vu que la taille de l'échantillon P est égale à 117, la fenêtre à utiliser est donc $\text{int}[4,14] = 4$.

Une fois la taille de la fenêtre de Newey-West établie, il y a trois options de modèle pour représenter le processus générateur des données. Le **modèle 1** représente une série sans constante ni tendance; le **modèle 2** représente une série avec constante mais sans tendance, tandis que le **modèle 3** représente une série avec constante et tendance. Voici comment ces modèles statistiques sont représentés :

- Modèle 1 : $X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$
- Modèle 2 : $X_t = \mu + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$
- Modèle 3 : $X_t = \mu + \delta t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$

La série en question posséderait une racine unitaire et serait donc non-stationnaire si $\rho = 1$. Pour choisir parmi ces options, on suppose que le modèle 3 est le bon et l'on implémente le test PP avec constante et tendance et avec une fenêtre de Newey-West égale à 4. On vérifie si la tendance est significative en utilisant les valeurs critiques de Dickey-Fuller (tableau 2, modèle 3, colonne « tendance ») qui se trouvent dans l'annexe B. L'hypothèse nulle est l'absence d'une tendance. Si la tendance est significative, ceci implique que la constante l'est aussi. On peut alors accepter le modèle 3 et utiliser le résultat du test pour établir la présence ou l'absence d'une racine unitaire (les valeurs critiques à utiliser sont celles de Dickey-Fuller du tableau 1, modèle 3, dans l'annexe B). Notez que dans ce cas, l'hypothèse nulle est celle de la présence d'une racine unitaire.

Si la tendance est non significative, le test PP est appliqué de nouveau en supposant que le modèle 2 (avec constante, sans tendance) est le bon. Les valeurs critiques de Dickey-Fuller (tableau 2, modèle 2, colonne « constante », de l'annexe B) sont utilisées pour vérifier si la constante est significative. Si elle l'est, on utilise le résultat pour tester la racine unitaire (les valeurs critiques du tableau 1, modèle 2, de l'annexe B).

Si la constante est non significative, on a alors le modèle 1 comme le processus générateur de données. Un test PP est donc implémenté sans constante ni tendance et avec une fenêtre de Newey-West égale à 4. Les valeurs critiques à utiliser pour tester la présence de la racine unitaire sont celles du tableau 1, modèle 1, de l'annexe B.

Si la racine unitaire est rejetée, la série en question est jugée stationnaire ou $I(0)$. Autrement, si on ne rejette pas l'hypothèse nulle de racine unitaire, la série n'est pas stationnaire et l'on réapplique le test PP aux séries en première différence comme décrit dans les paragraphes précédents. Si l'hypothèse nulle est rejetée, la série est stationnaire en première différence. Cette série suit alors un processus $I(1)$.

Le **Tableau 3** présente un sommaire des résultats de l'ordre d'intégration des variables utilisées dans les estimations de l'épargne du Québec et du Canada entre 1981T1 et 2010T1. Son examen nous indique que la plupart des variables ne sont pas stationnaires en niveau. Ce résultat est confirmé en observant visuellement les graphiques des variables présentés dans la section précédente.

Pour le Canada et le Québec, la plupart des variables jugées non stationnaires sont intégrées d'ordre 1. Le log naturel rend les richesses nettes et le crédit à la consommation québécois stationnaires autour d'une tendance. Le taux d'inflation est stationnaire dans la période en question. Notez que ces résultats des tests de racine unitaire pour toutes les variables sont robustes à d'autres tailles de fenêtre de Newey-West telles que les tailles 3 et 6.

Tableau 3 : Ordre d'intégration selon le test de racine unitaire de Phillips-Perron

Variable	Canada 1981T1-2010T1	Québec 1981T1-2010T1
Épargne réelle	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Revenu disponible réel	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Richesse nette réelle	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Crédit à la consommation réel	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Crédit hypothécaire	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Contributions au RPA réelles	I(2), 1 %	I(2), 1 %
Contributions au REER réelles	I(2), 1 %	I(2), 1 %
ln(épargne réelle)	I(1), 1 %	I(1), 1 %
ln(revenu disponible réel)	I(1), 1 %	I(1), 1 %
ln(richesse nette réelle)	I(0), 5 %*	I(0), 5 %*
ln(crédit à la consommation réel)	I(1), 1 %	I(0), 5 %*
ln(crédit hypothécaire)	I(1), 1 %	I(1), 1 %
ln(contributions au RPA réelles)	I(2), 1 %	I(1), 5 %
ln(contributions au REER réelles)	I(2), 1 %	I(1), 5 %
Taux d'épargne personnel	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Ratio de la richesse nette	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Ratio du crédit à la consommation	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Ratio du crédit hypothécaire	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Ratio des contributions au RPA	I(2), 1 %	I(2), 1 %
Ratio des contributions au REER	I(1), 10 %	I(1), 1 %
Participation des femmes au marché du travail	I(1), 1 %	I(1), 1 %
Proportion population âgée < 24 ans	I(2), 1 %	I(0), 10 %*
Proportion population âgée de 25 à 64 ans	I(0), 10 %*	I(2), 5 %
Proportion population âgée > 65 ans	I(2), 1 %	I(2), 1 %
Taux d'inflation	I(0), 5 %	I(0), 5 %
Taux d'intérêt réel	I(1), 1 %	I(1), 1 %

*stationnaire autour d'une tendance (modèle 3)

Source : calcul des auteurs

4.3. D'autres tests plus puissants

On voit au Tableau 3 que l'ordre d'intégration des variables contributions aux RPA et aux REER ainsi que pour les proportions de la population selon l'âge est I(2) mais les résultats sont ambigus. Par exemple, les graphiques des contributions aux RPA et aux REER en log québécois sont très similaires aux Canadiens, mais pourtant le test de Phillips-Perron indique que les contributions en log québécoises sont I(1) tandis que les contreparties canadiennes

sont I(2). La même observation peut être faite pour la variable proportion de la population âgée de moins 24 ans qui est I(2) dans le cas du Canada mais stationnaire autour d'une tendance pour le Québec.

Ces résultats pourraient s'expliquer par le fait que le test de Phillips-Perron n'est pas assez puissant (i.e. difficulté de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire même si elle est fausse) avec constante et/ou tendance et en échantillon fini.

Nous procédons donc avec deux tests alternatifs plus puissants pour les variables en question. Le premier est le test de **Vogelsang et Perron (1998)** qui permet une rupture dans la tendance de la série (ceci semble être notre cas si on se fie à un examen des graphiques des variables). Trois options de modélisation sont possibles : rupture dans la constante, rupture dans la constante et tendance, et rupture seulement dans la tendance.

- Modèle A : $X_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \varepsilon_t$
- Modèle B : $X_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \varepsilon_t$
- Modèle C : $X_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \varepsilon_t$

Où : $DU_t = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq T_B \\ 1 & \text{if } t > T_B \end{cases}$ et $DT_t = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq T_B \\ t - T_B & \text{if } t > T_B \end{cases}$, T_B étant la date de rupture estimée.

Le test est implémenté en deux étapes :

1. La tendance de la série est éliminée en utilisant un des trois modèles. Nous avons choisi le modèle B.
2. Les résidus de l'estimation, qu'on note $\tilde{X}_t$, sont récupérés et la hypothèse de racine unitaire est testée en utilisant la statistique-t pour tester $\rho = 1$ dans les régressions :

$$\bullet \quad \tilde{X}_t = \rho \tilde{X}_{t-1} + \sum_{i=0}^k \omega_i D_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{X}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{Modèle A, B})$$

$$\bullet \quad \tilde{X}_t = \rho \tilde{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{X}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{Modèle C})$$

$$\text{Où : } D_t = \begin{cases} 0 & \text{if } t \neq T_B + 1 \\ 1 & \text{if } t = T_B + 1 \end{cases}$$

Le nombre de retards k est choisi en utilisant les critères d'information tels que le BIC (Schwarz ou Bayesian Information Criterion) ou l'AIC (Akaike's Information Criterion). La date de rupture T_B est estimée en choisissant la date qui minimise ou maximise une statistique qui teste la signifiante d'un ou des deux paramètres de rupture (θ, γ) , voir Vogelsang et Perron (1998) pour plus de détails.

Le **Tableau 4** présente les résultats du test de racine unitaire avec une rupture dans la constante et dans la tendance (modèle B) implémentée selon les directives de Vogelsang et Perron (1998). Les valeurs critiques à utiliser se trouvent à l'annexe C. Étant donné que notre intérêt principal est de savoir si les contributions aux régimes de pension et les proportions de la population selon l'âge sont intégrées

d'ordre 1, nous avons utilisé la première différence des séries pour implémenter le test. On voit que la plupart des variables sont I(1) à un niveau de signification de 10 %. Pour le Canada, la seule variable I(2) est les contributions au REER réelles. Pour le Québec, quatre variables ne sont pas I(1) : les contributions au REER réelles en millions \$, les contributions au REER réelles en ln, la proportion de la population âgée de moins de 24 ans et la proportion entre 25 et 64 ans.

Tableau 4 : Test de racine unitaire avec rupture dans la tendance de Vogelsang et Perron (1998)

Variables en 1re différence H_0 : présence d'une racine unitaire	Canada 1981T1-2010T1		Québec 1981T1-2010T1	
	t-stat	rupture (T_B/T)	t-stat	rupture (T_B/T)
Contributions au RPA réelles	-4,564026**	1994T4 (0,48)	-5,056887***	1997T3 (0,57)
Contributions au REER réelles	-3,812997	1991T1 (0,35)	-2,821483	1993T4 (0,44)
ln(contributions au RPA réelles)	-4,875752**	1999T1 (0,62)	-3,916007	1996T2 (0,54)
ln(contributions au REER réelles)	-4,908520***	1991T1 (0,35)	-4,305619**	1991T1 (0,35)
Ratio des contributions au RPA	-7,555260***	1996T2 (0,53)	-5,991068***	1983T3 (0,09)
Ratio des contributions au REER	-4,608580**	1990T4 (0,34)	-4,667410**	1991T1 (0,35)
Proportion population âgée < 24 ans	-4,005853*	1990T2 (0,32)	-0,405281	1990T4 (0,34)
Proportion population âgée de 25 à 64 ans	-5,246899***	1990T3 (0,33)	-0,805322	1990T4 (0,34)
Proportion population âgée > 65 ans	-4,034938*	1988T1 (0,25)	-5,005050***	1985T1 (0,15)

* p<10 %, ** p<5 %, *** p<1 %

Source : calcul des auteurs

D'autres tests de racine unitaire plus puissants que le test de Phillips-Perron sont les **tests de racine unitaire en panel** tels que ceux proposés par Levin, Lin and Chu (2002), Breitung (2000), et Im, Pesaran and Shin (2003). Pour implémenter ces tests, les séries pour le Canada et le Québec sont d'abord combinées (pôle) en format panel. Les tests sont plus puissants parce qu'ils portent sur plus d'observations dans l'échantillon. Les tests de Levin, Lin et Chu (LLC) et de Breitung font l'hypothèse que la racine unitaire est la même pour les deux séries tandis que le test d'Im, Pesaran et Shin (IPS) suppose des racines unitaires propres à chaque série. Le **Tableau 5** présente les résultats des trois tests en question. On voit que les proportions de la population selon l'âge sont soit stationnaires autour d'une tendance soit I(1) pour la majorité des tests. Par contre, la majorité des contributions aux régimes de pension sont I(2). Le ratio des contributions au REER est I(1) selon le test LLC en utilisant le modèle 1 (sans constante ni tendance) mais I(2) si l'on utilise modèle 2 ou 3. Les tests de Breitung et d'IPS n'implémentent pas le modèle 1.

Tableau 5 : Tests de racine unitaire en panel

	Panel 1981T1-2010T1		
	LLC	Breitung	IPS
Contributions au RPA réelles	I(2), 1 %	I(0), 1 %*	I(2), 1 %
Contributions au REER réelles	I(2), 1 %	I(2), 1 %	I(2), 1 %
ln(contributions au RPA réelles)	I(2), 1 %	I(0), 1 %*	I(2), 1 %
ln(contributions au REER réelles)	I(0), 5 %	I(2), 1 %	I(2), 1 %
Ratio des contributions au RPA	I(2), 1 %	I(2), 1 %	I(2), 1 %
Ratio des contributions au REER	I(1), 1 %	N.A.	N.A.
Proportion population âgée < 24 ans	I(0), 1 %*	I(1), 5 %	I(0), 10 %*
Proportion population âgée de 25 à 64 ans	I(1), 5 %*	I(1), 1 %*	I(2), 1 %
Proportion population âgée > 65 ans	I(0), 1 %*	I(0), 1 %*	I(0), 5 %*

*stationnaire autour d'une tendance (modèle 3)

Source : calcul des auteurs

D'après les résultats des tableaux 4 et 5, on peut déduire que, en ce qui concerne les contributions aux régimes de pension, le non-rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire du test de Phillips-Perron est peut-être lié au fait que ce test ne permet pas une rupture dans la tendance et/ou constante plutôt qu'à l'échantillon de petite taille étant donné que les tests de racine unitaire en panel ne rejettent pas l'hypothèse nulle non plus. Dans le cas des proportions selon l'âge de la population le contraire pourrait être dit : le test de Phillips-Perron n'arrive pas à rejeter l'hypothèse nulle parce que l'échantillon n'est pas assez grand du fait que le test de Vogelsang et Perron qui permet une rupture ne rejette pas l'hypothèse nulle non plus.

Étant donné que l'ordre d'intégration des proportions selon l'âge de la population et des contributions aux régimes de pension n'est pas robuste aux différents tests de racine unitaire implémentés, les estimations pour l'épargne québécoise et canadienne sont faites sans et avec ces variables.

5. Les Modèles économétriques

Maintenant qu'on sait que la plupart des variables canadiennes et québécoises sont intégrées d'ordre un, la prochaine étape à faire est voir s'il les régressions à estimer sont cointégrées ou non. S'il y a de la cointégration, on peut procéder avec les variables en niveau dans nos estimations. Au cas contraire, comme mentionné dans la section 0, il faudrait utiliser les séries en première différence car autrement on aurait une régression fictive.

Trois spécifications de l'épargne sont utilisées pour le Canada et le Québec pour tester les possibles relations de cointégration entre l'épargne personnelle et les variables explicatives.

- Le modèle de l'épargne en millions \$
- Le modèle de l'épargne en log naturel
- Le modèle du taux d'épargne personnel

Notez que dans les trois options, le pourcentage de la population âgée entre 25 et 64 ans est exclu parce que la somme des trois pourcentages selon l'âge de la population est égale à 100 %. On ne peut donc pas inclure les trois groupes dans la régression parce que ceci causerait un problème de **colinéarité**.

5.1. Le modèle de l'épargne en millions \$

Le modèle de l'épargne réelle en millions \$ est décrit par l'équation suivante :

$$epg_t^r = \alpha + \beta_1 rd_t^r + \beta_2 rich_t^r + \beta_3 crd_t^r + \beta_4 hypo_t^r + \beta_5 reer_t^r + \beta_6 rpa_t^r + \beta_7 int_t^r + \beta_8 inf_t + \beta_9 empf_t + \beta_{10} ypop_t + \beta_{11} epop_t + \varepsilon_t$$

où epg_t^r est l'épargne réelle en millions \$, rd_t^r le revenu disponible réel en millions \$, $rich_t^r$ la richesse nette réelle en millions \$, crd_t^r le stock de crédit à la consommation réel en millions \$, $hypo_t^r$ le stock de crédit hypothécaire réel en millions \$, $reer_t^r$ représente les contributions réelles des employées au REER en millions \$, rpa_t^r représente les contributions réelles des employées au RPA en millions \$, int_t^r le taux d'intérêt réel de long terme représenté par les Bons du Trésor avec une échéance de 3-5 ans (en pourcentage), inf le taux d'inflation en pourcentage, $empf$ la participation des femmes au marché du travail (en pourcentage), $ypop_t$ le pourcentage de la population âgée entre 0-24 ans, et $epop_t$ le pourcentage de la population âgée de plus de 65 ans.

D'après les discussions dans la session 2, on s'attend à ce que les contributions aux régimes de pension privés aient un impact positif sur l'épargne et à ce que le crédit à la consommation, le crédit hypothécaire, et les trois variables démographiques aient un impact négatif. L'impact du taux d'intérêt réel est ambigu à cause des effets de revenu et de substitution. L'impact de l'inflation et la richesse nette sont aussi ambigus à cause du rôle joué par les attentes des individus.

5.2. Le modèle de l'épargne en log naturel

Le modèle de l'épargne réelle en log naturel estime le log naturel de l'épargne réelle en fonction du log du revenu disponible réel, de la richesse nette réelle, du crédit à la consommation réel, du crédit hypothécaire réel, des contributions réelles aux RPA et aux REER. Les autres variables explicatives demeurent inchangées.

L'impact attendu des variables explicatives sur l'épargne en log est le même que celui pour l'épargne en millions \$.

5.3. Le modèle du taux d'épargne personnel

Le modèle du taux d'épargne personnel est représenté comme suit :

$$tep_t = \alpha + \beta_1 rich_t^{rt} + \beta_2 crd_t^{rt} + \beta_3 hypo_t^{rt} + \beta_4 reer_t^{rt} + \beta_5 rpa_t^{rt} + \beta_6 int_t^{rt} + \beta_7 inf_t + \beta_8 empf_t + \beta_9 ypop_t + \beta_{10} epop_t + \varepsilon_t$$

où tep_t est le taux d'épargne personnel défini comme le pourcentage de l'épargne sur le revenu disponible, $rich_t^{rt}$ est le pourcentage de la richesse nette par rapport au revenu disponible, crd_t^{rt} est le pourcentage du crédit à la consommation par rapport au revenu disponible, $hypo_t^{rt}$ est le pourcentage du crédit hypothécaire par rapport au revenu disponible, $reer_t^{rt}$ représente le pourcentage des contributions au REER par rapport au revenu disponible, et rpa_t^{rt} représente le pourcentage des contributions au RPA sur le revenu disponible. Le reste des variables est défini comme auparavant.

L'impact attendu des variables explicatives sur le taux d'épargne est le même que pour l'épargne en millions \$.

6. Les tests de cointégration

Deux tests de cointégration sont utilisés pour déterminer s'il y a ou non de la cointégration pour les trois modèles présentés dans la section précédente : le test d'Engle-Granger et le test de Johansen.

Pour effectuer le **test d'Engle-Granger**, on estime par MCO les équations décrites dans la section 5 et l'on récupère les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_t$. Ensuite, on applique un test de racine unitaire tel que le Phillips-Perron ou l'Augmented Dickey-Fuller (ADF) sur les résidus estimés. L'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire. Il y a de la cointégration si les résidus sont stationnaires. Étant donné que les résidus sont estimés, les valeurs critiques à utiliser sont celles d'Engle-Granger ADF. Ces valeurs critiques sont disponibles à l'annexe D.

Le test de racine unitaire utilisé pour les résidus est le test de Phillips-Perron. Le test est implémenté avec une taille de fenêtre de Newey-West égale à 4. Les résultats sont robustes aux tailles de fenêtre égale à 3 ou à 6.

Pour s'assurer de la robustesse du résultat du test de cointégration d'Engle-Granger, on utilise aussi le test de cointégration de Johansen, qui a une approche toute à fait différente de celle du test de Engle-

Granger. Le test de Johansen est basé sur l'ensemble des variables prise comme un système et il estime le nombre de relations de cointégration parmi les variables de ce système.

Les résultats des tests de cointégration d'Engle-Granger pour les trois modèles du Canada et du Québec dans la période de 1981T1 à 2010T1 sont présentés dans les tableaux qui suivent. La ligne « Z(t) » de chaque tableau donne la statistique-t du test de racine unitaire de Phillips-Perron sur les résidus estimés. Certains des résultats des tests de cointégration de Johansen se trouvent à l'annexe E.

