

**Une analyse empirique du lien entre le secteur de l'énergie et le
taux de change réel des provinces canadiennes**

**Une approche par les abondances relatives
des facteurs énergétiques**

Par

Charles-Olivier COHEN

(COHC17057903)

Directeur de recherche

Benoît Perron

Université de Montréal

Session d'été 2004

Table des matières

Liste des tableaux.....	page 2
Résumé.....	page 3
Introduction.....	page 4
Informations pertinentes.....	page 6
Revue des études antérieures.....	page 11
Analyse théorique.....	page 19
Méthode économétrique.....	page 24
- Les données.....	page 25
- Test de racine unitaire.....	page 27
- Test de cointégration.....	page 31
- Les vecteurs de cointégration.....	page 34
- Terme de correction d'erreur et VECM.....	page 37
Analyse empirique.....	page 42
- Constatations générales.....	page 43
- Analyse par province.....	page 45
Conclusion.....	page 52
Bibliographie.....	page 54
Annexe des figures.....	page 56
Annexe : Sources des données.....	page 62

Listes des tableaux

Tableau 1 : *Production énergétique par province en pourcentage des exportations totales du Canada, pour les années 1990 et 2001.....page 9*

Tableau 2 : *Exportation énergétique par province en pourcentage des exportations totales du Canada, pour les années 1990 et 2001.....page 9*

Tableau 3 : *Test de Dickey-Fuller augmenté pour les taux de change réels des provinces canadiennes par rapport à l'Ontario, de janvier 1981 à mai 2002.....page 29*

Tableau 4 : *Test de Dickey-Fuller augmenté pour les variables explicatives désaisonnalisées, de janvier 1981 à mai 2002.....page 30*

Tableau 5 : *Test de Johansen, taux de change réels sur l'ensemble des variables explicatives, de janvier 1981 à mai 2002.....page 33*

Tableau 6 : *Résultats du modèle à correction d'erreur vectorielle, pour les 9 provinces et pour les horizons de 1, 6 et 12 mois, périodes de janvier 1981 à mai 2002.....pages 39 à 41*

Résumé

La présente étude reprend et vérifie les résultats empiriques obtenus dans plusieurs études antérieures concernant les liens existants entre le taux de change réel et les variations des prix des facteurs énergétiques, le tout appliqué au contexte simplificateur des échanges économiques interprovinciaux du Canada. Ce bien énergétique étant à la fois un bien échangeable et un facteur de production pour plusieurs autres biens, la théorie permet de croire qu'il influence directement les termes de l'échange entre provinces et, par le fait même, qu'il a un impact important sur les taux de change réels. À l'aide de données relatives à la production et l'exportation d'énergie par province, en parallèle avec des résultats estimés du modèle à correction d'erreurs vectorielles, il est démontré qu'il y a effectivement une relation entre les sensibilités du taux de change réel aux variations de prix et les abondances relatives de ressources énergétiques.

Introduction

Plusieurs économistes se sont penchés sur le problème de la prévision des taux de change. Pour l'analyser, ils ont choisi d'utiliser des approches très diverses s'intéressant, selon le cas, aux facteurs liés aux politiques monétaires, à la psychologie des marchés financiers ou aux facteurs économiques non monétaires. Plusieurs études s'attardent d'ailleurs sur ce dernier aspect. Elles fondent leurs hypothèses sur des théories qui établissent un lien entre le taux de change réel et les prix des biens échangeables ou non échangeables.

À cet égard, il semble aller de soi qu'un lien puisse être établi entre les prix de l'énergie et les taux de change réels. Cependant, ce facteur énergétique n'est pas un simple bien qui peut être considéré comme un bien échangeable ou non échangeable. Il est également un facteur de production important qui rentre dans les coûts de plusieurs autres biens, influençant ainsi, d'une seconde façon, le taux de change réel à long terme.

Chaque type de source d'énergie a des caractéristiques qui lui sont propres. Par exemple, le pétrole est facilement exportable et son prix est très volatile alors que l'électricité, au contraire, s'exporte moins bien et son prix demeure stable. Ce sont des facteurs de production bien différents et ils ont une influence bien particulière sur la production et le taux de change réel des régions différemment dotées de ces ressources énergétiques.