Tableau 6 : Test d'Engle-Granger – régression de l'épargne en millions \$

	Canada				Québec			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Revenu disponible	0,9218	0,9509	0,9635	0,9903	0,6974	0,7882	0,6598	0,5102
Richesse nette	-0,0624	-0,0870	-0,1067	-0,1568	-0,0356	-0,0318	-0,0744	-0,0853
Crédit consommation	-0,6527	-0,5724	-0,5508	-0,1402	-0,5926	-0,8191	-0,4625	-0,0716
Crédit hypothécaire	0,2823	0,2450	0,3412	0,2163	0,1996	0,2787	0,2977	0,2003
Participation femmes	-10111,9971	-9233,2130	-5558,9220	-8087,5330	-1772,6240	-1530,1540	-622,2606	-838,9595
Taux intérêt réel	-683,9716	58,9481	-1131,6520	95,6987	335,9499	122,6710	217,7470	475,8246
Inflation – I(0)	-643,5642	-782,8632	-1487,3710	-928,3122	198,2761	14,7763	160,3373	459,6199
Régime REER – I(?)	-2,0416	-2,2965			-4,8280	-3,9694		
Régime RPA – I(?)	-2,1959	-2,7697			-4,6047	-3,8362		
Proportion pop 0-24 ans– I(?)	-9690,9448		-2677,2820		20,2365		257,2235	
Proportion pop > 65– I(?)	-40082,9054		-37281,2300		3333,0860		-2562,947	
Constante	1121817,375	323505,3000	585950,6000	302558,3000	25440,38	32537,08	11945,9600	25219,12
Nbr. d'observations	117	117	117	117	117	117	117	117
R-carré	0,9742	0,9697	0,9650	0,9523	0,9565	0,9527	0,9143	0,9082
R-carré ajusté	0,9715	0,9672	0,9621	0,9492	0,9519	0,9487	0,9071	0,9023
Z(t)	-7,8337**	-4,1533	-4,6563	-3,3385	-5,3323*	-4,6763	-2,7439	-3,0464
Nbr régresseurs I(1)	7-10	8	7-8	6	7-9	7-8	7	6

* p<0,1, ** p<0,05

Source : calcul des auteurs

D'après le Tableau 6, la seule estimation pour laquelle les résidus de l'épargne en millions sont stationnaires à un niveau de signification de 10 % est l'estimation (1) du Canada et du Québec qui inclut toutes les variables explicatives. Seulement l'estimation (1) est donc cointégrée.

Tableau 7 : Test d'Engle-Granger – régression de l'épargne en log naturel

	Canada				Québec			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(rev. disp.)	13,1299	13,0984	14,5834	15,2561	9,8648	9,9354	10,4765	9,7001
ln(rich. nette) – l(0)	-4,3973	-4,5241	-6,1140	-7,3600	-3,2148	-5,1682	-6,8482	-6,8281
ln(crédit cons.)	-3,4771	-3,3951	-3,4576	-2,6079	-1,9163	-1,7141	-1,5032	-0,9002
ln(crédit hypo.)	1,5091	1,3863	2,1610	1,7985	2,2209	2,5304	2,7038	1,8361
Participation femmes	-0,1528	-0,1604	-0,1304	-0,2095	-0,1318	-0,0981	-0,0517	-0,0923
Taux intérêt réel	-0,0014	0,0014	-0,0120	-0,0132	-0,0150	-0,0083	-0,0186	-0,0013
Inflation – l(0)	0,0031	0,0068	-0,0302	-0,0293	-0,0664	-0,0744	-0,0682	-0,0331
ln(épargne REER)	-0,0901	-0,1081			-1,3575	-1,1057		
ln(épargne RPA)	0,4209	0,4328			-0,6657	-0,6582		
Proportion pop 0-24 ans	0,0146		0,1761		-0,0889		0,0840	
Proportion pop > 65	-0,0409		0,2522		-0,2241		-0,1073	
Constante	-70,7473	-67,3373	-80,5523	-62,8393	-40,5265	-30,3551	-36,6186	-20,45291
Nbr. d'observations	117	117	117	117	117	117	117	117
R-carré	0,9346	0,9345	0,9300	0,9266	0,9042	0,9021	0,8886	0,8835
R-carré ajusté	0,9277	0,9289	0,9241	0,9219	0,8942	0,8939	0,8793	0,8760
Z(t)	-6,0999**	-6,1287**	-5,8777**	-5,9643**	-5,5000**	-5,3314**	-4,6950*	-4,8119**
Nbr régresseurs l(1)	7-9	7	6-7	5	7-8	6-7	6	4

* p<0,1, ** p<0,05

Source : calcul des auteurs.

Contrairement au cas de l'épargne en millions \$, toutes les estimations de l'épargne en log du Canada et du Québec sont cointégrées. On voit d'après les valeurs « Z(t) » du Tableau 7 que tous les résidus sont stationnaires à un niveau de signification de 10 %.

Dans le cas du taux d'épargne personnel, les valeurs Z(t) du Tableau 8 montrent que, à un niveau de signification de 10 %, il y a de la cointégration seulement pour l'estimation (3) du Canada et pour les estimations (1) et (3) du Québec.

Tableau 8 : Test d'Engle-Granger – régression du taux d'épargne personnel

	Canada				Québec			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(3)	(2)	(4)
Ratio richesse nette	-0,1152	-0,1615	-0,1106	-0,1611	-0,0526	-0,0242	-0,1063	-0,0872
Ratio crédit consommation	-0,1309	-0,0995	-0,0835	0,2099	-0,5064	-0,5427	-0,2178	0,0669
Ratio crédit hypothécaire	0,2734	0,2304	0,3716	0,2352	0,2377	0,3044	0,3076	0,2257
Participation femmes	-1,3906	-0,1563	-1,1526	-0,7901	-0,9929	-0,4681	0,0031	-0,4807
Taux intérêt réel	0,0922	0,0768	-0,0084	0,0030	0,4028	0,2822	0,3434	0,3356
Inflation– I(0)	-0,1922	-0,2053	-0,3289	-0,1943	0,2774	0,2535	0,2316	0,4409
Ratio épargne REER	-3,0366		-2,8481		-4,9180	-3,8616		
Ratio épargne RPA– I(?)	-6,0263		-6,8150		-5,3948	-3,4111		
Prop. pop 0-24 ans– I(?)	0,2569	2,5272			0,2795		1,0535	
Proportion pop > 65 – I(?)	3,4825	7,2107			4,1636		1,6719	
Constante	97,3515	-91,7519	125,1682	109,4772	47,0684	53,1219	-11,7631	58,3412
Nbr. d'observations	117	117	117	117	117	117	117	117
R-carré	0,9773	0,9702	0,9755	0,9665	0,9695	0,9606	0,9390	0,9302
R-carré ajusté	0,9752	0,9680	0,9737	0,9647	0,9666	0,9577	0,9345	0,9264
Z(t)	-4,4209	-3,2680	-5,1975**	-3,6100	-5,3601*	-5,1232*	-3,0365	-3,4471
Nbr régresseurs I(1)	6-9	5-7	6-7	5	6-8	6-7	5-7	5

* p<0,1, ** p<0,05

Source : calcul des auteurs.

En comparant les résultats des tests de cointégration pour le Canada et le Québec dans la période de 1981T1 à 2010T1, on remarque que la spécification de l'épargne en millions \$ est la moins souhaitable parce que la seule estimation cointégrée est la (1) qui contient toutes les variables explicatives. Pourtant dans cette estimation, les pourcentages de la population selon l'âge et les contributions aux régimes de pension sont en niveau, mais il se pourrait que ces variables soient I(2), ce qui demanderait qu'elles soient en 1re différence dans le modèle en question. Néanmoins, l'estimation de la relation (1) est faite avec toutes les variables en niveau. Le résultat des estimations est présenté dans les sessions suivantes à titre indicatif.

La spécification de l'épargne en log est très intéressante parce que toutes les estimations présentées au Tableau 7 sont cointégrées. Celle du taux d'épargne est aussi intéressante quoique seulement l'estimation (3) dans le cas du Canada, et (1) et (3) dans le cas du Québec sont cointégrées. Néanmoins, le résultat du test de Johansen à l'annexe E indique qu'il y a de la cointégration pour les estimations (1), (3) et (4) du taux d'épargne personnel canadien et québécois.

7. L'estimation des modèles

Dans un contexte de cointégration, l'estimateur Moindre Carrés Ordinaires (MCO), même si super convergent, n'est pas efficace et ne suit pas une loi normale à cause des problèmes d'endogénéité et d'autocorrélation. On ne peut donc pas faire de l'inférence sur les coefficients de long terme estimés de la régression (i.e. $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_{11}$) même s'ils sont super convergents. Pour remédier à ce problème, plusieurs méthodes de cointégration sont disponibles. Tout d'abord, la méthode à deux étapes d'Engle-Granger n'est pas recommandée ici parce qu'elle suppose des hypothèses comme l'exogénéité faible et la présence d'une seule relation de cointégration. Dans notre cas, les méthodes suivantes sont plus appropriées : le « Fully Modified » MCO (FM-MCO) de Phillips et Hansen (1992), le « Canonical Cointegrating Regression » (CCR) de Park 1992, le MCO Dynamique (MCOD) de Saikkonen (1992) et Stock et Watson (1993). Toutes ces méthodes estiment une seule équation de cointégration à la fois et blanchissent les résidus de sorte qu'il est possible de faire de l'inférence. Finalement, la méthode « Vector Error Correction Model » (VECM) de Johansen (1991, 1995) est une méthode qu'estiment plusieurs relations de cointégration simultanément dans un système de cointégration. L'inférence est aussi valide.

On procédera ici avec les trois méthodes de cointégration appropriées (FM-MCO, CCR, MCO) pour estimer les relations de long terme entre l'épargne canadienne et québécoise et les variables explicatives. Le modèle vectoriel à correction d'erreur (dorénavant appelé VECM) de Johansen qui tient aussi compte de la dynamique de court terme est utilisé dans la prochaine section.

De mode général, une relation de cointégration peut être décrite comme suit :

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où β est le vecteur de cointégration représentant les coefficients de long terme ($\beta = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \dots + \hat{\beta}_{11}$) et X_t est le vecteur des variables explicatives. Comme mentionné dans la section précédente, y_t et X_t sont cointégrés si le résidu estimé $\hat{\varepsilon}_t$ est stationnaire.

Pour implémenter le MCO, il faut rajouter des retards et des avances (« lags » et « leads ») de la 1^e différence de chaque variable explicative dans la régression (1):

$$y_t = \alpha + \beta X_t + \sum_{j=-p}^p \delta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

On peut utiliser les critères d'information comme le BIC (Schwarz ou Bayesian Information Criterion) et l'AIC (Akaike's Information Criterion) pour choisir le nombre de retards et d'avances p (Stock et Watson 2007, p. 660). Par contre, comme on le verra bientôt, les résultats de l'estimation sont très sensibles au nombre p choisi (le CCR et le FM-MCO n'ont pas ce problème). Compte tenu de la taille de notre échantillon et du besoin de parcimonie, on utilise $p = 1, 2, \text{ et } 3$ pour le Canada et le Québec.

Dans cette section nous nous sommes surtout intéressés par la relation de long terme représentée par le vecteur de cointégration β pour les trois spécifications de l'épargne. C'est seulement dans la section suivante qu'on estime un modèle à correction d'erreur qui tient compte des dynamiques de court terme.

7.1. L'épargne en millions \$ - 1981T1 à 2010T1

Les résultats des estimations de l'épargne en millions \$ pour le Canada et le Québec sont présentés juste à titre indicatif parce qu'il se peut que ces régressions soient fictives vu que les résultats de cointégration sont pauvres.

7.1.1. Canada

Le Tableau 9 présente les résultats de la régression MCO, pour lesquels on ne peut pas faire de l'inférence, ainsi que les résultats des régressions de cointégration CCR et FM-MCO pour le Canada. Le Tableau 10 présente les estimations de cointégration MCOD. Notez que les résultats pour les régressions MCOD ne montrent pas les retards et les avancées parce qu'on est intéressé ici par les relations de long-terme. En outre, à cause de la présence d'autocorrélations des erreurs, les trois régressions de cointégration sont implémentées avec une taille de fenêtre de Newey-West égale à 4.

Tableau 9 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en millions \$ - Canada

	MCO	CCR			FM-MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Revenu disponible	0,9218	0,9550	17,8624	0,0000	0,9448	21,4597	0,0000
Richesse nette	-0,0624	-0,0649	-5,7979	0,0000	-0,0613	-5,7645	0,0000
Crédit consommation	-0,6527	-0,6428	-7,9798	0,0000	-0,6452	-8,5684	0,0000
Crédit hypothécaire	0,2823	0,1916	5,3285	0,0000	0,1950	5,6384	0,0000
Épargne REER	-2,0416	-1,7507	-5,2696	0,0000	-1,8538	-5,7113	0,0000
Épargne RPA	-2,1959	-0,5658	-0,4109	0,6820	-0,7828	-0,6025	0,5482
Proportion pop 0-24 ans	-9690,9448	-3944,6348	-1,4545	0,1488	-5356,4499	-2,0833	0,0397
Proportion pop > 65	-40082,9054	-20109,2681	-2,6625	0,0090	-24100,6275	-3,3906	0,0010
Participation femmes	-10111,9971	-8557,4694	-6,7251	0,0000	-8934,2866	-7,5624	0,0000
Taux intérêt réel	-683,9716	252,8054	0,6204	0,5364	83,2585	0,2324	0,8167
Inflation	-643,5642	-124,5259	-0,2845	0,7766	-146,2166	-0,3539	0,7241
Constante	1121817,375	592906,5158	2,6003	0,0107	710500,3472	3,2874	0,0014
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9742	0,9708			0,9714		
R-carré ajusté	0,9715	0,9677			0,9684		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	1			1		

Comme on peut voir au Tableau 9, les estimations MCO, CCR et FM-MCO pour le Canada sont très proches tant au niveau des coefficients estimés qu'au niveau de la signification, à l'exception des deux variables démographiques, du taux d'intérêt réel et de l'inflation. Il est aussi à signaler que les élasticités des variables démographiques ainsi que celle de la participation des femmes au marché du travail sont trop élevées (i.e. une augmentation de 1 % de la **proportion de la population âgée de plus de 65 ans** amènerait à une diminution de 40 083 millions \$ dans l'épargne réelle canadienne). Ceci pourrait être dû au fait que les estimations sont biaisées étant donné que les proportions selon l'âge de la population et les contributions aux régimes de pension privés pourraient être l(2).

Selon les méthodes de cointégration CCR et FM-MCO, les variables non-significatives (à un niveau de signification de 10 %) dans la détermination de long terme de l'épargne réelle sont : les contributions aux RPA, le taux d'intérêt réel et l'inflation. La proportion de la population entre 0-24 ans est significative selon le FM-MCO mais pas selon le CCR.

Les coefficients des variables monétaires ont la taille, le signe et la signification prévus par la théorie peut importe la méthode de cointégration utilisée. La seule exception est le crédit hypothécaire qui a un impact positif au lieu de négatif sur l'épargne.

À titre d'interprétation, selon les résultats du FM-MCO (qui ont les coefficients le plus proches du MCO), à long terme et tout le reste étant égal par ailleurs, chaque dollar supplémentaire de **revenu disponible réel** conduirait à une augmentation de l'épargne réelle de 95 cents tandis que chaque dollar supplémentaire de **crédit à la consommation réel** amènerait à une diminution de l'épargne réelle de 65 cents.

Tableau 10 : Régressions MCOD pour l'épargne en millions \$ - Canada

	MCOD(1,1)			MCOD(2,2)			MCOD(3,3)		
	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Revenu disponible	0,6996	11,7003	0,0000	0,2605	1,8547	0,0702	0,2310	0,78739	0,4399
Richesse nette	-0,0198	-0,6151	0,5405	0,0164	0,3092	0,7586	0,1294	1,68275	0,1072
Crédit consommation	-0,5109	-3,6165	0,0006	-0,5422	-3,7597	0,0005	-1,3466	-2,22792	0,0369
Crédit hypothécaire	0,1929	3,6035	0,0006	0,3334	2,0357	0,0477	0,2421	0,89088	0,3831
Épargne REER	-0,9373	-1,7379	0,0867	-0,7491	-0,9943	0,3254	0,7314	0,44574	0,6603
Épargne RPA	1,3818	0,7293	0,4683	-1,9742	-0,4112	0,6829	-2,4273	-0,34634	0,7325
Prop, pop 0-24 ans	-23294,4931	-2,9039	0,0049	-25373,4503	-2,3686	0,0222	-17981,5489	-0,67242	0,5086
Proportion pop > 65	-99738,3936	-2,7333	0,0080	-121930,4112	-2,5101	0,0157	-122239,8729	-0,9607	0,3476
Participation femmes	-7128,6231	-7,9437	0,0000	-3086,4305	-3,5575	0,0009	-5608,8360	-1,94363	0,0655
Taux intérêt réel	-779,4988	-1,2785	0,2053	554,4136	0,6535	0,5168	745,5340	0,24966	0,8053
Inflation	116,3350	0,2038	0,8391	1196,5449	1,5477	0,1287	3120,5102	1,06452	0,2992
Constante	2102870,4518	3,2558	0,0018	2327763,0252	2,6184	0,0120	2036817,8626	0,88343	0,387
Nbr. d'observations	114			112			110		
R-carré	0,9929			0,9974			0,9996		
R-carré ajusté	0,9883			0,9936			0,9977		
Fenêtre NW	4			4			4		

Comme mentionné auparavant, les estimations MCOD sont très sensibles quant au nombre de retards et d'avances utilisées dans sa partie dynamique. Ceci est en effet vérifié dans les résultats présentés au Tableau 10. Le signe, la taille et la signification des coefficients de long terme estimés varient beaucoup selon le nombre de retards et d'avances utilisées pour la plupart des variables explicatives.

7.1.2. Québec

Le Tableau 11 présent les résultats des estimations MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne réelle en millions \$ au Québec. On remarque que pour le Québec, les élasticités des variables démographiques sont raisonnables. C'est plutôt les élasticités des contributions au REER et au RPA qui sont élevées. Par exemple, selon l'estimation CCR, chaque dollar supplémentaire des **contributions au REER** diminuerait l'épargne réelle québécoise de 4,91 \$, toute chose étant égale par ailleurs.

On remarque aussi que, excepté pour la proportion de la population âgée de moins de 24 ans, les estimations ne sont pas trop affectées par la méthode de cointégration utilisée. De plus, les coefficients estimés par le MCO coïncident aussi avec ceux estimés par le CCR et le FM-OLS.

La plupart des variables ont des signes comme prédit par la théorie à l'exception du crédit hypothécaire et des proportions selon l'âge de la population. La seule variable non-significative à un niveau de 10 % est la proportion de la population âgée de moins de 24 ans.

Tableau 11 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en millions \$ - Québec

	MCO	CCR			FM-MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Revenu disponible	0,6974	0,6037	7,8331	0,0000	0,6236	9,8700	0,0000
Richesse nette	-0,0356	-0,0312	-2,5851	0,0111	-0,0293	-2,3781	0,0192
Crédit consommation	-0,5926	-0,4367	-3,8190	0,0002	-0,4466	-4,1148	0,0001
Crédit hypothécaire	0,1996	0,1356	4,2318	0,0001	0,1285	3,9053	0,0002
Épargne REER	-4,8280	-4,9102	-14,0881	0,0000	-4,9653	-	0,0000
Épargne RPA	-4,6047	-3,6538	-7,3354	0,0000	-3,6326	-7,4689	0,0000
Proportion pop 0-24 ans	20,2365	2,2806	0,0083	0,9934	-56,4194	-0,2087	0,8351
Proportion pop > 65	3333,0858	3808,6519	3,4863	0,0007	3661,6047	3,5275	0,0006
Participation femmes	-1772,6240	-1469,5930	-7,5898	0,0000	-1531,5516	-8,7208	0,0000
Taux intérêt réel	335,9499	665,8416	5,2537	0,0000	634,1669	5,6990	0,0000
Inflation	198,2761	328,8200	2,9219	0,0043	309,5359	2,9904	0,0035
Constante	25440,38428	11798,9859	0,6050	0,5465	16226,2714	0,8646	0,3893
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9565	0,9407			0,9405		
R-carré ajusté	0,9519	0,9345			0,9342		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR	N.A.	2			2		

Les estimations MCOD pour le Québec sont plus robustes que pour le Canada surtout si on s'arrête au MCOD(2,2). Pour la plupart des variables, le signe, la taille, et la signification ne change pas beaucoup si on estime le MCOD avec 1 ou 2 retards et avances. Les seules exceptions sont la richesse nette et le taux d'intérêt réel (voir Tableau 12).

Tableau 12 : Régressions MCOD pour l'épargne en millions \$ - Québec

	MCOD(1,1)			MCOD(2,2)			MCOD(3,3)		
	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Revenu disponible	0,8706	11,3606	0,0000	0,7176	28,0406	0,0000	0,1141	1,2658	0,2195
Richesse nette	0,0463	2,1289	0,0368	-0,0070	-0,5196	0,6059	-0,3992	-7,2951	0,0000
Crédit consommation	-0,4686	-2,4441	0,0171	-0,3288	-2,5338	0,0148	2,6696	4,7875	0,0001
Crédit hypothécaire	-0,1014	-1,6877	0,0960	0,0827	3,1187	0,0032	0,6161	5,4432	0,0000
Épargne REER	-3,1036	-3,7684	0,0003	-2,8654	-6,5928	0,0000	9,6642	4,3498	0,0003
Épargne RPA	1,6188	1,7256	0,0889	1,4594	3,2897	0,0020	-0,4380	-0,2255	0,8238
Prop, pop 0-24 ans	-998,8362	-2,6977	0,0088	-671,8831	-3,5401	0,0009	5501,6898	7,8679	0,0000
Proportion pop > 65	-7782,3844	-3,6461	0,0005	-4456,8124	-3,9173	0,0003	8715,5613	1,6593	0,1119
Participation femmes	-1404,5496	-7,9955	0,0000	-1146,8156	-16,2488	0,0000	834,2484	1,7889	0,0881
Taux intérêt réel	39,7100	0,3030	0,7628	221,8625	3,6132	0,0008	2326,4812	10,5509	0,0000
Inflation	183,2140	1,4357	0,1556	220,6132	2,3205	0,0249	355,4207	0,9082	0,3741
Constante	101921,3858	3,8700	0,0002	70652,6367	5,1536	0,0000	-247116,2510	-5,4614	0,0000
Nbr. d'observations	114			112			110		
R-carré	0,9886			0,9954			0,9986		
R-carré ajusté	0,9814			0,9886			0,9928		
Fenêtre NW	4			4			4		

7.2. L'épargne en log naturel - 1981T1 à 2010T1

7.2.1 Canada

Le Tableau 13 présente les résultats de la régression MCO, pour lesquels on ne peut pas faire de l'inférence, ainsi que les résultats des régressions de cointégration CCR et FM-MCO pour l'épargne en log naturel du Canada. Le Tableau 14 présente les estimations de cointégration MCOD. Toujours à cause de la présence d'autocorrélations des erreurs, les régressions de cointégration sont implémentées avec une taille de fenêtre de Newey-West égale à 4.

Contrairement au cas de l'estimation de l'épargne en millions \$, c'est l'élasticité de la variable revenu disponible (qui est aussi en log naturel) qui est trop élevée (i.e. si le revenu disponible augmenterait de 1 % au Canada, l'épargne réelle augmenterait de 10,60 % selon la régression FM-MCO).

Tableau 13 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en log naturel – Canada

	MCO	CCR			FM- MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
ln(revenu disponible)	13,1299	10,3483	15,1613	0,0000	10,5967	17,6093	0,0000
ln(richeesse nette)	-4,3973	-4,2046	-5,9704	0,0000	-4,0557	-5,9306	0,0000
ln(crédit consommation)	-3,4771	-2,8466	-9,3883	0,0000	-2,9004	-10,0748	0,0000
ln(crédit hypothécaire)	1,5091	2,3786	7,9169	0,0000	2,4231	8,5378	0,0000
ln(épargne REER)	-0,0901	-0,0859	-0,5407	0,5899	-0,1091	-0,7147	0,4764
ln(épargne RPA)	0,4209	0,1566	0,8219	0,4130	0,2085	1,1883	0,2374
Proportion pop 0-24 ans	0,0146	0,2698	3,7440	0,0003	0,1942	2,8386	0,0054
Proportion pop > 65	-0,0409	0,2580	1,0643	0,2897	0,0260	0,1127	0,9105
Participation femmes	-0,1528	-0,0493	-1,6967	0,0928	-0,0711	-2,6794	0,0086
Taux intérêt réel	-0,0014	0,0495	4,2091	0,0001	0,0314	3,0415	0,0030
Inflation	0,0031	-0,0078	-0,5430	0,5883	-0,0081	-0,6392	0,5241
Constante	-70,7473	-71,4744	-9,3386	0,0000	-70,4507	-10,0309	0,0000
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9346	0,9067			0,9134		
R-carré ajusté	0,9277	0,8969			0,9042		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	2			2		

À l'exception de l'inflation, les coefficients des variables qui ne sont pas en log naturel sont beaucoup affectés par les estimations de cointégration FM-MCO et CCR par rapport à l'estimation MCO classique. Par exemple, le coefficient du taux d'intérêt réel passe de -0,0014 avec le MCO à 0,0495 avec le CCR et 0,0314 avec le FM-MCO. Pour interpréter ces coefficients, il faut d'abord les multiplier par 100 parce que l'épargne est en log. Ainsi, une augmentation de 1 % de la proportion de la population âgée de moins de 24 ans augmenterait l'épargne de 19,42 % ($100 \times 0,1942$) selon la méthode FM-MCO. Autre cette variable, les variables qui ne sont pas en log et qui ont des élasticités trop élevées sont la participation des femmes au marché de travail et le taux d'intérêt réel.

Les variables non-significatives sont maintenant les contributions au REER et au RPA, la proportion de la population âgée de plus de 65 ans, et l'inflation. En outre, la signification des variables explicatives ne varie pas beaucoup selon la méthode de cointégration à part la signification de la participation des femmes au marché de travail dont la p-value passe de 0,0086 avec le FM-MCO à 0,0928 avec le CCR.

Comme dans le cas de l'épargne en millions \$, les estimations MCO sont très sensibles quant au nombre de retards et d'avances utilisées dans sa partie dynamique (Tableau 14). Le signe, la taille et la signification des coefficients de long terme estimés varient beaucoup selon le nombre de retards et d'avances utilisés pour la plupart des variables explicatives. Cette méthode n'est donc pas recommandée pour estimer l'épargne réelle en log naturel.

Tableau 14 : Régressions MCO pour l'épargne en log naturel – Canada

	MCO(1,1)			MCO(2,2)			MCO(3,3)		
	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
ln(revenu disponible)	8,5842	11,3433	0,0000	5,9011	2,7895	0,0077	5,38931749	0,41429	0,6829
ln(richesse nette)	1,7483	1,7045	0,0928	2,7837	0,4611	0,6469	15,96177096	1,35952	0,1884
ln(crédit consommm.)	-3,0474	-13,9473	0,0000	-3,4961	-1,3173	0,1944	-2,328129584	-0,31802	0,7536
ln(crédit hypothéc.)	0,0810	0,0655	0,9480	0,8499	0,2291	0,8198	-12,69081631	-1,27285	0,217
ln(épargne REER)	0,0548	0,0925	0,9266	-0,6234	-0,3019	0,7641	4,995793282	1,14419	0,2654
ln(épargne RPA)	0,5845	0,7245	0,4712	0,0563	0,0213	0,9831	10,6201034	1,1279	0,2721
Prop. pop 0-24 ans	-0,7600	-13,7215	0,0000	-0,6415	-2,2816	0,0273	-1,884710857	-1,15908	0,2594
Proportion pop > 65	-2,2404	-10,4645	0,0000	-1,5799	-1,8484	0,0711	-8,181716528	-1,07737	0,2935
Participation femmes	-0,2980	-10,7303	0,0000	-0,3098	-2,5932	0,0128	-0,012945716	-0,0277	0,9782
Taux intérêt réel	-0,0191	-1,5992	0,1144	0,0153	0,3423	0,7337	-0,217485591	-0,34487	0,7336
Inflation	0,0144	0,6520	0,5166	0,0619	0,5314	0,5978	-0,042259185	-0,06462	0,9491
Constante	-30,2404	-4,6119	0,0000	-14,6215	-0,2336	0,8163	-86,2428844	-0,56372	0,5789
Nbr. d'observations	114			112			110		
R-carré	0,9738			0,9865			0,9956		
R-carré ajusté	0,9571			0,9668			0,9771		
Fenêtre NW	4			4			4		

Quel impact les variables pour lesquelles l'ordre d'intégration n'a pas été déterminé de façon robuste dans la session 4 ont sur les estimations de l'épargne en log du Canada? Le Tableau 15 présente les résultats des estimations MCO, FM-MCO et CCR qui ne comptent pas avec les variables proportion de la population selon l'âge et contributions aux régimes de pension privés. L'élasticité de la variable revenu disponible reste trop élevée et la richesse nette a presque doublé. Toutes les variables ont le signe attendu à part le crédit hypothécaire qui a une élasticité positive au lieu de négative. Finalement, les variables inflation et taux d'intérêt réel ne sont pas significatives à un niveau de 10 %.

Tableau 15 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables I(0) et I(1) – Canada

	MCO	CCR			FM- MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
ln(revenu disponible)	15,2561	13,54623	7,751127	0,0000	13,9046	8,4790	0,0000
ln(richesse nette)	-7,3600	-6,793342	-4,93741	0,0000	-6,7961	-5,0031	0,0000
ln(crédit consommation)	-2,6079	-1,752741	-2,403854	0,0179	-1,8953	-2,6541	0,0092
ln(crédit hypothécaire)	1,7985	1,416208	3,945354	0,0001	1,4163	3,9628	0,0001
Participation femmes	-0,2095	-0,204736	-6,036686	0,0000	-0,2060	-6,3407	0,0000
Taux intérêt réel	-0,0132	0,04538	1,7014	0,0917	0,0393	1,5713	0,1190
Inflation	-0,0293	-0,020394	-0,731972	0,4658	-0,0214	-0,8008	0,4250
Constante	-62,8393	-54,3238	-3,086839	0,0026	-57,2509	-3,3166	0,0012
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré		0,9117			0,9139		
R-carré ajusté		0,9060			0,9084		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	1			1		

7.2.2. Québec

Remarquons d'abord au Tableau 16 que pour les estimations de l'épargne en log du Québec toutes les variables sont significatives à un niveau de 10 %. Par contre, les estimations ne sont pas telles qu'on s'y attend compte tenu des signes des contributions aux régimes de pension privés. En autres, l'élasticité du revenu disponible est trop élevée ainsi que celles des variables qui ne sont pas en log (pour les interpréter, il faut d'abord les multiplier par 100 : une augmentation de 1 % de l'inflation, par exemple, amènerait à une diminution de 19 % de l'épargne québécoise selon le CCR et de 16 % selon le FM-MCO).

Tableau 16 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour l'épargne en log naturel – Québec

	MCO	CCR			FM- MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
ln(revenu disponible)	9,8648	12,8272	14,2089	0,0000	11,9500	15,4699	0,0000
ln(richesse nette)	-3,2148	1,1314	1,7705	0,0796	1,4632	2,2770	0,0248
ln(crédit consommation)	-1,9163	-2,8025	-10,2112	0,0000	-2,7966	-10,4027	0,0000
ln(crédit hypothécaire)	2,2209	0,8779	3,5962	0,0005	0,4259	1,8475	0,0675
ln(épargne REER)	-1,3575	-2,0070	-14,5736	0,0000	-2,0144	-14,8328	0,0000
ln(épargne RPA)	-0,6657	-0,4719	-4,0186	0,0001	-0,3646	-3,1646	0,0020
Proportion pop 0-24 ans	-0,0889	-0,2456	-8,6744	0,0000	-0,2880	-10,5679	0,0000
Proportion pop > 65	-0,2241	-0,7606	-8,4172	0,0000	-0,6764	-7,8785	0,0000
Participation femmes	-0,1318	-0,1905	-11,1446	0,0000	-0,1908	-11,8137	0,0000
Taux intérêt réel	-0,0150	-0,0806	-5,9157	0,0000	-0,0473	-4,3444	0,0000
Inflation	-0,0664	-0,1899	-14,5304	0,0000	-0,1580	-14,2656	0,0000
Constante	-40,5265	-90,1701	-9,6125	0,0000	-79,6950	-9,4758	0,0000
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9042	0,7514			0,7480		
R-carré ajusté	0,8942	0,7251			0,7213		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	2			2		

Comme on peut voir au Tableau 17, les estimations MCOD de l'épargne en log québécoise ne sont pas aussi robustes que pour les estimations de l'épargne en millions \$. Les coefficients et leur signification changent beaucoup selon le nombre de retards et avances utilisés pour la plupart des variables.

Tel que pour le Canada, on peut aussi se demander dans le cas du Québec quel impact les variables pour lesquelles l'ordre d'intégration n'a pas été déterminé de façon robuste dans la session 4 ont sur les estimations de l'épargne en log? Le Tableau 18 présente les résultats des estimations MCO, FM-MCO et CCR qui ne comptent pas avec les variables proportion de la population selon l'âge et contributions aux régimes de pension. Les élasticités des variables revenu disponible et richesse nette sont, comme pour le Canada, trop élevées. Toutes les variables ont le signe attendu à part le crédit hypothécaire. Trois variables deviennent non-significatives une fois que les quatre variables troubles sont éliminées : le crédit à la consommation, la participation des femmes au marché de travail, et le taux d'intérêt réel.

Tableau 17 : Régressions MCOD pour l'épargne en log naturel – Québec

	MCOD(1,1)			MCOD(2,2)			MCOD(3,3)		
	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
ln(revenu disponible)	8,0113	5,4901	0,0000	8,4676	7,8369	0,0000	4,4872	0,9656	0,3452
ln(richesse nette)	2,0158	1,1302	0,2623	-23,8260	-9,6363	0,0000	-68,4212	-5,0031	0,0001
ln(crédit consomm.)	-1,8378	-2,2428	0,0281	5,2648	4,3587	0,0001	7,3046	0,8510	0,4044
ln(crédit hypothéc.)	-3,4051	-5,6318	0,0000	-0,2307	-0,3371	0,7376	10,5923	2,9432	0,0078
ln(épargne REER)	-1,0944	-3,1093	0,0027	1,8576	3,9816	0,0002	9,9450	3,5364	0,0020
ln(épargne RPA)	1,2772	4,5067	0,0000	2,5036	7,0424	0,0000	2,7574	1,4386	0,1650
Prop. pop 0-24 ans	-0,6525	-7,9955	0,0000	0,1783	1,6344	0,1092	2,3857	3,7194	0,0013
Proportion pop > 65	-0,4952	-2,3453	0,0219	2,4064	7,9635	0,0000	8,8544	5,8979	0,0000
Participation femmes	-0,1777	-7,6450	0,0000	-0,1519	-6,8328	0,0000	0,1985	1,5466	0,1369
Taux intérêt réel	0,0508	2,9381	0,0045	0,1501	6,6041	0,0000	0,8306	6,7377	0,0000
Inflation	-0,0099	-0,4886	0,6266	-0,1154	-4,0943	0,0002	0,7756	3,3294	0,0032
Constante	-18,1806	-1,3218	0,1906	116,3088	7,4496	0,0000	373,3657	4,7966	0,0001
Nbr. d'observations	114			112			110		
R-carré	0,9660			0,9823			0,9915		
R-carré ajusté	0,9444			0,9563			0,9560		
Fenêtre NW	4			4			4		

Tableau 18 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables I(0) et I(1) – Québec

	MCO	CCR			FM- MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
ln(revenu disponible)	9,7001	8,1789	2,4445	0,0161	8,4061	2,9108	0,0044
ln(richesse nette)	-6,8281	-5,6393	-4,7774	0,0000	-6,0904	-5,5067	0,0000
ln(crédit consommation)	-0,9002	-0,1430	-0,1487	0,8821	-0,0201	-0,0215	0,9829
ln(crédit hypothécaire)	1,8361	0,8467	1,6783	0,0962	0,9085	1,8085	0,0733
Participation femmes	-0,0923	-0,0690	-1,4304	0,1555	-0,0725	-1,6444	0,1030
Taux intérêt réel	-0,0013	0,0447	1,1018	0,2730	0,0289	0,7893	0,4316
Inflation	-0,0331	-0,0518	-1,6934	0,0933	-0,0627	-2,1328	0,0352
Constante	-20,4529	-16,3572	-0,6145	0,5402	-14,6774	-0,6300	0,5300
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,8835	0,8424			0,8429		
R-carré ajusté	0,8760	0,8322			0,8327		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	1			1		

7.3. Le taux d'épargne personnel - 1981T1 à 2010T1

7.3.1. Canada

Le Tableau 19 présente les résultats de la régression MCO, pour lesquels on ne peut pas faire de l'inférence, ainsi que les résultats des régressions de cointégration CCR et FM-MCO pour le taux personnel d'épargne du Canada. Le Tableau 20 présente les estimations de cointégration MCOD. Toujours à cause de la présence d'autocorrélations des erreurs, les régressions de cointégration sont implémentées avec une taille de fenêtre de Newey-West égale à 4.

Tableau 19 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour le taux d'épargne personnel – Canada

	MCO	CCR			FM-MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,1152	-0,1011	-5,0683	0,0000	-0,1017	-5,4465	0,0000
Ratio crédit consommation	-0,1309	0,0803	0,6681	0,5056	0,0936	0,8023	0,4242
Ratio crédit hypothécaire	0,2734	0,3368	4,3250	0,0000	0,3419	4,3583	0,0000
Ratio épargne REER	-3,0366	-3,2601	-4,7875	0,0000	-3,3393	-4,8403	0,0000
Ratio épargne RPA	-6,0263	-7,9673	-3,0807	0,0026	-8,1290	-3,2118	0,0018
Prop. pop 0-24 ans	0,2569	0,0922	0,1024	0,9186	-0,1389	-0,1568	0,8757
Proportion pop > 65	3,4825	0,5561	0,2165	0,8290	-0,0714	-0,0277	0,9779
Participation femmes	-1,3906	-1,3231	-3,2004	0,0018	-1,3836	-3,3849	0,0010
Taux intérêt réel	0,0922	0,3408	2,6701	0,0088	0,2949	2,3225	0,0221
Inflation	-0,1922	-0,2999	-1,8286	0,0703	-0,3179	-1,9977	0,0483
Constante	97,3515	120,1701	1,5421	0,1261	139,4238	1,8030	0,0743
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9773	0,9635			0,9647		
R-carré ajusté	0,9752	0,9601			0,9613		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	1			1		
Statistique F	N.A.	1099,98			1102,18		

Selon les résultats du Tableau 19, à l'exception du ratio du crédit à la consommation, des variables démographiques et du taux d'intérêt réel, les coefficients et le niveau de signification estimés par MCO, CCR et FM-MCO sont très proches. Si on compare le CCR avec le FM-MCO, on voit que les coefficients, les signes, et la signification ne varient presque pas selon la méthode de cointégration utilisée. Les seules exceptions sont la proportion de la population âgée de plus de 65 ans qui passe de 0,56 avec le CCR à -0,07 avec le FM-MCO et la proportion de la population âgée de moins de 24 ans qui passe de 0,09 avec le CCR à -0,14 avec le FM-MCO. Ces deux variables sont néanmoins non-significatives selon les deux méthodes. L'autre variable non-significative à un niveau de signification de 10 % est le ratio du crédit à la consommation.