À cet égard, l'étude de la situation des provinces canadiennes est fort intéressante. Le Canada est un pays exportateur net d'énergie. Chaque province semble être relativement bien dotée de différentes sources d'énergie. Il est, dès lors, approprié d'étudier le problème de la sensibilité du taux de change réel au niveau des prix des facteurs énergétiques dans le cadre canadien. Les résultats d'une telle étude pourront éventuellement être utiles à des analyses similaires portant sur d'autres régions et pays.

Dans cet exposé, nous tenterons donc de répondre à la question suivante :

L'effet de la variation des prix de l'énergie sur les taux de change réels à long terme est-il différent pour chacune des provinces canadiennes? Dans l'affirmative, ces diverses sensibilités sont-elles influencées par l'abondance relative des facteurs énergétiques?

Pour y répondre, nous commencerons par brosser le portrait énergétique des provinces canadiennes. Deuxièmement, nous ferons un bref survol de la méthodologie et des conclusions de diverses études empiriques ayant notamment porté sur la relation entre les prix du pétrole et les taux de change Canada/États-Unis. Une troisième partie effectuera une revue des modèles théoriques permettant une meilleure compréhension des processus par lesquels le taux de change réel peut être affecté par les prix des biens et des facteurs de production. Quatrièmement, nous développerons l'approche économétrique à l'aide de laquelle nous entendons vérifier si les résultats escomptés se sont réalisés. Enfin, nous présenterons les résultats obtenus par estimation empirique et l'analyse de ceux-ci nous permettra de vérifier si effectivement les provinces réagissent différemment aux chocs sur les prix de l'énergie et si cela correspond à ce que la théorie prévoyait.

Informations pertinentes

Dans cette première partie, nous mettrons en évidence des notions et des informations qui sont essentielles à la compréhension du problème. Nous y décrirons l'importance du taux de change réel en tant qu'indicateur économique; les motivations pour lesquelles l'étude porte sur les liens interprovinciaux; et les caractéristiques du secteur canadien de l'énergie.

Le taux de change réel peut formellement être défini comme un ratio des prix intérieurs aux prix étrangers en terme d'une monnaie commune. Plus simplement, dans le cas où le taux de change nominal serait une constante égale à une unité de monnaie domestique pour une unité de monnaie étrangère, on peut considérer le taux de change réel comme étant le prix relatif des biens domestiques par rapport aux biens étrangers. Une appréciation (dépréciation) du taux de change réel peut provenir de deux sources. Soit qu'elle s'explique par une appréciation (dépréciation) du taux de change nominal ou encore par une augmentation (diminution) des prix intérieurs par rapport aux prix étrangers.

Il existe plusieurs méthodes pour calculer le taux de change réel. Par exemple, il est possible de le faire pour plus de deux pays, c'est ce que l'on appelle le taux de change réel effectif¹ qui est multilatéral. Toutefois, dans le cadre de la présente étude, nous le calculerons avec la méthode plus usuelle, c'est-à-dire avec la définition du taux de change bilatéral entre deux provinces. Pour des fins de comparaison, nous effectuerons ce calcul pour toutes les provinces par rapport à une province de base qui sera l'Ontario. Les motivations de ce choix seront expliquées dans la section sur la méthode économétrique.

Mais quelle est la valeur du taux de change réel comme indicateur économique? Son utilité principale est d'être une mesure de la compétitivité relative d'un pays par rapport à un autre. Une appréciation réelle du taux de change réduit la compétitivité des exportations et augmente celle des importations. L'effet total d'une variation du taux de change sur la compétitivité d'un pays est donc relatif aux activités commerciales de celui-ci. De plus, les

¹ Hinkle, L.E., Montiel, P.J., "Exchange Rate Misalignment : Concepts and Measurement for Developing Countries", *World Bank Research Publication*, New York: *Oxford University Press*, 1999, 614 pages.

prévisions sur cet indicateur sont couramment utilisées par les banques centrales dans l'élaboration de politiques monétaires. En finance, ces prévisions sont également primordiales pour l'évaluation des risques de change sur les investissements étrangers, car investir sans protection dans un pays qui connaît une forte dépréciation n'est certes pas recommandé. Mais de façon générale, on peut dire que cet indicateur affecte la structure des échanges entre les différentes régions.