Si on utilise la taille des élasticités comme le critère de décision pour juger quelle est la spécification la plus appropriée pour étudier l'épargne canadienne, on peut conclure que **la meilleure spécification serait le taux d'épargne personnel** parce que la plupart des élasticités de cette spécification sont plus raisonnables qu'avec l'épargne en log. L'élasticité la plus élevée est celle de ratio des contributions au RPA: une augmentation de 1 % amènerait à une diminution de 8 % du taux d'épargne selon le CCR et le FM-MCO.

On voit au Tableau 20 que les estimations MCOD pour le taux d'épargne personnel sont plus robustes que pour les autres deux spécifications surtout si on s'arrête au MCOD(2,2). Pour la plupart des variables, le signe, la taille, et la signification ne change pas beaucoup si on estime le MCOD avec 1 ou 2 retards et avances. Les seules exceptions sont le ratio du crédit à la consommation et les proportions selon l'âge de la population.

Tableau 20 : Régressions MCO pour le taux d'épargne personnel – Canada

	MCO(1,1)			MCO(2,2)			MCO(3,3)		
	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,1483	-6,9095	0,0000	-0,1420	-5,9254	0,0000	-0,2376	-22,1188	0,0000
Ratio crédit consommation	0,0098	0,0976	0,9225	0,2244	1,6494	0,1052	0,9145	10,3839	0,0000
Ratio crédit hypothécaire	0,2878	1,9281	0,0577	0,3630	1,9943	0,0515	0,4981	5,9785	0,0000
Ratio épargne REER	-2,7400	-2,8133	0,0063	-2,2728	-2,0382	0,0467	-0,9808	-1,6670	0,1063
Ratio épargne RPA	-3,2170	-0,5917	0,5559	-3,5751	-0,6725	0,5043	-7,3064	-3,1870	0,0034
Prop, pop 0-24 ans	-0,0737	-0,0620	0,9507	-1,4363	-0,9292	0,3572	-1,8896	-10,5799	0,0000
Proportion pop > 65	3,6512	0,7518	0,4546	-3,5273	-0,5313	0,5975	-2,3095	-4,8622	0,0000
Participation femmes	-1,2361	-2,5480	0,0129	-1,0886	-2,8174	0,0069	-7,4899	-3,6290	0,0011
Taux intérêt réel	0,2747	3,2108	0,0020	0,3964	2,6109	0,0118	0,1670	1,7794	0,0857
Inflation	-0,1172	-0,5515	0,5830	-0,1710	-0,5665	0,5735	-0,9389	-8,7356	0,0000
Constante	102,6206	0,8993	0,3714	211,7400	1,4809	0,1448	356,8141	7,9197	0,0000
Nbr. d'observations	114			112			110		
R-carré	0,9948			0,9979			0,9992		
R-carré ajusté	0,9920			0,9954			0,9971		
Fenêtre NW	4			4			4		
Statistique F	894,75			3043,16			2398,70		

Une fois de plus on veut savoir quel est l'impact des variables proportion de la population selon l'âge et contributions aux régimes de pension sur le résultat de l'estimation du taux d'épargne personnel. Le tableau 21 présentent les résultats des estimations du taux personnel d'épargne selon le MCO, le CCR et le FM-OLS et sans ces variables. Comme on peut y voir, le ratio du crédit à la consommation devient fortement significatif mais il a toujours un impact positif sur l'épargne (une augmentation de 10 % dans le ratio du crédit amènerait à une augmentation de l'épargne d'environ 3,5 %) ce qui ne pas cohérent avec la théorie. L'inflation est maintenant non-significative selon le CCR et le FM-MCO tandis que le taux d'intérêt réel est significatif à un niveau de 10 % seulement avec le CCR. À part le coefficient du taux d'intérêt réel, les résultats sont robustes quant à la méthode d'estimation.

Tableau 21 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables I(0) et I(1) – Canada

	MCO	CCR			FM-MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,1611	-0,1481	-8,6981	0,0000	-0,1466	-9,3882	0,0000
Ratio crédit consommation	0,2099	0,3566	4,2926	0,0000	0,3513	4,5514	0,0000
Ratio crédit hypothécaire	0,2352	0,1765	3,7218	0,0003	0,1640	3,6995	0,0003
Participation femmes	-0,7901	-0,7979	-4,9636	0,0000	-0,8433	-5,6520	0,0000
Taux intérêt réel	0,0030	0,3622	1,9060	0,0593	0,2737	1,5405	0,1263
Inflation	-0,1943	-0,1534	-0,8888	0,3761	-0,1652	-1,0287	0,3059
Constante	109,4772	102,0884	8,2484	0,0000	105,2608	9,2604	0,0000
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9665	0,9566			0,9598		
R-carré ajusté	0,9647	0,9542			0,9576		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	1			1		

7.3.2. Québec

Ainsi que pour le Canada, **la meilleure spécification pour étudier l'épargne québécoise serait le taux d'épargne personnel** selon les résultats présentés au Tableau 22. Les élasticités des coefficients sont très raisonnables et les signes des coefficients sont tels qu'attendus. La seule variable non-significative est la proportion de la population âgée de moins de 24 ans.

Tableau 22 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO pour le taux d'épargne personnel – Québec

	MCO	CCR			FM-MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,0526	-0,0290	-1,8288	0,0703	-0,0311	-1,9450	0,0544
Ratio crédit consommation	-0,5064	-0,3461	-3,1419	0,0022	-0,3332	-3,0555	0,0028
Ratio crédit hypothécaire	0,2377	0,1359	3,0018	0,0034	0,1337	2,8607	0,0051
Ratio épargne REER	-4,9180	-4,4365	-9,3414	0,0000	-4,4690	-9,2804	0,0000
Ratio épargne RPA	-5,3947	-3,2405	-4,0206	0,0001	-3,3150	-4,2260	0,0001
Prop. pop 0-24 ans	0,2795	0,0636	0,2440	0,8077	0,0549	0,2145	0,8306
Proportion pop > 65	4,1636	3,0012	3,7116	0,0003	3,1084	4,0914	0,0001
Participation femmes	-0,9929	-0,8145	-4,7830	0,0000	-0,8475	-5,1533	0,0000
Taux intérêt réel	0,4028	0,5717	5,1953	0,0000	0,5513	5,3395	0,0000
Inflation	0,2774	0,3381	3,2267	0,0017	0,3263	3,0470	0,0029
Constante	47,0684	44,2895	2,8628	0,0051	46,3146	3,1822	0,0019
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9695	0,9588			0,9592		
R-carré ajusté	0,9666	0,9549			0,9554		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	2			2		

Tableau 23 : Régressions MCOD pour le taux d'épargne personnel – Québec

	MCOD(1,1)			MCOD(2,2)			MCOD(3,3)		
	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,0242	-1,0053	0,3181	-0,0996	-10,6011	0,0000	-0,1875	-54,4354	0,0000
Ratio crédit consommation	-0,5344	-2,2897	0,0249	-0,6017	-5,3448	0,0000	-0,1531	-2,8173	0,0086
Ratio crédit hypothécaire	0,1733	2,6002	0,0113	0,4174	13,9176	0,0000	0,8210	62,6691	0,0000
Ratio épargne REER	-5,9843	-6,7213	0,0000	-5,7792	-12,8677	0,0000	-4,0806	-18,7317	0,0000
Ratio épargne RPA	-2,6054	-2,2178	0,0297	-3,5850	-5,9824	0,0000	-8,4046	-31,1571	0,0000
Prop. pop 0-24 ans	-0,7358	-1,9964	0,0496	-0,5380	-3,2523	0,0020	0,0399	0,5133	0,6116
Proportion pop > 65	3,4064	3,1883	0,0021	5,9049	11,7802	0,0000	4,7013	33,4264	0,0000
Participation femmes	-0,9706	-5,9881	0,0000	-1,2687	-18,1573	0,0000	-1,6706	-58,0347	0,0000
Taux intérêt réel	0,5576	6,6503	0,0000	0,4840	13,4356	0,0000	0,2334	14,3556	0,0000
Inflation	0,2826	2,9420	0,0044	-0,1699	-4,1359	0,0001	-0,9591	-54,0573	0,0000
Constante	77,8942	4,2290	0,0001	80,4228	9,3712	0,0000	108,0965	26,1857	0,0000
Nbr. d'observations	114			112			110		
R-carré	0,9911			0,9963			0,9986		
R-carré ajusté	0,9862			0,9919			0,9947		
Fenêtre NW	4			4			4,0000		

On remarque du Tableau 23 que les estimations MCOD pour le taux d'épargne personnel sont plus robustes que pour la spécification de l'épargne en log surtout si on s'arrête au MCOD(2,2). Pour la plupart des variables, le signe, la taille, et la signification ne change pas beaucoup si on estime le MCOD avec 1 ou 2 retards et avances. Les seules exceptions sont la proportion de la population âgée de plus de 65 ans et l'inflation.

Comme cela été fait pour le Canada, on estime aussi le taux d'épargne personnel québécois sans les proportions selon l'âge de la population et sans les contributions aux régimes de pension privés. Le Tableau 24 présente les résultats des estimations du taux personnel d'épargne selon le MCO et le CCR et le FM-OLS sans ces quatre variables.

Tableau 24 : Régressions MCO, CCR et FM-MCO – seulement variables I(0) et I(1) – Québec

	MCO	CCR			FM-MCO		
	coef.	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,0872	-0,0743	-3,2638	0,0015	-0,0798	-3,6586	0,0004
Ratio crédit consommation	0,0669	0,4066	1,6077	0,1108	0,4143	1,6152	0,1092
Ratio crédit hypothécaire	0,2257	0,0978	1,0648	0,2893	0,1050	1,1629	0,2474
Participation femmes	-0,4807	-0,4622	-1,7435	0,0841	-0,4833	-1,8633	0,0651
Taux intérêt réel	0,3356	0,5788	1,6143	0,1094	0,4423	1,3313	0,1859
Inflation	0,4409	0,2870	1,0901	0,2781	0,2058	0,7735	0,4409
Constante	58,3412	51,0325	3,093577	0,0025	55,0435	3,5543	0,0006
Nbr. d'observations	117	116			116		
R-carré	0,9302	0,9023			0,9029		
R-carré ajusté	0,9264	0,8970			0,8976		
Fenêtre NW	N.A.	4			4		
Ordre de l'AR blanchisseur	N.A.	1			1		

Les résultats présentés au Tableau 24 nous montrent que quatre variables deviennent non-significatives à un niveau de 10 % une fois que les quatre variables sont éliminées des estimations : le ratio du crédit à la consommation, le ratio du crédit hypothécaire, le taux d'intérêt réel, et l'inflation. À part les signes des variables du crédit, tous les autres coefficients ont le signe attendu.

7.4. Conclusions tirées des estimations de la relation d'équilibre

Rappelons que, théoriquement, les effets des variables explicatives sur l'épargne sont comme suit :

- effet positif : contributions au REER et au RPA;
- effet négatif : crédit à la consommation, crédit hypothécaire, les 3 variables démographiques;
- effet indéfini : taux d'intérêt, inflation, richesse nette, revenu disponible.

Par ailleurs, l'ordre d'intégration des variables proportion de la population âgée de moins de 24 ans, proportion de la population âgée de plus de 65 ans, contributions au REER, et contributions au RPA, n'est pas robuste aux tests de racine unitaire implémentés dans les sessions 4.2 et 4.3.

D'après les estimations **CCR** et **FM-MCO** de cette section, plusieurs observations peuvent être effectuées à propos de la relation de long terme entre l'épargne et les variables explicatives :

- Sur l'ensemble des estimations canadiennes et québécoises, le **revenu disponible** et le **crédit hypothécaire** influencent l'épargne positivement tandis que la **richesse nette**, la **participation des femmes au marché du travail**, et les **contributions au REER** ont un effet négatif sur l'épargne.
- Le coefficient du **crédit à la consommation** est négatif dans les estimations canadiennes et québécoises de l'épargne en millions \$ et en log. Ce coefficient devient positif dans les estimations du taux d'épargne canadien. Il devient aussi positif dans l'estimation du taux d'épargne québécois qui ne contrôle pas pour les proportions selon l'âge de population et pour les contributions aux régimes privés de pension.
- Les **contributions au RPA** ont toujours le coefficient négatif dans les estimations du Québec mais pas dans les estimations canadiennes. Pour le Canada, cette variable a un effet positif sur l'épargne en log mais négatif sur l'épargne en millions \$ et sur le taux d'épargne.
- Le **taux d'intérêt** et l'**inflation** influencent positivement l'épargne, peu importe sa spécification, sur l'ensemble des estimations canadiennes. Pour le Québec, ces variables ont un effet positif sur l'épargne en millions \$ et sur le taux d'épargne. Pour l'épargne en log québécoise, le taux d'intérêt a un coefficient négatif ; ce coefficient devient positif dans l'estimation qui ne contrôle pas pour les variables dont l'ordre d'intégration n'est pas robuste. L'inflation a toujours un coefficient négatif dans les estimations de l'épargne en log.
- Les **proportions selon l'âge de la population** varient énormément de signe sur l'ensemble des estimations canadiennes et québécoises.

Finalement, la **meilleure spécification à utiliser pour étudier l'épargne canadienne et québécoise est le taux d'épargne personnel** parce que la plupart des élasticités estimées avec cette spécification sont plus raisonnables qu'avec les spécifications de l'épargne en millions \$ et en log.

8. Le VECM de Johansen

La méthode de cointégration en système VECM (« **Vector Error Correction Model** ») de Johansen permet l'estimation des modèles à correction d'erreur avec plusieurs vecteurs de cointégration. Ceci diffère de la méthode à deux étapes d'Engle et Granger qui estime seulement une relation de cointégration à la fois et qui fait l'hypothèse d'exogénéité faible. Quand plusieurs relations de cointégration sont présentes (le test de cointégration de Johansen indique la quantité de relation de cointégration), l'hypothèse d'exogénéité faible est alors violée parce que les coefficients de cointégration sont inter-reliés. Ceci est effectivement notre cas, comme on peut le voir dans les résultats du test de cointégration de Johansen à l'annexe E qui détecte plus qu'une relation de cointégration dans les estimations canadiennes et québécoises.

On procède alors dans cette section avec le VECM de Johansen pour le **taux personnel d'épargne** du Canada et du Québec pour vérifier la robustesse des relations d'équilibre estimées par les méthodes de cointégration à une équation CCR et FM-MCO de la section précédente, et pour pouvoir estimer un modèle à correction d'erreur pour le taux d'épargne personnel. Dans notre cas, il n'est pas recommandable d'utiliser la méthode à deux étapes d'Engle et Granger.

Les avantages principaux du VECM de Johansen sont :

- la capacité de capturer une structure et des interactions dynamiques riches;
- la possibilité de tester et d'estimer plusieurs relations de cointégration;
- Il permet de faire de l'inférence sur la relation de cointégration (paramètres de long terme), sur la dynamique du système (paramètres de court terme), ainsi que sur la vitesse d'ajustement;
- la possibilité d'estimer un modèle à correction d'erreurs en présence de plusieurs relations de cointégration;
- il permet de faire de l'analyse impulsionnelle (i.e. « impulse response analysis »).

Supposons que la relation de cointégration entre deux variables $I(1)$ est donné par $y_t = \theta X_t$, où θ est le vecteur de cointégration (ce vecteur n'est pas unique : si on multiplie θ par une constante, on obtient un autre vecteur de cointégration). Les variables y_t et X_t sont cointégrées si $y_t - \theta X_t$ est $I(0)$. Il y a 5 spécifications possibles pour le modèle à correction d'erreur de Johansen:

1. Pas de constante dans la relation de cointégration ni dans la partie dynamique (à utiliser si toutes les séries ont une moyenne zéro) :

$$\Delta y_t = \gamma(y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

2. Constante dans la relation de cointégration mais pas dans la partie dynamique (à utiliser si aucune des séries ont une tendance linéaire) :

$$\Delta y_t = \gamma(y_{t-1} - \theta X_{t-1} + \mathbf{C}_0) + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

3. Constante dans la relation de cointégration et dans la partie dynamique (à utiliser si les séries ont toutes des tendances stochastiques) :

$$\Delta y_t = \gamma(y_{t-1} - \theta X_{t-1} + \mathbf{C}_0) + \mathbf{C}_2 + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

4. Constante et tendance dans la relation de cointégration; constante dans la partie dynamique (à utiliser si quelques-unes des séries sont stationnaires autour d'une tendance) :

$$\Delta y_t = \gamma(y_{t-1} - \theta X_{t-1} + \mathbf{C}_0 + \mathbf{C}_1 t) + \mathbf{C}_2 + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

5. Constante et tendance dans la relation de cointégration et dans la partie dynamique (à utiliser si les séries ont une tendance quadratique – très rarement utilisé) :

$$\Delta y_t = \gamma(y_{t-1} - \theta X_{t-1} + \mathbf{C}_0 + \mathbf{C}_1 t) + \mathbf{C}_2 + \mathbf{C}_3 t + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Nous avons choisi la spécification 3 parce que la majorité des variables ont une tendance stochastique (i.e. elles sont I(1)). Entre autres, nous avons utilisé deux retards (i.e. $p = 3$) dans la partie dynamique des estimations compte tenu de la taille de l'échantillon.

Nous estimons un VECM seulement pour le taux d'épargne personnel parce que c'est la spécification de l'épargne jugée la meilleure dans la section précédente tant pour le Canada que pour le Québec. En outre, nous ne présentons que les résultats de la **relation d'équilibre de long-terme** du VECM (i.e. l'équation de cointégration $y_t = \theta X_t$) dans les comparaisons avec le CCR et le FM-MCO. Pour ces comparaisons, le VECM est estimé seulement avec une relation de cointégration. Nous discuterons de la dynamique de court terme du VECM estimé avec plus d'une relation de cointégration dans la section 8.3.

8.1. Canada

Le tableau 25 présente la relation de long-terme $y_t = \theta X_t$ estimée par le VECM pour le taux d'épargne personnel canadien avec toutes les variables explicatives. Les résultats du CCR et du FM-MCO y sont aussi présentés pour faciliter la comparaison. Comme on peut y voir, plusieurs coefficients subissent des impacts:

- le ratio du crédit à la consommation est significatif à un niveau de 5 % (et avec une élasticité plus élevée) avec la méthode VECM mais pas avec les méthodes CCR et FM-MCO;
- les élasticités des contributions au RPA et du ratio du crédit hypothécaire sont plus élevées avec la méthode VECM;

- la proportion de la population âgée de moins de 24 ans et celle de plus de 65 ans ont des élasticités plus grandes et qui sont significatives à un niveau de 1 % seulement avec le VECM;
- le taux d'intérêt réel devient plus petit et non significatif avec le VECM.

Tableau 25 : Régressions VECM pour le taux d'épargne personnel – Canada

	VECM		CCR			FM-MCO		
	coef.	t-stat	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,1809	-6,8446	-0,1011	-5,0683	0,0000	-0,1017	-5,4465	0,0000
Ratio crédit consommation	0,3678	2,5917	0,0803	0,6681	0,5056	0,0936	0,8023	0,4242
Ratio crédit hypothécaire	0,7623	5,5632	0,3368	4,3250	0,0000	0,3419	4,3583	0,0000
Ratio épargne REER	-3,5409	-3,0938	-3,2601	-4,7875	0,0000	-3,3393	-4,8403	0,0000
Ratio épargne RPA	-12,4024	-2,6189	-7,9673	-3,0807	0,0026	-8,1290	-3,2118	0,0018
Prop, pop 0-24 ans	-4,0735	-3,4348	0,0922	0,1024	0,9186	-0,1389	-0,1568	0,8757
Proportion pop > 65	-13,6760	-3,3580	0,5561	0,2165	0,8290	-0,0714	-0,0277	0,9779
Participation femmes	-1,4138	-2,7025	-1,3231	-3,2004	0,0018	-1,3836	-3,3849	0,0010
Taux intérêt réel	0,0292	0,1844	0,3408	2,6701	0,0088	0,2949	2,3225	0,0221
Inflation	-0,7256	-3,4725	-0,2999	-1,8286	0,0703	-0,3179	-1,9977	0,0483
Constante	449,5485	4,4769	120,1701	1,5421	0,1261	139,4238	1,8030	0,0743
Nbr. d'observations	114		116			116		
Retards dynamiques	2		N.A.			N.A.		
Spécification VECM	3		N.A.			N.A.		

Une estimation est aussi faite sans les variables proportions de la population selon l'âge et contributions aux régimes de pension pour voir quel est l'impact sur les autres coefficients. Les résultats sont présentés au Tableau 26.

Tableau 26 : Régressions VECM – seulement variables I(0) et I(1) – Canada

	VECM		CCR			FM-MCO		
	coef.	t-stat	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,1268	-6,3746	-0,1481	-8,6981	0,0000	-0,1466	-9,3882	0,0000
Ratio crédit	0,5046	6,3006	0,3566	4,2926	0,0000	0,3513	4,5514	0,0000
Ratio crédit hypothécaire	0,0822	1,5806	0,1765	3,7218	0,0003	0,1640	3,6995	0,0003
Participation femmes	-0,6573	-3,9975	-0,7979	-4,9636	0,0000	-0,8433	-5,6520	0,0000
Taux intérêt réel	0,9822	4,7933	0,3622	1,9060	0,0593	0,2737	1,5405	0,1263
Inflation	-0,2819	-1,6090	-0,1534	-0,8888	0,3761	-0,1652	-1,0287	0,3059
Constante	84,0405	0,7597	102,0884	8,2484	0,0000	105,2608	9,2604	0,0000
Nbr. d'observations	114		116			116		
Retards dynamiques	2		N.A.			N.A.		
Spécification VECM	3		N.A.			N.A.		

Les résultats se sont beaucoup améliorés une fois que les variables des proportions selon l'âge de la population et les contributions aux régimes de pension sont sorties des estimations. Parmi les trois méthodes de cointégration, la seule divergence est le ratio du crédit hypothécaire qui n'est pas significatif à 10 % avec le VECM.

8.2. Québec

Le tableau 27 présente les résultats de cointégration VECM pour le taux d'épargne personnel québécois avec toutes les variables explicatives. Les résultats du CCR et du FM-MCO y sont aussi présentés pour faciliter la comparaison. Comme on peut le voir, les résultats du VECM divergent des résultats du CCR et du FM-MCO pour certaines variables au niveau de la taille, du signe et de la significativité des coefficients.

Tableau 27 : Régressions VECM pour le taux d'épargne personnel – Québec

	VECM		CCR			FM-MCO		
	coef.	t-stat	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,2620	-7,4137	-0,0290	-1,8288	0,0703	-0,0311	-1,9450	0,0544
Ratio crédit consommation	0,9668	2,7994	-0,3461	-3,1419	0,0022	-0,3332	-3,0555	0,0028
Ratio crédit hypothécaire	0,6339	5,9065	0,1359	3,0018	0,0034	0,1337	2,8607	0,0051
Ratio épargne REER	0,4763	0,3695	-4,4365	-9,3414	0,0000	-4,4690	-9,2804	0,0000
Ratio épargne RPA	-2,4973	-1,2964	-3,2405	-4,0206	0,0001	-3,3150	-4,2260	0,0001
Prop. pop 0-24 ans	1,5229	2,7593	0,0636	0,2440	0,8077	0,0549	0,2145	0,8306
Proportion pop > 65	4,5196	2,6875	3,0012	3,7116	0,0003	3,1084	4,0914	0,0001
Participation femmes	-0,7809	-2,9867	-0,8145	-4,7830	0,0000	-0,8475	-5,1533	0,0000
Taux intérêt réel	0,3018	2,1619	0,5717	5,1953	0,0000	0,5513	5,3395	0,0000
Inflation	-0,7801	-5,2086	0,3381	3,2267	0,0017	0,3263	3,0470	0,0029
Constante	15,2485	0,0000	44,2895	2,8628	0,0051	46,3146	3,1822	0,0019
Nbr. d'observations	114		116			116		
Retards dynamiques	2		N.A.			N.A.		
Spécification VECM	3		N.A.			N.A.		

Comme pour le Canada, une estimation VECM est faite sans les quatre variables dont l'ordre d'intégration est ambigu. Les résultats sont présentés au Tableau 28.

Tableau 28 : Régressions VECM – seulement avec les variables I(0) et I(1) – Québec

	VECM		CCR			FM-MCO		
	coef.	t-stat	coef.	t-stat	p-value	coef.	t-stat	p-value
Ratio richesse nette	-0,0852	-2,1471	-0,0743	-3,2638	0,0015	-0,0798	-3,6586	0,0004
Ratio crédit	1,9986	4,8474	0,4066	1,6077	0,1108	0,4143	1,6152	0,1092
Ratio crédit hypothécaire	-0,4194	-2,9967	0,0978	1,0648	0,2893	0,1050	1,1629	0,2474
Participation femmes	0,9896	2,4139	-0,4622	-1,7435	0,0841	-0,4833	-1,8633	0,0651
Taux intérêt réel	2,0481	3,7081	0,5788	1,6143	0,1094	0,4423	1,3313	0,1859
Inflation	-0,6352	-1,3400	0,2870	1,0901	0,2781	0,2058	0,7735	0,4409
Constante	-27,9962	0,0000	51,0325	3,093577	0,0025	55,0435	3,5543	0,0006
Nbr. d'observations	114		116			116		
Retards dynamiques	2		N.A.			N.A.		
Spécification VECM	3		N.A.			N.A.		

D'après les résultats du Tableau 28, on voit que la plupart des coefficients estimés subissent un impact une fois que les quatre variables sont enlevées de l'estimation VECM. En plus, le fait d'avoir enlevé ces variables ne fait pas converger les estimations du VECM avec celles du CCR et du FM-OLS comme ce fut le cas pour l'estimation du Canada, sauf pour le ratio de la richesse nette. Avec le VECM, la seule variable non-significative à un niveau de 10 % est l'inflation.

La figure 8 présente les graphiques du taux d'épargne personnel québécois (ligne bleue) ainsi que de l'équation VECM qui inclut toutes les variables (ligne verte) et de celle qui n'inclut pas les variables dont l'ordre d'intégration est ambigu (ligne rouge). Les mêmes observations faites pour le Canada sont aussi valides pour le Québec : les deux équations VECM prédisent bien le taux d'épargne et le VECM avec moins de variables est plus souhaitable parce qu'il est plus parcimonieux. L'annexe G présente les valeurs prévues par chaque VECM; on peut voir qu'il n'y a pas d'énormes différences entre les deux équations.

8.3. Le modèle à correction d'erreur

Pour implémenter un modèle à correction d'erreur pour le taux d'épargne canadien et québécois, nous additionnons la variable *ratio des contributions au REER* dans nos estimations parce que cette spécification des contributions au REER est I(1) selon les différents tests de racine unitaire de la session 4.2 et 4.3.

On peut voir dans les résultats du test de cointégration de Johansen à l'annexe E que deux statistiques sont disponibles pour le test : la statistique de la trace (*trace statistic*) et la statistique de la valeur propre maximale (*max-eigenvalue statistic*). Ces deux statistiques peuvent arriver à des conclusions divergentes quant au nombre de relations de cointégration. Ceci est effectivement notre cas. Quand cela arrive, il est recommandé d'examiner le vecteur de cointégration estimé et choisir selon l'interprétabilité des relations de cointégration. Il reste qu'il n'est pas simple d'interpréter plusieurs

relations de cointégration ni d'identifier adéquatement les relations de cointégration, comme on verra bientôt pour le VECM du Québec. Ainsi, nous utilisons la statistique de la valeur propre maximale à un niveau de 1 % et concluons qu'il y a seulement **une relation de cointégration pour le taux d'épargne canadien** et **deux relations de cointégration pour celui du Québec**.

Donc, nous utilisons toujours la spécification 3 du VECM. Pour la partie dynamique, BIC suggère d'utiliser 1 retard. Nous estimons aussi avec 2 retards pour comparer les résultats. Le nombre de relations de cointégration est robuste quant au nombre de retards utilisé ici. Comme que l'inflation est stationnaire dans la période en question, nous l'avons enlevé de la relation d'équilibre de long terme. Elle reste toujours dans la partie dynamique du modèle.

Le Tableau 29 présente les résultats de l'estimation du modèle VECM du Canada et du Québec. Notez que nous ne présentons que la relation d'équilibre de long terme. Pour les résultats complets voir l'Annexe F.

Pour le Canada, il n'y a pas des grandes différences entre le VECM avec 1 retard dans la partie dynamique et celui avec 2 retards. Notez aussi que les estimations de la relation de long terme sont très robustes à la méthode de cointégration utilisée. Entre autres, l'inclusion de la variable *ratio des contributions au REER* et l'exclusion du *taux d'inflation* rend toutes les variables significatives à l'exception du *ratio du crédit à la consommation*. L'impact du ratio des contributions au REER et du crédit hypothécaire n'est pas comme prédit par la théorie. Le coefficient de l'équation de cointégration est négatif et significatif, un autre indice de la présence de cointégration. Ce coefficient peut être aussi interprété comme la vitesse d'ajustement : environ 40 % de l'écart entre la valeur d'équilibre du taux d'épargne et la valeur courante est éliminé à l'intérieur d'un trimestre.

Dans le cas du Québec, les résultats du VECM(1) et du VECM(2) divergent beaucoup des résultats du FM-MCO et du CCR. De plus, les écarts types des coefficients de la relation d'équilibre ne sont pas disponibles parce que les 2 relations de cointégration ne sont pas identifiées complètement. Pour la 2^e relation de cointégration, on suppose que le ratio des contributions au REER est cointégré avec les autres variables explicatives à l'exclusion du taux d'épargne et de l'inflation (voir l'annexe F). D'autres combinaisons ont été essayées mais les résultats étaient insatisfaisants du point de vue des élasticités. En outre, quoique les 1^{res} relations de cointégration ont le coefficient négatif, c'est seulement l'équation du VECM(2) qui est significative à un niveau de 10 %.

Tableau 29 : Modèle à correction d'erreur de Johansen

	CANADA (1 relation de cointégration)				QUÉBEC (2 relations de cointégration)			
	VECM (1) ²	VECM (2) ²	CCR ²	FM-MCO ²	VECM (1) ¹	VECM (2) ¹	CCR ²	FM-MCO ²
Ratio richesse nette	-0,0558***	-0,0629***	-0,0755***	-0,0693***	-0,1261	0,2010	0,0100	0,0072
Ratio crédit consommation	-0,1093	0,0777	0,0258	-0,0475	0,7566	-2,0862	-0,3952	-0,3846
Ratio crédit hypothécaire	0,1517***	0,1034***	0,1480***	0,1605***	0,1206	-0,1184	0,0667	0,0729
Ratio contributions REER	-2,4654***	-1,3884***	-1,5703***	-1,7813***	-1,9349	-6,3872	-3,5340***	-3,4828***
Participation femmes	-0,1578*	-0,6047***	-0,6939***	-0,6286***	0,8629	0,1556	-0,2940	-0,3092
Taux intérêt réel	0,4919***	0,8141***	0,3994***	0,3444***	0,7892	1,3845	0,3805**	0,3496**
Inflation	N,A,	N,A,	N,A,	N,A,	N,A,	N,A,	N,A,	N,A,
Constante	43,3203	65,9401	77,6253	73,0824	0,5945	-28,7339	33,485	34,9871
CointEq1 (-1)	-0,4132***	-0,4374***			-0,1061	-0,1407*		
CointEq2 (-1)					-0,2208	0,4063		
Nbr. d'observations	115	114			115	114		
R-carré	0,1819	0,2434			0,0904	0,1796		
R-carré ajusté	0,1117	0,1094			0,0030	0,0242		
Statistique F	2,5933	1,8167			1,0338	1,1555		
Retards dynamiques	1	2			1	2		
Spécification VECM	3	3			3	3		

Notes : 1) écarts-type non disponibles

2)* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

L'interprétation des résultats de cointégration du CCR, du FM-MCO et du VECM donnée dans la section précédente ignore l'effet de la partie dynamique de court-terme sur le taux d'épargne. Cette interprétation n'est pas exacte parce qu'un choc d'une variable explicative peut aussi affecter d'autres variables explicatives qui auront en revanche un impact sur le taux d'épargne. L'**analyse impulsionnelle** est dans ce cas recommandée parce qu'elle prend en considération toutes les relations du système. Étant donné qu'il n'y a pas de grandes différences entre le VECM (1) et le VECM (2) du Canada, nous favorisons le modèle à correction d'erreur avec 2 retards dans la partie dynamique parce qu'il a une dynamique de court terme plus riche, c'est ce qui rend l'analyse impulsionnelle plus intéressante. Pour le Québec, nous choisissons le VECM aussi avec 2 retards dans la partie dynamique parce qu'il a le R² ajusté et la statistique F plus élevée et la 1re équation de cointégration y est significative. Voir l'annexe G pour les tests LM et de Portemanteau qui n'indiquent pas de fortes autocorrélations des résidus.

Notez que les analyses impulsionnelles présentées ici sont peut-être biaisées et ne sont pas robustes à cause de la difficulté à bien identifier les différentes relations de cointégration.

Les figures ici-bas présentent les graphiques de l'analyse impulsionnelle pour le Canada et le Québec. Les chocs d'un écart-type (des résidus) de Cholesky sont utilisés au lieu des chocs d'une unité parce que les variables explicatives ont des échelles différentes. La taille moyenne des chocs est ainsi uniforme dans le système. On remarque que:

- L'effet des chocs des variables sur le taux d'épargne personnel ne revient jamais à zéro. Ceci est attendu vu que les variables explicatives sont pour la plupart non-stationnaires. Les chocs ont alors

des effets permanents. Notez que l'impact de l'inflation, la seule variable stationnaire du système, est le plus petit parmi les autres variables et qu'il revient vers zéro, surtout dans le cas du Canada.

- Pour le Canada (Figure 7) : la **richesse nette** a un impact positif et permanent sur le taux d'épargne même si le coefficient de long-terme de la richesse nette est négatif (voir Tableau 29). Ceci est parce que les deux coefficients de la richesse nette de la partie dynamique sont positifs (voir Annexe F). Le **crédit à la consommation**, qui n'est pas significatif ni dans la relation de long terme ni dans la partie dynamique, a un impact négatif mais court sur le taux d'épargne. L'impact devient positif et de plus en plus grandissant, sans converger vers une valeur spécifique. Le **crédit hypothécaire** a un impact positif et permanent sur le taux d'épargne, ce qui va à la rencontre de la théorie de la consommation. Le **ratio des contributions au REER** a un impact positif et de courte durée sur le taux d'épargne. L'impact devient très vite négatif et ne converge pas sur une valeur. Un choc sur la **participation des femmes au marché du travail** a un impact négatif et permanent sur le taux d'épargne. L'impact du taux d'intérêt est, en grande partie, un positif. L'**inflation** a un impact positif mais très petit sur le taux d'épargne.
- Pour le Québec (Figure 8) : la **richesse nette** a aussi un impact positif et permanent sur le taux d'épargne. Le **crédit à la consommation** et le **crédit hypothécaire** ont un impact positif sur le taux d'épargne, ce qui va à la rencontre de la théorie. Le **ratio des contributions au REER** a d'abord un impact positif sur le taux d'épargne; cet impact devient négatif à partir de la 4^e période sans converger sur aucune valeur. L'impact négatif de la **participation des femmes au marché de travail** sur le taux d'épargne est de courte durée : l'impact devient positif à partir de la 5^e période. Le **taux d'intérêt** et l'**inflation** ont un impact positif et permanent sur le taux d'épargne.
- Pour le Canada, l'analyse impulsionnelle rend les impacts des variables explicatives sur le taux d'épargne plus proches des prépositions de la théorie de la consommation discuté dans la session 2, à l'exception du ratio des contributions au REER et du ratio du crédit hypothécaire.