Pourquoi avoir choisit de faire cette étude sur les provinces canadiennes? Il est vrai que la plupart des études empiriques portent sur les relations entre pays mais en commerce international, ce qui est théoriquement bon pour des pays peut être également acceptable à plus petite échelle pour des régions ou, dans le cas présent, pour des provinces¹. Il est même avantageux de faire cette étude sur les liens interprovinciaux car plusieurs hypothèses simplificatrices, régulièrement utilisées dans les modèles théoriques, s'appliquent mieux dans ces circonstances, notamment en l'absence de barrières frontalières et dans un contexte où les coûts de transactions sont moins élevés. Il faut également ajouter que le commerce interprovincial est de quinze à vingt fois plus important que le commerce des provinces vers les états américains². Ces arguments permettent donc de justifier une étude sur le taux de change entre provinces d'un même pays.

Les caractéristiques du secteur de l'énergie canadien fournissent des informations pertinentes. Notons, tout d'abord, que le Canada est un producteur important d'énergie, bien qu'il ne soit pas en mesure d'influencer réellement les prix mondiaux. Il est un exportateur net d'énergie³. Cette industrie représente environ 6,2% du PIB réel canadien (données de Statistique Canada 2002). Cinquante-deux pour cent de sa production totale d'énergie est exportée, ce qui représente 14,2% de ses exportations. Plus de 90% de ses exportations sont destinées aux Etats-Unis. Seul le charbon n'est pas acheté en bloque par

¹ Voir Olhin (1934)

² Helliwell, John, *The Canadian Journal Of Economics*, Volume 29, Issue 3, Aug. 1996, 507-522.

Anderson, Michael A.; Smith, Stephen L.S, "Canadian Provinces in World Trade: Engagement and Detachment", *The Canadian Journal of Economics*, Volume 32, Issue 1, Feb 1999, 22-38.

³ Cameron, Rick; Curtis, John M.; Sydor, Aaron; Fisher, Sarah et Rao, Someshwar, "Tendances dans le secteur de l'énergie au Canada : Bulletin mensuel du commerce", *Ministère des Affaires étrangères et du Commerce international, et Industrie Canada*, Ottawa, Octobre 2002, 8 pages.

les américains à qui seulement 21% de ces exportations canadiennes sont destinées. Le Japon est le principal preneur avec 45% des exportations de charbon du Canada.

De plus, il existe des caractéristiques différentes pour chacune des sources d'énergie. En général, on considère que les combustibles fossiles comme le pétrole, le gaz naturel et le charbon sont assez facilement transportables et échangeables (entre 48% et 62% de la production de cette source d'énergie non renouvelable est exportée). Les prix de ces trois ressources varient beaucoup (voir Figures 2 à 4), le plus souvent à la hausse selon les chocs d'offres sur les marchés mondiaux et les décisions de l'OPEP dans le cas du pétrole. À l'inverse, les sources d'énergie électrique sont plus ardues à transporter et à échanger car à peine 12% de la production de cette source d'énergie renouvelable est exportée. Les prix de l'énergie électrique sont également beaucoup plus stables (voir Figures 5 et 6) que ceux des combustibles fossiles puisque le plus souvent déterminés par des contrats limités dans le temps et dans l'espace.

Le Canada étant un pays très vaste et bien doté en ressources naturelles, il n'est pas étonnant de constater que chaque province se soit spécialisée et échange différentes sources d'exploitation énergétique (voir les Tableaux 1 et 2 ci-dessous). Par exemple, en 2001, les exportations de pétrole brut au Canada sont dominées par l'Alberta (73,2% des exportations totales canadiennes) et par la Saskatchewan (22,2%). Pour le charbon, la Colombie-Britannique (79,6%) domine au chapitre des exportations suivit par l'Alberta (20,4%). Ces deux provinces se partagent la production de ce combustible à parts égales. L'industrie du gaz naturel est, tout comme celle du pétrole, dominée par l'Alberta (77,7% des exportations canadiennes). Pour l'électricité, il n'y a pas de telle domination. Mais, le Québec a une longueur d'avance avec 37,7% des exportations canadiennes. Le Manitoba suit (24%), puis la Colombie-Britannique (15,3%) et l'Ontario (13,2%).

Tableau 1								
Production énergétique par province en pourcentage des exportations totales du Canada, pour les années 1990 et 2001								
Province	Pétrole		Charbon		Gaz naturel		Électricité	
	1990	2001	1990	2001	1990	2001	1990	2001
Terre-Neuve Labrador	N.S.	6.4	N.S.	N.S.	N.S.	0.1	9.6	9.7
Ile-du-Prince-Édouard	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.
Nouvelle-Écosse	N.S.	0.4	5.8	1.7	N.S.	2.7	0.3	0.2
Nouveau-Brunswick	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	2.4	1.6
Québec	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	36.9	42.1
Ontario	0.3	0.2	N.S.	N.S.	0.4	0.2	27.5	24.9
Manitoba	0.8	0.5	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	5.5	8.2
Saskatchewan	12.7	19.3	8.4	11.1	6.3	4.4	1.2	0.6
Alberta	82.0	69.6	40.1	41.1	82.9	77.7	0.6	0.4
Colombie-Britannique	2.2	2.5	44.8	45.8	10.2	14.0	15.8	12.2

Source: Guide statistique de l'énergie, Statistique Canada
Notes: N.S. veut dire qu'il n'y en a pas ou que c'est non significatif.

Tableau 2								
Exportations énergétique par province en pourcentage des exportations totales du Canada, pour les années 1990 et 2001								
Province	Pétrole		Charbon		Gaz naturel		Électricité	
	1990	2001	1990	2001	1990	2001	1990	2001
Terre-Neuve Labrador	N.S.	3.6	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.
Ile-du-Prince-Édouard	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.
Nouvelle-Écosse	N.S.	0.5	3.1	N.S.	N.S.	4.7	N.S.	N.S.
Nouveau-Brunswick	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	23.6	9.1
Québec	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	18.8	37.7
Ontario	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	11.3	13.2
Manitoba	1.1	0.5	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	11.3	24.0
Saskatchewan	15.7	22.2	0.0	N.S.	N.S.	0.0	0.7	0.7
Alberta	83.2	73.2	22.4	20.4	90.9	84.6	N.S.	N.S.
Colombie-Britannique	N.S.	0.1	74.5	79.6	9.1	10.6	34.4	15.3

Source: Guide statistique de l'énergie, Statistique Canada
Notes: N.S. veut dire qu'il n'y en a pas ou que c'est non significatif.

Pour les fins de cette étude, les informations qui apparaissent aux *tableaux 1 et 2*, peuvent être considérées comme de bons indicateurs de l'abondance relative des ressources énergétiques dans chacune des provinces. Ces données seront donc utilisées en parallèle avec les résultats du modèle économétrique pour répondre à la deuxième partie de la question posée en introduction.

Ce qu'il faut comprendre ici, c'est que peu importe les sources, l'énergie n'est pas qu'un bien échangeable ou non échangeable, elle est aussi un facteur de production majeur et essentiel pour la plupart des produits manufacturés. Ainsi, l'abondance relative des ressources énergétiques dans chacune des provinces a en théorie et probablement en réalité (ce qu'il faut démontrer par cette étude) des implications différentes sur la compétitivité relative et par ce fait, sur des indicateurs économiques tel que le taux de change réel.

Revue des études antérieures

Dans la présente partie nous examinerons quatre études empiriques antérieures provenant notamment de la Banque du Canada et portant sur le taux de change réel et/ou sur le secteur de l'énergie canadien.

Le texte de A. Amano et S. van Norden¹ porte sur la relation existant entre les prix du pétrole et les taux de change réels pour l'Allemagne, le Japon et les États-Unis. Les auteurs tentent d'y démontrer que les prix du pétrole seraient un facteur réel dominant dans la détermination des taux de change à long terme car ils expliquent la variation exogène des termes de l'échange. Eux-mêmes justifient cette façon de voir par des études antérieures et par un modèle simple de long terme qui est expliqué à la section suivante sur les modèles théoriques.

En bref, ce modèle plus particulièrement axé sur l'offre et qui n'est pas incompatible avec le modèle bien connu de Balassa² et Samuelson³ (1964), établit une relation directe entre le taux de change réel et les termes de l'échange. Pour ce faire, il suppose d'abord que les chocs sur la demande sont de moindres importances, puisque les termes de l'échange sont indépendants des conditions domestiques mais qu'ils sont seulement dépendants du marché mondial.

Pour démontrer empiriquement cette relation entre « taux de change » et « termes de l'échange », les auteurs utilisent la variable des prix du pétrole retardés comme proxy des termes de l'échange. Ils effectuent alors les tests de racines unitaires usuels puis, ils établissent une évidence de cointégration qui permet d'affirmer que les prix du pétrole capturent bien les variations permanentes du taux de change réel. se basant sur les tests de cointégration robuste au problème de nuisances Stock et Watson (1993), Phillips et Hanson

¹Amano, Robert A. et van Norden, Simon, "Exchange Rates and Oil Prices", *document de travail, Banque du Canada*, septembre 1995, 29 pages.