Figure 7: Analyse impulsionnelle – VECM (1) – Canada

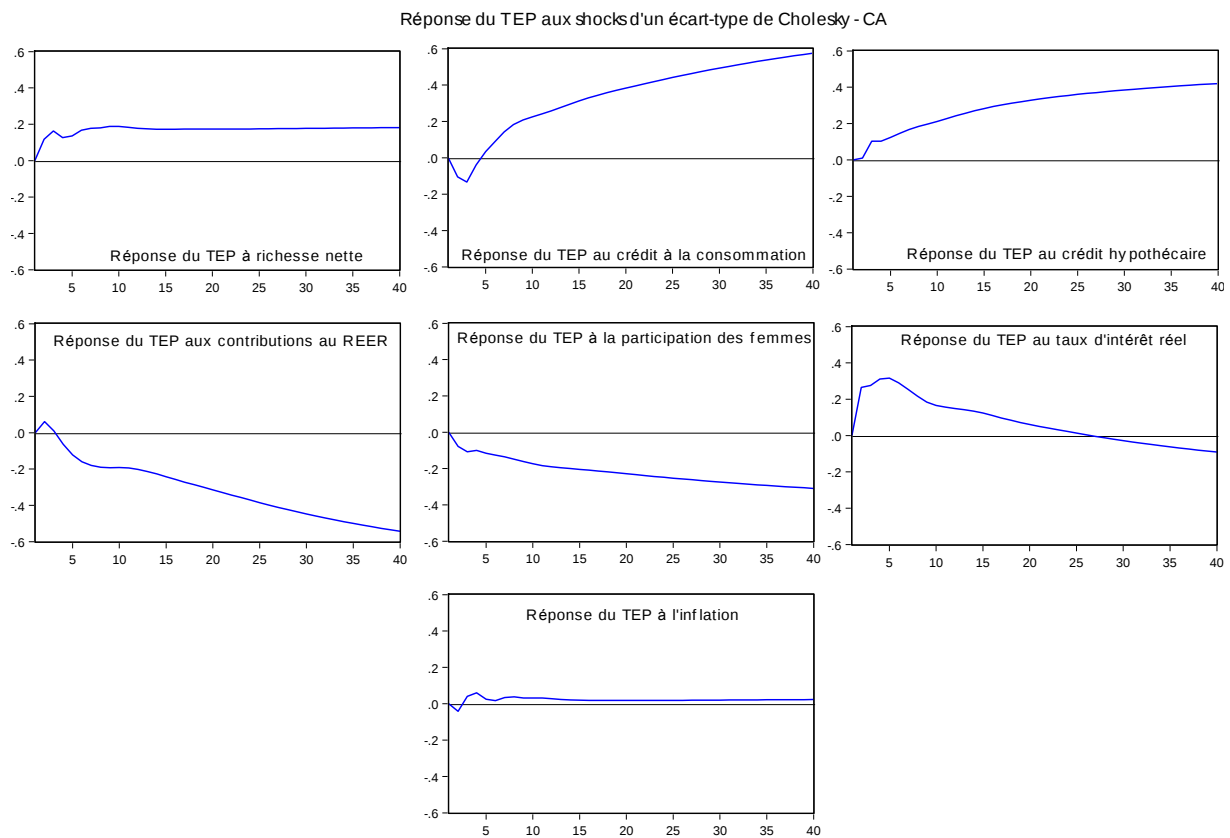
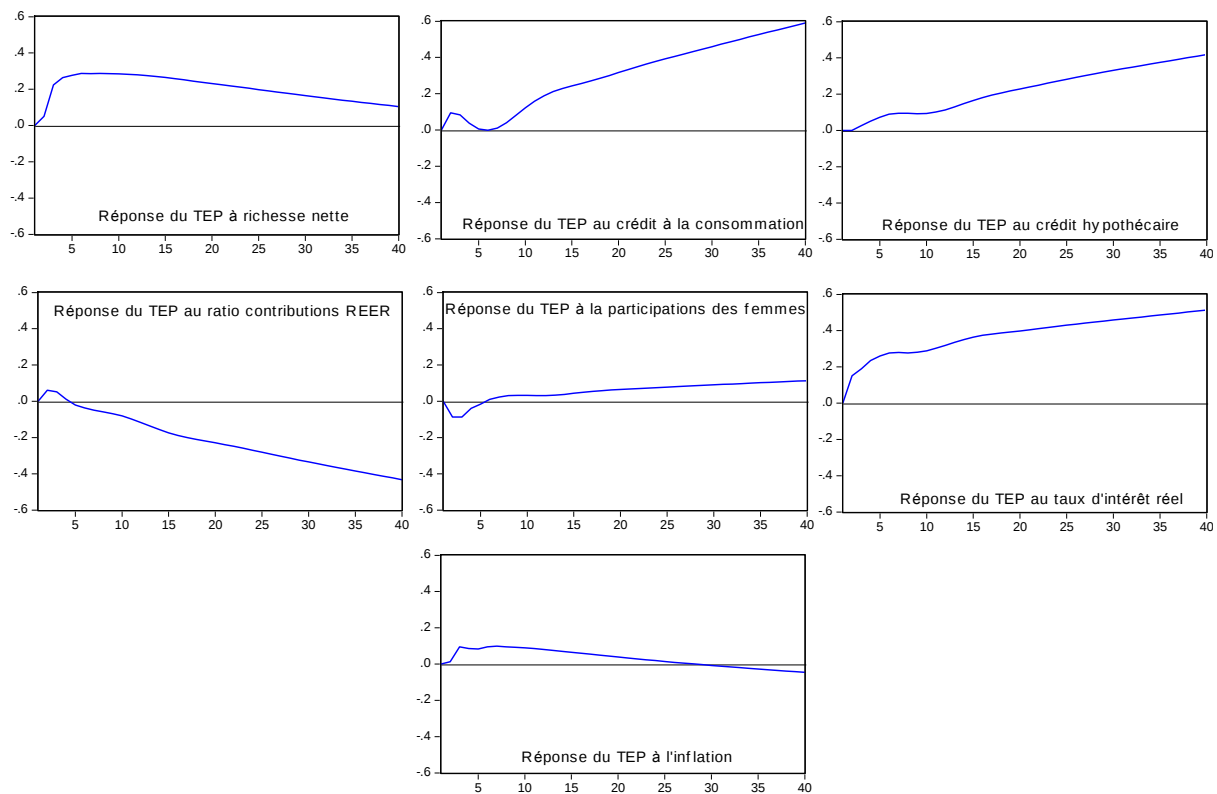


Figure 8: Analyse impulsionnelle – VECM (2) – Québec

Réponse du TEP aux shocks d'un écart-type de Cholesky - QC



9. Conclusion

L'objectif de ce texte est de faire une étude économétrique des déterminants macroéconomiques de l'épargne personnelle canadienne et québécoise entre 1981Q1 et 2010Q1.

Trois spécifications de l'épargne sont utilisées : l'épargne en millions \$, l'épargne en log naturel et le taux d'épargne personnel. Les variables explicatives provenant de la théorie de la consommation et utilisées dans les estimations sont : la richesse nette, le revenu disponible, le crédit à la consommation, le crédit hypothécaire, les contributions des employés au REER, et au RPA, le taux d'intérêt réel, l'inflation, la participation des femmes au marché du travail, et les proportions selon l'âge de la population. Pour le Québec, la richesse nette et le crédit hypothécaire ne sont pas disponibles ; on utilise alors des proxies pour ces deux variables. La construction des proxies est détaillée dans la session 0.

Différents tests de racine unitaire sont utilisés pour déterminer l'ordre d'intégration de l'épargne et des variables explicatives. La majorité des variables sont soit $I(0)$ soit $I(1)$. L'ordre d'intégration des contributions au régime de pension privé et des proportions de la population selon l'âge n'est pas robuste aux différents tests utilisés. Elle oscille entre stationnaire autour d'une tendance, $I(1)$ et $I(2)$.

Les tests de cointégration d'Engle-Granger et de Johansen détectent la présence de cointégration pour les trois spécifications de l'épargne. Le test de Johansen détecte même plusieurs relations de cointégration, c'est ce qui complique beaucoup l'estimation d'un modèle à correction d'erreur parce qu'il faut identifier ces relations complètement.

D'abord, nous nous intéressons aux relations d'équilibre de long terme des trois spécifications de l'épargne. Nous estimons ces relations en nous servant des méthodes de cointégration CCR, FM-MCO, et MCO. Pour vérifier la robustesse des estimations, nous utilisons ensuite le VECM de Johansen. Selon les élasticités des relations de long terme, la meilleure spécification pour le Canada et le Québec est le taux d'épargne.

Sur l'ensemble des estimations canadiennes et québécoises, seulement quatre variables explicatives ont le coefficient de long terme robuste quant à la spécification, la méthode de cointégration, et l'échantillon (Canada ou Québec) : le revenu disponible, la richesse nette, le crédit hypothécaire, la participation des femmes au marché de travail et les contributions au REER.

Sans tenir compte de la partie dynamique, dans les estimations canadiennes et québécoises du taux d'épargne personnel, les coefficients du crédit à la consommation, du crédit hypothécaire, et du taux d'intérêt sont positifs tandis que les coefficients de la richesse nette, des contributions au RPA et au REER, et de la participation des femmes au marché du travail sont négatifs. L'inflation est positive dans les estimations du Québec et négative dans celle du Canada. Les proportions selon l'âge de la population varient énormément le signe sur l'ensemble des estimations canadiennes et québécoises. La significativité de toutes les variables varie selon la méthode de cointégration utilisée et selon l'échantillon (Canada ou Québec).

Dans l'analyse impulsionnelle du taux d'épargne canadien faite à partir du modèle à correction d'erreur de Johansen qui ne contrôle pas pour les deux proportions selon l'âge de la population et pour les contributions au RPA, les impacts des variables explicatives sur le taux d'épargne sont plus proches de ceux dictés par la théorie de la consommation, à l'exception du ratio des contributions au REER et du ratio du crédit hypothécaire. Un choc sur la richesse nette ou sur le crédit hypothécaire ou sur le taux d'intérêt réel aurait un impact positif sur le taux d'épargne canadien tandis qu'un choc sur les contributions au REER ou sur la participation des femmes au marché du travail aurait un impact négatif et permanent. Le crédit à la consommation aurait un impact négatif pendant 4 trimestres; ensuite l'impact est positif mais il ne converge pas. L'impact de l'inflation est très petit.

Dans le cas de l'analyse impulsionnelle québécoise, un choc sur la richesse nette ou sur le crédit à la consommation ou sur le crédit hypothécaire ou sur le taux d'intérêt aurait un impact positif et permanent sur le taux d'épargne. Celui des contributions au REER est d'abord positif mais il décroît et devient négatif à partir du 4^e trimestre sans converger vers une valeur. Un choc sur la participation des femmes au marché du travail a d'abord un impact négatif; ensuite l'impact converge vers une valeur positive. L'inflation aurait en grande partie un impact positif sur le taux d'épargne.

Les analyses impulsionnelles sont peut-être biaisées et ne sont pas robustes à cause de la difficulté à bien identifier les relations de cointégration dans le modèle à correction d'erreur du Canada et en particulier du Québec.

REFERENCES

- Beach, Charles M., Robin W. Boadway and Neil Bruce. 1988. *Taxation and Savings in Canada*. Ottawa: Economic Council of Canada. Quoted in Roger S. Smith, Factors affecting saving, policy tools and tax reforms : a review (*IMF Staff Papers* 37, 1990).
- Bérubé, Gilles and Denise Côté. 2000. Long-term determinants of the personal savings rate: literature review and some empirical results for Canada. *Bank of Canada Working Paper* 2000-3: 1 – 57.
- Blanchard, Olivier and David R. Johnson. 2007. *Macroeconomics* (third Canadian edition). New Jersey: Pearson Education Inc.
- Boyle, P. and J. Murray. 1979. Social security wealth and private saving in Canada.” *Canadian Journal of Economics* 12: 456–468. Quoted in Bérubé and Côté, Long-term determinants of the personal savings rate: literature review and some empirical results for Canada (Bank of Canada Working Paper 2000-3, 2000).
- Boskin, Michael J. 1988. Tax policy and economic growth: lessons from the 1980s. *Journal of Economic Perspectives*: vol 2 (Fall). Quoted in Roger S. Smith, Factors affecting saving, policy tools and tax reforms : a review (*IMF Staff Papers* 37, 1990).
- Bovenberg, A. Lans. 1988. Private saving: measurement and analysis of recent trends. Unpublished. Washington: International Monetary Fund. Quoted in Roger S. Smith, Factors affecting saving, policy tools and tax reforms : a review (*IMF Staff Papers* 37, 1990).
- Breitung, Jörg. 2000. The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data. in B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Amsterdam: JAI Press: p. 161–178.
- Daly, M. 1983. Some microeconomic evidence concerning the effect of the Canada Pension Plan on personal saving. *Economica* 50: 63–69. Quoted in Bérubé and Côté, Long-term determinants of the personal savings rate: literature review and some empirical results for Canada (Bank of Canada Working Paper 2000-3, 2000).
- Denny, M. and S. A. Rea, Jr. 1979. Pensions and saving in Canada. In *Social Security Versus Private Saving*, Volume 1, edited by G. M. Von Furstenberg. Cambridge, MA: Ballinger. Quoted in Bérubé and Côté, Long-term determinants of the personal savings rate: literature review and some empirical results for Canada (Bank of Canada Working Paper 2000-3, 2000).
- Dicks-Mireaux, L. and M. King. 1984. Pension wealth and household savings: tests of robustness.” *Journal of Public Economics* 23: 115–139. Quoted in Bérubé and Côté, Long-term determinants of the personal savings rate: literature review and some empirical results for Canada (Bank of Canada Working Paper 2000-3, 2000).
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin . 2003. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics* 115: 53–74.
- Johansen, Søren. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian

Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59: 1551–1580.

Johansen, Søren. 1995. Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford: Oxford University Press.

Lardic, Sandrine and Valérie Mignon. 2002. *Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Paris: Economica.

Levin, A., C. F. Lin, and C. Chu. 2002. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics* 108: 1–24.

Mackinnon, James G. 1996. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics* 11: 601-618.

Newey, Whitney K. and Kenneth D. West. 1987. A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55 (issue 3): 703-708

Park, Joon Y. 1992. Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica* 60: 119-143

Perron, P. 1989. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57(6): 1361-1401.

Perron, P. and T.J. Vogelsang. 1993. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis: Erratum. *Econometrica* 61(1): 248-249.

Phillips, Peter C. B. and Bruce E. Hansen. 1990. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economics Studies* 57: 99-125.

Saikkonen, Pentti. 1992. Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric Theory* 8: 1-27.

Smith, Roger S. 1990. Factors affecting saving, policy tools and tax reforms : a review. *IMF Staff Papers* 37: 1 – 70

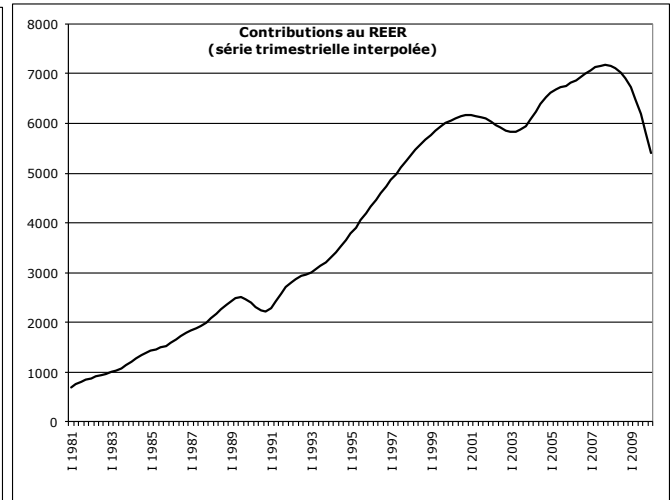
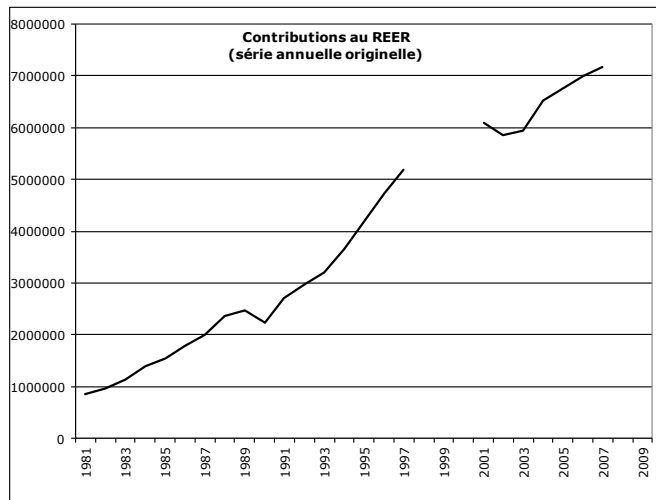
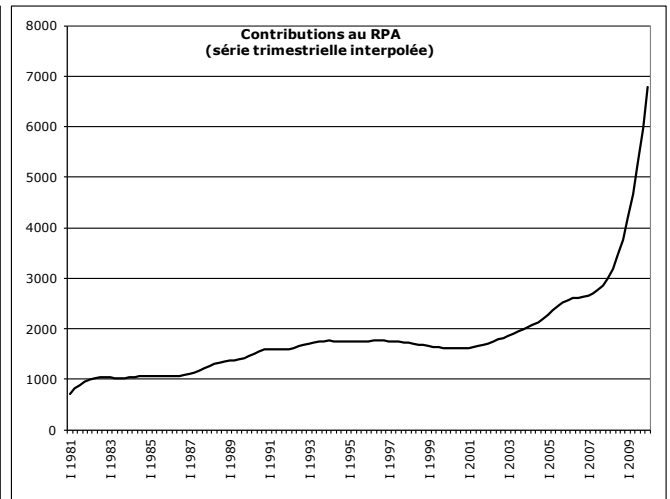
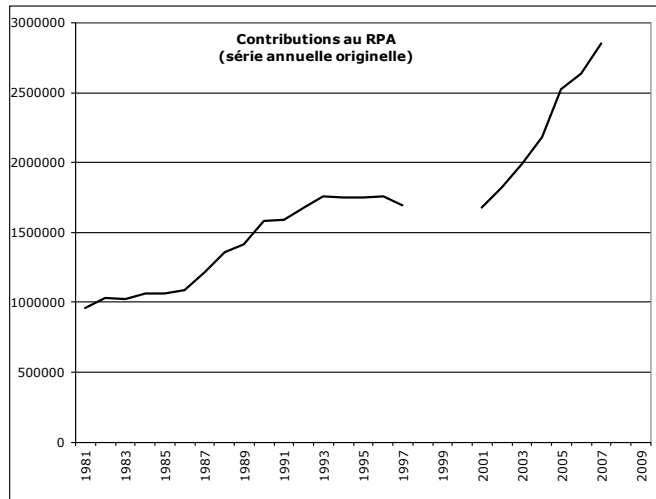
Stock, James H. and Mark W. Watson. 1993. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* 61 (No. 4): 783-820 (July)

Stock, James H. and Mark W. Watson. 2007. *Introduction to econometrics*. 2nd ed. Boston: Pearson Education.

Vogelsang, T.J. and P. Perron. 1998. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review* 39(4): 1073-1100.

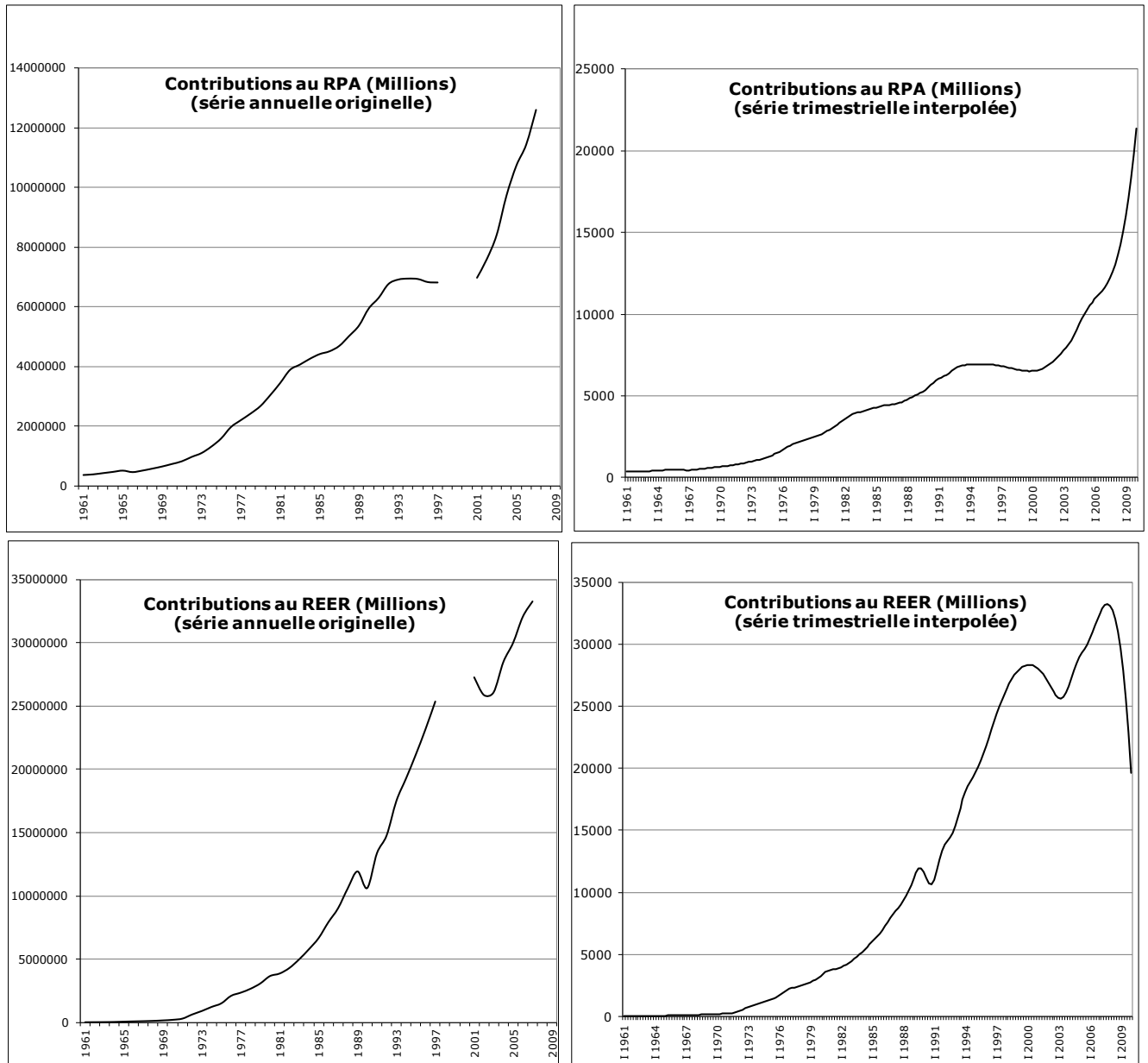
ANNEXE A: séries originelles vs. versions interpolées

QUÉBEC 1981 à 2010



ANNEXE A: séries originelles vs. versions interpolées

CANADA 1981 à 2010



ANNEXE B: Valeurs critiques de Dickey-Fuller pour les tests de racine unitaire

Tableau B.1 : Valeurs critiques de Dickey-Fuller ($\rho=1$)

T	1 %	5 %	10 %
Modèle (1)			
100	-2,60	-1,95	-1,61
250	-2,58	-1,95	-1,62
500	-2,58	-1,95	-1,62
∞	-2,58	-1,95	-1,62
Modèle (2)			
100	-3,51	-2,89	-2,58
250	-3,46	-2,88	-2,57
500	-3,44	-2,87	-2,57
∞	-3,43	-2,86	-2,57
Modèle (3)			
100	-4,04	-3,45	-3,15
250	-3,99	-3,43	-3,13
500	-3,98	-3,42	-3,13
∞	-3,96	-3,41	-3,12

Tableau B.2 : Valeurs critiques de Dickey-Fuller, pour la constante et la tendance

T	Modèle (2)			Modèle (3)					
	Constante			Constante			Tendance		
	1 %	5 %	10 %	1 %	5 %	10 %	1 %	5 %	10 %
100	3,22	2,54	2,17	3,78	3,11	2,73	3,53	2,79	2,38
250	3,19	2,53	2,16	3,74	3,09	2,73	3,49	2,79	2,38
500	3,18	2,52	2,16	3,72	3,08	2,72	3,48	2,78	2,38
∞	3,18	2,52	2,16	3,71	3,08	2,72	3,46	2,78	2,38

Note: Tableau B.1 et B.2 sont extraits de Lardic et Mignon (2002, tableaux 5.1 et 5.2, p. 137).

ANNEXE C: Valeurs critiques pour les tests de racine unitaire de Vogelsang et Perron

Tableau C.1 : Valeurs critiques asymptotiques pour les tests de racine unitaire avec la date de rupture connue

T_B/T	Modèle 1				Modèle 2				Modèle 3			
	1 %	2.5 %	5 %	10 %	1 %	2.5 %	5 %	10 %	1 %	2.5 %	5 %	10 %
0.1	-4,30	-3,93	-3,68	-3,40	-4,38	-4,01	-3,75	-3,45	-4,15	-3,81	-3,52	-3,23
0.2	-4,39	-4,08	-3,77	-3,47	-4,65	-4,32	-3,99	-3,66	-4,34	-4,01	-3,72	-3,41
0.3	-4,39	-4,03	-3,76	-3,46	-4,78	-4,46	-4,17	-3,87	-4,41	-4,14	-3,85	-3,54
0.4	-4,34	-3,77	-3,72	-3,44	-4,81	-4,48	-4,22	-3,95	-4,48	-4,15	-3,91	-3,61
0.5	-4,32	-3,47	-3,76	-3,46	-4,90	-4,53	-4,34	-3,96	-4,49	-4,17	-3,93	-3,65
0.6	-4,45	-1,45	-3,76	-3,47	-4,88	-4,49	-4,24	-3,95	-4,50	-4,18	-3,94	-3,65
0.7	-4,42	-1,14	-3,80	-3,51	-4,75	-4,44	-4,18	-3,86	-4,49	-4,13	-3,89	-3,60
0.8	-4,33	-0,9	-3,75	-3,46	-4,7	-4,31	-4,04	-3,69	-4,41	-4,09	-3,83	-3,55
0.9	-4,27	-0,54	-3,69	-3,38	-4,41	-4,1	-3,8	-3,46	-4,29	-3,95	-3,72	-3,42

Note: Les valeurs critiques pour les Modèles 1 et 2 proviennent du Tableau IV.B et VI.B respectivement de Perron(1989), et pour le Modèle 3 du Tableau II de Perron et Vogelsang (1993).

ANNEXE D : Valeurs critiques de Engle-Granger ADF pour les tests de cointégration

Échantillon	Nombre de Régresseurs I(1)	10 %	5 %
100	2	-3,0874	-3,3980
	3	-3,5143	-3,8271
	4	-3,8946	-4,2095
	5	-4,2394	-4,5572
	6	-4,5573	-4,8779
	7	-4,8548	-5,1786
	8	-5,1347	-5,4613
	9	-5,4011	-5,7313
	10	-5,6559	-5,9901
200	3	-3,4829	-3,7833
	4	-3,8524	-4,1527
	5	-4,1853	-4,4857
	6	-4,4911	-4,7920
	7	-4,7755	-5,0774
	8	-5,0422	-5,3447
	9	-5,2949	-5,5984
	10	-5,5357	-5,8409

Note : Ces valeurs critiques proviennent du programme développé par James MacKinnon (MacKinnon, 1996) disponible sur le siteweb <http://econ.queensu.ca/faculty/mackinnon/>.

ANNEXE E : Les résultats du test de cointégration de Johansen

Spécification : taux d'épargne personnel – estimation (1) : toutes les variables explicatives

Canada – 1981T1 à 2010T1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,620442	579,9322	285,1425	0,0000
At most 1 *	0,601619	469,4950	239,2354	0,0000
At most 2 *	0,557982	364,5756	197,3709	0,0000
At most 3 *	0,457377	271,5054	159,5297	0,0000
At most 4 *	0,403069	201,8125	125,6154	0,0000
At most 5 *	0,323070	142,9938	95,75366	0,0000
At most 6 *	0,282985	98,51243	69,81889	0,0001
At most 7 *	0,222365	60,58928	47,85613	0,0021
At most 8 *	0,178526	31,91851	29,79707	0,0281
At most 9	0,077676	9,499818	15,49471	0,3212
At most 10	0,002470	0,281983	3,841466	0,5954

Trace test indicates **9 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,620442	110,4371	70,53513	0,0000
At most 1 *	0,601619	104,9195	64,50472	0,0000
At most 2 *	0,557982	93,07018	58,43354	0,0000
At most 3 *	0,457377	69,69284	52,36261	0,0004
At most 4 *	0,403069	58,81870	46,23142	0,0015
At most 5 *	0,323070	44,48141	40,07757	0,0150
At most 6 *	0,282985	37,92315	33,87687	0,0155
At most 7 *	0,222365	28,67077	27,58434	0,0362
At most 8 *	0,178526	22,41869	21,13162	0,0328
At most 9	0,077676	9,217835	14,26460	0,2685
At most 10	0,002470	0,281983	3,841466	0,5954

Max-eigenvalue test indicates **9 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Notes : VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Québec – 1981T1 à 2010T1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,684531	641,4753	285,1425	0,0000
At most 1 *	0,666280	511,1078	239,2354	0,0000
At most 2 *	0,561069	387,0956	197,3709	0,0000
At most 3 *	0,542934	294,0500	159,5297	0,0000
At most 4 *	0,425086	205,5793	125,6154	0,0000
At most 5 *	0,287135	143,0299	95,75366	0,0000
At most 6 *	0,261248	104,7835	69,81889	0,0000
At most 7 *	0,246989	70,56781	47,85613	0,0001
At most 8 *	0,196059	38,51253	29,79707	0,0039
At most 9	0,108605	13,85267	15,49471	0,0871
At most 10	0,007593	0,861274	3,841466	0,3534

Trace test indicates **9 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,684531	130,3676	70,53513	0,0000
At most 1 *	0,666280	124,0122	64,50472	0,0000
At most 2 *	0,561069	93,04555	58,43354	0,0000
At most 3 *	0,542934	88,47072	52,36261	0,0000
At most 4 *	0,425086	62,54945	46,23142	0,0005
At most 5	0,287135	38,24641	40,07757	0,0792
At most 6 *	0,261248	34,21565	33,87687	0,0456
At most 7 *	0,246989	32,05528	27,58434	0,0124
At most 8 *	0,196059	24,65986	21,13162	0,0153
At most 9	0,108605	12,99140	14,26460	0,0787
At most 10	0,007593	0,861274	3,841466	0,3534

Max-eigenvalue test indicates **5 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0,05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Notes : VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Spécification : taux d'épargne personnel – estimation (3) : sans les deux variables démographiques

Canada – 1981T1 à 2010T1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05 Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic		
None *	0,585035	353,4949	197,3709	0,0000
At most 1 *	0,475786	253,2250	159,5297	0,0000
At most 2 *	0,390440	179,5975	125,6154	0,0000
At most 3 *	0,343697	123,1654	95,75366	0,0002
At most 4 *	0,194551	75,15628	69,81889	0,0176
At most 5 *	0,181056	50,49170	47,85613	0,0277
At most 6	0,102447	27,72140	29,79707	0,0852
At most 7	0,068626	15,39989	15,49471	0,0517
At most 8 *	0,061988	7,295107	3,841466	0,0069

Trace test indicates **6 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max- Eigen	0.05 Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic		
None *	0,585035	100,2699	58,43354	0,0000
At most 1 *	0,475786	73,62752	52,36261	0,0001
At most 2 *	0,390440	56,43209	46,23142	0,0030
At most 3 *	0,343697	48,00913	40,07757	0,0052
At most 4	0,194551	24,66458	33,87687	0,4081
At most 5	0,181056	22,77030	27,58434	0,1835
At most 6	0,102447	12,32151	21,13162	0,5162
At most 7	0,068626	8,104779	14,26460	0,3682
At most 8 *	0,061988	7,295107	3,841466	0,0069

Max-eigenvalue test indicates **4 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Notes :

VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Québec – 1981T1 à 2010T1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05 Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic		
None *	0,523422	323,1365	197,3709	0,0000
At most 1 *	0,421183	239,3895	159,5297	0,0000
At most 2 *	0,396765	177,6046	125,6154	0,0000
At most 3 *	0,326238	120,4889	95,75366	0,0004
At most 4 *	0,232602	75,86767	69,81889	0,0152
At most 5	0,131848	45,95095	47,85613	0,0747
At most 6 *	0,124801	29,97409	29,79707	0,0477
At most 7	0,074197	14,91074	15,49471	0,0611
At most 8 *	0,053382	6,199183	3,841466	0,0128

Trace test indicates **5 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max- Eigen	0.05 Critical Value	Prob.**
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic		
None *	0,523422	83,74704	58,43354	0,0000
At most 1 *	0,421183	61,78493	52,36261	0,0042
At most 2 *	0,396765	57,11568	46,23142	0,0024
At most 3 *	0,326238	44,62123	40,07757	0,0144
At most 4	0,232602	29,91672	33,87687	0,1382
At most 5	0,131848	15,97686	27,58434	0,6678
At most 6	0,124801	15,06335	21,13162	0,2845
At most 7	0,074197	8,711558	14,26460	0,3109
At most 8 *	0,053382	6,199183	3,841466	0,0128

Max-eigenvalue test indicates **4 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Notes :

VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Spécification : taux d'épargne personnel – estimation (4) : seulement avec variables I(0) et I(1)

Canada – 1981T1 à 2010T1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,399120	185,7390	125,6154	0,0000
At most 1 *	0,331764	127,6720	95,75366	0,0001
At most 2 *	0,236149	81,71705	69,81889	0,0042
At most 3 *	0,190309	51,00741	47,85613	0,0245
At most 4	0,145155	26,94176	29,79707	0,1031
At most 5	0,073353	9,062496	15,49471	0,3596
At most 6	0,003308	0,377696	3,841466	0,5388

Trace test indicates **4 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,399120	58,06700	46,23142	0,0018
At most 1 *	0,331764	45,95496	40,07757	0,0097
At most 2	0,236149	30,70964	33,87687	0,1141
At most 3	0,190309	24,06566	27,58434	0,1325
At most 4	0,145155	17,87926	21,13162	0,1344
At most 5	0,073353	8,684800	14,26460	0,3133
At most 6	0,003308	0,377696	3,841466	0,5388

Max-eigenvalue test indicates **2 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Notes :

VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Québec – 1981T1 à 2010T1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,394055	152,7887	125,6154	0,0004
At most 1 *	0,265124	96,17952	95,75366	0,0467
At most 2	0,182474	61,36951	69,81889	0,1957
At most 3	0,127165	38,60315	47,85613	0,2764
At most 4	0,112436	23,23422	29,79707	0,2347
At most 5	0,065655	9,756241	15,49471	0,3000
At most 6	0,018260	2,082434	3,841466	0,1490

Trace test indicates **2 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,394055	56,60921	46,23142	0,0028
At most 1	0,265124	34,81001	40,07757	0,1741
At most 2	0,182474	22,76636	33,87687	0,5484
At most 3	0,127165	15,36893	27,58434	0,7185
At most 4	0,112436	13,47798	21,13162	0,4093
At most 5	0,065655	7,673807	14,26460	0,4128
At most 6	0,018260	2,082434	3,841466	0,1490

Max-eigenvalue test indicates **1 cointegrating eqn(s)** at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Notes :

VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Spécification : taux d'épargne personnel – estimation de la session 0

Canada – 1981T1 à 2010T1

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0,486309	243,1656	156,00	168,36
At most 1 **	0,342300	167,2265	124,24	133,57
At most 2 **	0,326456	119,4597	94,15	103,18
At most 3 *	0,195159	74,40671	68,52	76,07
At most 4 *	0,169745	49,65609	47,21	54,46
At most 5	0,128339	28,44954	29,68	35,65
At most 6	0,079364	12,79104	15,41	20,04
At most 7	0,029080	3,364285	3,76	6,65

Trace test indicates **5** cointegrating equation(s) at the **5 % level**

Trace test indicates **3** cointegrating equation(s) at the **1 % level**

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5 %(1 %) level

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0,486309	75,93912	51,42	57,69
At most 1 *	0,342300	47,76671	45,28	51,57
At most 2 *	0,326456	45,05303	39,37	45,10
At most 3	0,195159	24,75062	33,46	38,77
At most 4	0,169745	21,20656	27,07	32,24
At most 5	0,128339	15,65850	20,97	25,52
At most 6	0,079364	9,426754	14,07	18,63
At most 7	0,029080	3,364285	3,76	6,65

Max-eigenvalue test indicates **3** cointegrating equation(s) at the **5 % level**

Max-eigenvalue test indicates **1** cointegrating equation(s) at the **1 % level**

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5 %(1 %) level

Notes :

VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Québec – 1981T1 à 2010T1

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0,512609	249,0043	156,00	168,36
At most 1 **	0,439373	167,0737	124,24	133,57
At most 2 *	0,256406	101,1019	94,15	103,18
At most 3	0,222767	67,32829	68,52	76,07
At most 4	0,137912	38,59854	47,21	54,46
At most 5	0,104586	21,68118	29,68	35,65
At most 6	0,040836	9,087713	15,41	20,04
At most 7 *	0,037310	4,334719	3,76	6,65

Trace test indicates **3** cointegrating equation(s) at the **5 % level**

Trace test indicates **2** cointegrating equation(s) at the **1 % level**

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5 %(1 %) level

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0,512609	81,93058	51,42	57,69
At most 1 **	0,439373	65,97183	45,28	51,57
At most 2	0,256406	33,77360	39,37	45,10
At most 3	0,222767	28,72976	33,46	38,77
At most 4	0,137912	16,91735	27,07	32,24
At most 5	0,104586	12,59347	20,97	25,52
At most 6	0,040836	4,752994	14,07	18,63
At most 7 *	0,037310	4,334719	3,76	6,65

Max-eigenvalue test indicates **2** cointegrating equation(s) at both **5 % and 1 % levels**

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5 %(1 %) level

Notes :

VECM Specification 3 (intercept in CE and VAR)

Lags interval (in first differences): 1 to 2

ANNEXE F: Les résultats complets du modèle à correction d'erreur de Johansen

Canada 1981Q1 à 2010Q1 – 1 relation de cointégration

Vector Error Correction Estimates	
Included observations: 114 after adjustments	
Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegration Restrictions:	
B(1,1)=1, B(1,8)=0	
Convergence achieved after 15 iterations.	
Restrictions identify all cointegrating vectors	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	0,277090
Probability	0,598615
Cointegrating Eq: CointEq1	
PSR(-1)	1,000000
NW_RT(-1)	0,062923 (0,01353) [4,65118]
CRD_RT(-1)	-0,077701 (0,07161) [-1,08512]
HYPO_RT(-1)	-0,103446 (0,02870) [-3,60404]
RRSP_RT(-1)	1,388407 (0,30511) [4,55052]
FWORK_SA(-1)	0,604717 (0,09721) [6,22090]
R_REAL(-1)	-0,814059 (0,08490) [-9,58815]
INF(-1)	0,000000
C	-65,94007

Error Correction:	D(PSR)	D(NW_RT)	D(CRD_RT)	D(HYPO_RT)	D(RRSP_RT)	D(FWORK_SA)	D(R_REAL)	D(INF)
CointEq1	-0,437362 (0,12476) [-3,50556]	2,472702 (0,55969) [4,41800]	0,094842 (0,04605) [2,05953]	0,326080 (0,07683) [4,24416]	0,010444 (0,00430) [2,43074]	-0,042526 (0,02415) [-1,76066]	0,201808 (0,10555) [1,91199]	-0,417843 (0,07929) [-5,26991]
D(PSR(-1))	0,154375 (0,18536) [0,83284]	-0,994425 (0,83153) [-1,19589]	-0,030994 (0,06842) [-0,45301]	-0,273007 (0,11415) [-2,39171]	-0,003529 (0,00638) [-0,55279]	-0,004188 (0,03589) [-0,11671]	-0,123089 (0,15681) [-0,78494]	0,178556 (0,11780) [1,51576]
D(PSR(-2))	0,055144 (0,18381) [0,30000]	0,246009 (0,82460) [0,29834]	0,045145 (0,06785) [0,66540]	0,098044 (0,11320) [0,86615]	-6,32E-06 (0,00633) [-0,00100]	-0,041474 (0,03559) [-1,16546]	0,295463 (0,15551) [1,90001]	0,109454 (0,11682) [0,93698]
D(NW_RT(-1))	0,055987 (0,06200) [0,90307]	-0,161569 (0,27812) [-0,58093]	-0,030006 (0,02288) [-1,31127]	-0,132224 (0,03818) [-3,46331]	-0,008454 (0,00214) [-3,95954]	0,002256 (0,01200) [0,18796]	-0,065119 (0,05245) [-1,24157]	0,038449 (0,03940) [0,97585]
D(NW_RT(-2))	0,098957 (0,06626) [1,49341]	-0,405278 (0,29726) [-1,36340]	-0,022950 (0,02446) [-0,93836]	-0,042288 (0,04081) [-1,03634]	5,47E-05 (0,00228) [0,02397]	0,001925 (0,01283) [0,15004]	0,126031 (0,05606) [2,24824]	-0,035319 (0,04211) [-0,83871]
D(CRD_RT(-1))	-0,691322 (0,45181) [-1,53012]	-0,302176 (2,02682) [-0,14909]	0,469815 (0,16676) [2,81725]	0,137501 (0,27823) [0,49420]	-0,026374 (0,01556) [-1,69499]	0,132258 (0,08747) [1,51206]	-0,007593 (0,38223) [-0,01986]	-0,113341 (0,28713) [-0,39474]
D(CRD_RT(-2))	-0,084532 (0,46743) [-0,18084]	3,386004 (2,09689) [1,61478]	0,373678 (0,17253) [2,16589]	0,368509 (0,28785) [1,28023]	0,025074 (0,01610) [1,55761]	-0,233005 (0,09049) [-2,57485]	0,348013 (0,39544) [0,88007]	-0,313404 (0,29706) [-1,05503]
D(HYPO_RT(-1))	0,107632 (0,33258) [0,32363]	-0,207432 (1,49197) [-0,13903]	0,045728 (0,12276) [0,37251]	0,718724 (0,20481) [3,50927]	-0,008970 (0,01145) [-0,78318]	-0,063093 (0,06439) [-0,97991]	0,776887 (0,28136) [2,76117]	-0,368844 (0,21136) [-1,74510]
D(HYPO_RT(-2))	-0,085458 (0,33094) [-0,25823]	0,513518 (1,48461) [0,34589]	0,032824 (0,12215) [0,26871]	0,193383 (0,20380) [0,94890]	0,009642 (0,01140) [0,84598]	0,042039 (0,06407) [0,65615]	-0,627170 (0,27997) [-2,24010]	0,373188 (0,21032) [1,77439]
D(RRSP_RT(-1))	3,110338 (4,30482) [0,72252]	0,109290 (19,3115) [0,00566]	-0,853680 (1,58892) [-0,53727]	-1,528610 (2,65096) [-0,57662]	1,590383 (0,14825) [10,7274]	-0,320212 (0,83340) [-0,38422]	-3,124472 (3,64185) [-0,85793]	-0,592266 (2,73578) [-0,21649]
D(RRSP_RT(-2))	-6,246505 (4,47727) [-1,39516]	20,08911 (20,0852) [1,00020]	1,418843 (1,65257) [0,85857]	3,485682 (2,75716) [1,26423]	-0,532786 (0,15419) [-3,45531]	-0,081725 (0,86679) [-0,09428]	5,076272 (3,78774) [1,34018]	-0,941808 (2,84537) [-0,33100]
D(FWORK_SA(-1))	-0,432621 (0,50417) [-0,85808]	-0,077732 (2,26173) [-0,03437]	-0,052014 (0,18609) [-0,27951]	-0,108050 (0,31048) [-0,34801]	0,018570 (0,01736) [1,06952]	0,197295 (0,09761) [2,02133]	-0,399176 (0,42653) [-0,93588]	0,317993 (0,32041) [0,99246]
D(FWORK_SA(-2))	0,010394 (0,50978)	-1,497875 (2,28688)	-0,076024 (0,18816)	-0,072304 (0,31393)	-0,019483 (0,01756)	0,197294 (0,09869)	0,618130 (0,43127)	-0,249469 (0,32397)

	[0,02039]	[-0,65499]	[-0,40404]	[-0,23032]	[-1,10977]	[1,99909]	[1,43328]	[-0,77003]
D(R_REAL(-1))	-0,055227 (0,16723) [-0,33024]	0,805762 (0,75020) [1,07407]	-0,032006 (0,06173) [-0,51853]	-0,059785 (0,10298) [-0,58054]	0,000647 (0,00576) [0,11232]	-0,003310 (0,03238) [-0,10223]	0,084884 (0,14148) [0,59999]	-0,252248 (0,10628) [-2,37350]
D(R_REAL(-2))	-0,070593 (0,16256) [-0,43426]	0,351804 (0,72925) [0,48242]	0,007470 (0,06000) [0,12450]	0,066222 (0,10011) [0,66151]	0,001042 (0,00560) [0,18611]	-0,034590 (0,03147) [-1,09910]	0,019664 (0,13753) [0,14299]	-0,303723 (0,10331) [-2,93993]
D(INF(-1))	-0,104044 (0,20222) [-0,51452]	1,167938 (0,90714) [1,28749]	-0,013635 (0,07464) [-0,18268]	-0,020459 (0,12453) [-0,16429]	0,006870 (0,00696) [0,98649]	-0,029919 (0,03915) [-0,76426]	-0,121782 (0,17107) [-0,71187]	0,002785 (0,12851) [0,02167]
D(INF(-2))	0,137004 (0,19755) [0,69350]	0,227329 (0,88623) [0,25651]	0,008168 (0,07292) [0,11202]	0,060202 (0,12166) [0,49486]	-0,003190 (0,00680) [-0,46894]	-0,022120 (0,03825) [-0,57836]	0,079495 (0,16713) [0,47565]	-0,280428 (0,12555) [-2,23362]
C	-0,088322 (0,15199) [-0,58110]	1,428719 (0,68184) [2,09540]	0,087062 (0,05610) [1,55190]	0,181028 (0,09360) [1,93410]	0,010325 (0,00523) [1,97258]	0,072113 (0,02943) [2,45073]	-0,317038 (0,12858) [-2,46562]	0,007854 (0,09659) [0,08131]
R-squared	0,243403	0,330243	0,340695	0,529675	0,891815	0,265128	0,327835	0,428341
Adj. R-squared	0,109422	0,211640	0,223943	0,446389	0,872658	0,134994	0,208805	0,327110
Sum sq. resids	81,83046	1646,794	11,14835	31,03211	0,097056	3,067002	58,56654	33,04959
S.E. equation	0,923255	4,141751	0,340776	0,568552	0,031796	0,178740	0,781069	0,586742
F-statistic	1,816698	2,784447	2,918107	6,359668	46,55132	2,037350	2,754234	4,231312
Log likelihood	-142,8607	-313,9710	-29,23928	-87,59196	241,1552	44,32438	-123,7950	-91,18220
Akaike AIC	2,822118	5,824053	0,828759	1,852491	-3,915004	-0,461831	2,487632	1,915477
Schwarz SC	3,254149	6,256085	1,260791	2,284522	-3,482972	-0,029800	2,919663	2,347509
Mean dependent	-0,129712	1,390616	0,227937	0,512786	0,003630	0,091275	-0,041617	-0,091711
S.D. dependent	0,978331	4,664679	0,386832	0,764131	0,089102	0,192182	0,878107	0,715279
Determinant resid covariance								
(dof adj.)	1,79E-08							
Determinant resid covariance	4,52E-09							
Log likelihood	-198,7860							
Akaike information criterion	6,154141							
Schwarz criterion	9,802405							

Québec 1981Q1 à 2010Q1 – 2 relations de cointégration

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1981Q4 2010Q1

Included observations: 114 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, B(1,8)=0, B(2,8)=0, B(2,1)=0, B(2,5)=1

Convergence achieved after 36 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 2):

Chi-square(2) 0,249441

Probability 0,882744

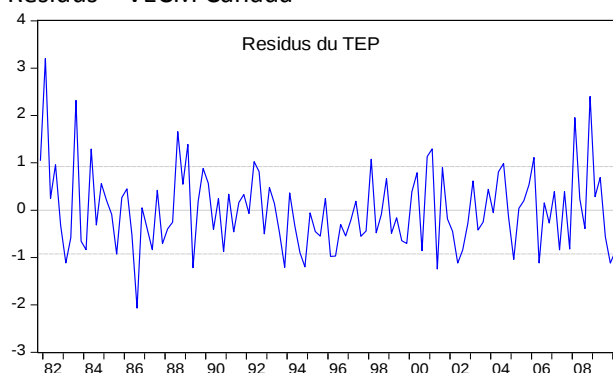
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2						
PSR(-1)	1,000000	0,000000						
NW_RT(-1)	-0,200964	-0,065687						
CRD_RT(-1)	2,086214	0,676493						
HYPO_RT(-1)	0,118446	0,024860						
RRSP_RT(-1)	6,387158	1,000000						
FWORK_SA(-1)	-0,155553	0,112219						
R_REAL(-1)	-1,384458	-0,095107						
INF(-1)	0,000000	0,000000						
C	28,73392	6,206378						
Error Correction:	D(PSR)	D(NW_RT)	D(CRD_RT)	D(HYPO_RT)	D(RRSP_RT)	D(FWORK_SA)	D(R_REAL)	D(INF)
CointEq1	-0,140675 (0,07943) [-1,77113]	0,777120 (0,38616) [2,01245]	0,017522 (0,01998) [0,87700]	0,022456 (0,05239) [0,42859]	0,004498 (0,00278) [1,61567]	-0,027236 (0,02667) [-1,02120]	0,201699 (0,05964) [3,38192]	-0,312913 (0,04445) [-7,03910]
CointEq2	0,406325 (0,27199) [1,49390]	-0,631364 (1,32236) [-0,47745]	0,001529 (0,06842) [0,02234]	0,199241 (0,17942) [1,11046]	-0,010580 (0,00953) [-1,10982]	-0,124709 (0,09133) [-1,36545]	-0,827205 (0,20423) [-4,05029]	0,880913 (0,15223) [5,78681]
D(PSR(-1))	-0,056399 (0,16410) [-0,34368]	0,185041 (0,79784) [0,23193]	0,004993 (0,04128) [0,12094]	-0,099906 (0,10825) [-0,92289]	0,003246 (0,00575) [0,56430]	0,082287 (0,05510) [1,49328]	0,052831 (0,12322) [0,42874]	0,052323 (0,09185) [0,56968]
D(PSR(-2))	0,054307 (0,16905) [0,32124]	-0,215701 (0,82190) [-0,26244]	0,004148 (0,04253) [0,09755]	-0,017990 (0,11152) [-0,16132]	-0,000266 (0,00593) [-0,04490]	-0,001626 (0,05677) [-0,02864]	0,339023 (0,12694) [2,67076]	0,024902 (0,09462) [0,26319]

D(NW_RT(-1))	-0,047631 (0,07271) [-0,65512]	0,483681 (0,35348) [1,36834]	-0,039491 (0,01829) [-2,15927]	-0,035031 (0,04796) [-0,73040]	-0,005114 (0,00255) [-2,00706]	0,025611 (0,02441) [1,04903]	-0,046935 (0,05459) [-0,85971]	0,030945 (0,04069) [0,76046]
D(NW_RT(-2))	0,153375 (0,07438) [2,06217]	-0,579057 (0,36160) [-1,60138]	-0,000310 (0,01871) [-0,01659]	-0,063838 (0,04906) [-1,30116]	-0,000734 (0,00261) [-0,28160]	-0,025371 (0,02497) [-1,01587]	0,061181 (0,05585) [1,09550]	-0,006011 (0,04163) [-0,14440]
D(CRD_RT(-1))	0,876762 (0,98375) [0,89124]	-7,209633 (4,78280) [-1,50741]	1,081788 (0,24746) [4,37151]	-0,897997 (0,64894) [-1,38379]	-0,059940 (0,03448) [-1,73843]	-0,022163 (0,33034) [-0,06709]	-0,518346 (0,73869) [-0,70171]	0,015093 (0,55059) [0,02741]
D(CRD_RT(-2))	-1,071253 (0,88388) [-1,21199]	7,089723 (4,29723) [1,64983]	-0,287465 (0,22234) [-1,29291]	0,648502 (0,58306) [1,11224]	0,057233 (0,03098) [1,84748]	0,218235 (0,29680) [0,73530]	1,233977 (0,66369) [1,85926]	-0,682168 (0,49469) [-1,37898]
D(HYPO_RT(-1))	-0,051584 (0,37053) [-0,13921]	-1,124528 (1,80146) [-0,62423]	-0,057395 (0,09321) [-0,61577]	0,425004 (0,24443) [1,73878]	-0,007945 (0,01299) [-0,61180]	0,050288 (0,12442) [0,40417]	1,025843 (0,27823) [3,68705]	-0,591809 (0,20738) [-2,85373]
D(HYPO_RT(-2))	-0,160450 (0,35575) [-0,45101]	0,178332 (1,72961) [0,10311]	0,024363 (0,08949) [0,27224]	0,100821 (0,23468) [0,42962]	0,010317 (0,01247) [0,82742]	0,078244 (0,11946) [0,65498]	-0,130273 (0,26713) [-0,48767]	-0,021850 (0,19911) [-0,10974]
D(RRSP_RT(-1))	3,954228 (5,55255) [0,71215]	3,021312 (26,9954) [0,11192]	-0,771316 (1,39675) [-0,55222]	0,060765 (3,66280) [0,01659]	1,544326 (0,19461) [7,93546]	-4,210953 (1,86450) [-2,25849]	-2,778293 (4,16933) [-0,66636]	-0,390577 (3,10766) [-0,12568]
D(RRSP_RT(-2))	-5,409365 (5,65502) [-0,95656]	22,26370 (27,4935) [0,80978]	1,647633 (1,42252) [1,15825]	2,456307 (3,73039) [0,65846]	-0,532779 (0,19820) [-2,68806]	1,647683 (1,89891) [0,86770]	1,521997 (4,24627) [0,35843]	0,097597 (3,16500) [0,03084]
D(FWORK_SA(-1))	-0,291396 (0,29136) [-1,00012]	1,255680 (1,41654) [0,88644]	0,050553 (0,07329) [0,68975]	0,128508 (0,19220) [0,66862]	0,006729 (0,01021) [0,65897]	-0,124117 (0,09784) [-1,26861]	-0,235615 (0,21878) [-1,07695]	0,018822 (0,16307) [0,11543]
D(FWORK_SA(-2))	-0,050928 (0,28767) [-0,17703]	1,395090 (1,39860) [0,99749]	0,036360 (0,07236) [0,50246]	0,186501 (0,18977) [0,98279]	0,008797 (0,01008) [0,87250]	0,027772 (0,09660) [0,28750]	0,485201 (0,21601) [2,24621]	-0,402290 (0,16100) [-2,49862]
D(R_REAL(-1))	0,076846 (0,18043) [0,42591]	0,326302 (0,87720) [0,37198]	-0,007759 (0,04539) [-0,17096]	-0,163261 (0,11902) [-1,37170]	-0,003131 (0,00632) [-0,49505]	-0,044687 (0,06059) [-0,73758]	0,153348 (0,13548) [1,13188]	-0,279160 (0,10098) [-2,76445]
D(R_REAL(-2))	0,073277 (0,18426) [0,39768]	-0,046041 (0,89584) [-0,05139]	-0,019169 (0,04635) [-0,41357]	-0,101863 (0,12155) [-0,83804]	-0,000949 (0,00646) [-0,14688]	-0,089349 (0,06187) [-1,44407]	0,020977 (0,13836) [0,15162]	-0,249191 (0,10313) [-2,41634]
D(INF(-1))	0,032268 (0,21856) [0,14764]	0,124021 (1,06260) [0,11671]	-0,016680 (0,05498) [-0,30339]	-0,231060 (0,14418) [-1,60263]	-0,000846 (0,00766) [-0,11041]	0,001214 (0,07339) [0,01654]	-0,033673 (0,16411) [-0,20518]	-0,049233 (0,12232) [-0,40248]

D(INF(-2))	0,226059 (0,22256) [1,01571]	0,021817 (1,08205) [0,02016]	0,004657 (0,05599) [0,08319]	-0,073905 (0,14682) [-0,50339]	-0,001758 (0,00780) [-0,22531]	-0,029718 (0,07473) [-0,39765]	0,104627 (0,16712) [0,62607]	-0,258979 (0,12456) [-2,07909]
C	-0,126385 (0,19264) [-0,65608]	2,307222 (0,93656) [2,46351]	0,122121 (0,04846) [2,52015]	0,451149 (0,12707) [3,55026]	0,009249 (0,00675) [1,36994]	0,047793 (0,06469) [0,73885]	-0,683271 (0,14465) [-4,72368]	0,358901 (0,10781) [3,32886]
R-squared	0,179608	0,209553	0,474502	0,425607	0,799308	0,271824	0,366925	0,469931
Adj. R-squared	0,024165	0,059784	0,374934	0,316774	0,761282	0,133853	0,246974	0,369497
Sum sq. resids	97,83198	2312,463	6,190562	42,57179	0,120179	11,03115	55,16051	30,64513
S.E. equation	1,014796	4,933732	0,255272	0,669421	0,035567	0,340760	0,761995	0,567962
F-statistic	1,155462	1,399178	4,765609	3,910662	21,02012	1,970161	3,058961	4,678997
Log likelihood	-153,0410	-333,3216	4,291848	-105,6136	228,9742	-28,63692	-120,3798	-86,87669

ANNEXE G: Les résidus des modèles à correction d'erreur de Johansen

Résidus – VECM Canada



VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Sample: 1981Q1 2010Q1 Included observations: 114

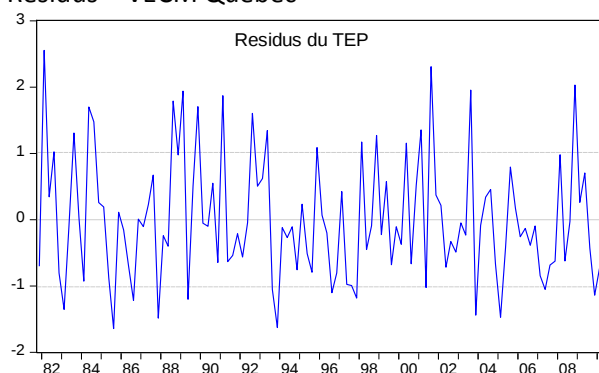
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	12,36415	NA*	12,47357	NA*	NA*
2	38,84299	NA*	39,42525	NA*	NA*
3	110,3736	0,7019	112,8891	0,6405	119
4	195,8385	0,2449	201,4618	0,1663	183
5	245,9786	0,5064	253,9019	0,3678	247
6	296,1586	0,7184	306,8697	0,5555	311
7	349,7593	0,8209	363,9770	0,6488	375
8	410,3434	0,8331	429,1335	0,6228	439
9	478,9227	0,7735	503,5910	0,4842	503
10	536,0557	0,8202	566,2176	0,5014	567
11	578,0926	0,9350	612,7438	0,6915	631
12	649,6528	0,8899	692,7229	0,5173	695
13	700,2118	0,9373	749,7895	0,5872	759
14	747,8956	0,9709	804,1490	0,6743	823
15	809,7630	0,9695	875,3903	0,6030	887
16	860,3798	0,9835	934,2710	0,6445	951
17	915,2246	0,9886	998,7278	0,6362	1015
18	961,5040	0,9955	1053,685	0,7036	1079
19	1020,170	0,9960	1124,084	0,6495	1143
20	1056,550	0,9993	1168,204	0,7837	1207

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Sample: 1981Q1 2010Q1, Included observations: 114

Lags	LM-Stat	Prob
1	70,30406	0,2748
2	88,36140	0,0235
3	82,58979	0,0589
4	95,93070	0,0060
5	56,96458	0,7213
6	57,56251	0,7019
7	58,64654	0,6656
8	63,10486	0,5082

Probs from chi-square with 64 df.

Résidus – VECM Québec



VEC Residual **Portmanteau** Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Sample: 1981Q1 2010Q1 Included observations: 114

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	26,15480	NA*	26,38626	NA*	NA*
2	57,72196	NA*	58,51712	NA*	NA*
3	109,9996	0,4821	112,2076	0,4236	110
4	210,5738	0,0305	216,4392	0,0159	174
5	256,0673	0,2009	264,0195	0,1186	238
6	307,6189	0,3996	318,4350	0,2470	302
7	365,6728	0,4950	380,2868	0,2926	366
8	425,9907	0,5455	445,1571	0,2968	430
9	487,9449	0,5684	512,4216	0,2742	494
10	556,5397	0,5095	587,6121	0,1864	558
11	609,7749	0,6293	646,5326	0,2403	622
12	666,2547	0,6985	709,6570	0,2580	686
13	721,7840	0,7644	772,3337	0,2782	750
14	757,9644	0,9200	813,5793	0,4976	814
15	816,6542	0,9310	881,1616	0,4636	878
16	870,6757	0,9527	944,0029	0,4755	942
17	926,2431	0,9650	1009,309	0,4647	1006
18	977,3764	0,9797	1070,030	0,4940	1070
19	1037,852	0,9805	1142,600	0,4230	1134
20	1091,975	0,9868	1208,239	0,4121	1198

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Sample: 1981Q1 2010Q1, Included observations: 114

Lags	LM-Stat	Prob
1	69,58790	0,2950
2	89,78824	0,0184
3	61,42268	0,5682
4	120,6235	0,0000
5	48,95241	0,9179
6	53,44452	0,8238
7	61,62088	0,5611
8	68,18073	0,3371

Probs from chi-square with 64 df.