²Balassa, Bela. "The Purchasing power Parity Doctrine: A Reappraisal." *The Journal of Political Economy* 72, 1964, ---pages.

³Samuelson, Paul A. "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics* 46, 1964, --pages.

(1990) et Park (1992)), ils trouvent les résultats suivants : Pour une augmentation des prix de l'énergie de 10%, le mark déprécie de 0.9%, le yen déprécie de 1.7% et le dollar apprécie de 2.4%. Pour être certain du sens de cette relation, les auteurs utilisent le test de causalité à long terme de Johansen et Juselius (1990). Ils parviennent alors aux résultats qui étaient anticipés.

Si l'on accepte les résultats de cette étude, il est possible d'en arriver aux deux hypothèses suivantes : soit il existe effectivement un lien fort entre le taux de change réel de long terme et le prix du pétrole; soit il existe une autre variable qui détermine à la fois les prix du pétrole et les taux de change réels. Cette dernière hypothèse, d'une troisième variable décisive, est cependant peu probable. Mais dans les deux cas, ces résultats suggèrent que les taux de change sont prévisibles, donc, ils supposent le rejet de l'hypothèse des marchés efficients semi forte.

Ce que l'on peut reprocher à cette étude est son choix très restrictif de la variable explicative. Dans ce cas, il est probable qu'il y ait un biais dans les estimations puisqu'il est certain que d'autres variables influencent le taux de change réel. D'ailleurs, plusieurs autres études qui ont pour point de départ ce travail de Amano et van Norden, portent sur cet aspect qui a été quelque peu négligé. De plus, les auteurs ont pris pour acquis certaines hypothèses simplificatrices, probablement inapplicables dans le contexte choisi. Par exemple, ils supposent que les termes de l'échange sont indépendants des conditions domestiques et qu'ils sont seulement dépendants du marché mondial. Cela est peu probable dans le cas des trois grands pays à l'étude (Allemagne, Japon et États-Unis) mais plus réaliste dans le cas des provinces canadiennes.

Pour rendre compte plus spécifiquement des variations du taux de change dans le contexte des relations Canada/États-Unis, les chercheurs R.Lafrance et S.van Norden¹ ont choisi de privilégier une approche par les facteurs non monétaires de l'économie. Ils justifient ce choix par des rapports empiriques antérieurs qui démontrent que les variations du taux de

¹Lafrance, Robert et van Norden, Simon, "Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien", *Département des Relations internationales du Canada*, 1995, page 17-33.

change nominal reflètent davantage des facteurs qui influencent les taux de change réels plutôt que des écarts d'inflation qui n'auraient uniquement qu'un effet graduel sur les taux de change nominaux. Ils ont alors représenté ces variations du taux de change réel au Canada, depuis les années 1970, à l'aide d'une formule économétrique de cointégration, le VECM (modèle à correction d'erreur vectorielle) :

$$\Delta\text{RER}_{t,t-1} = \beta_1 (\text{RER}_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 \text{COM}_{t-1} + \alpha_2 \text{ENE}_{t-1}) + \beta_2 \text{INT}_{t-1} + \beta_3 \Delta\text{RER}_{t-1,t-2} + \varepsilon$$

Où $\Delta\text{RER}_{t,t-1}$ est la variation du taux de change réel entre le temps t et t+1 (en logarithme), COM_{t-1} est le prix des produits de base non énergétique, ENE_{t-1} est le prix réel de l'énergie et INT_{t-1} est l'écart des taux d'intérêts à court terme entre le Canada et les États-Unis.

À la suite de l'analyse des résultats obtenus par cette régression et par observation graphique des données, ils suggèrent les conclusions suivantes : sachant que l'exploitation et l'exportation des ressources naturelles sont très importantes dans l'économie canadienne, bien que ce soit moins vrai depuis les dernières années, le prix des produits de base exercent toujours une forte influence sur les taux de change canadien. Ils précisent aussi que les produits non énergétiques qui sont influencés par les cycles économiques ont un effet positif sur la devise canadienne, c'est-à-dire qu'une augmentation de leurs prix produira une appréciation réelle de la monnaie. Ce résultat semble être en accord avec la théorie économique¹.

Cependant, il en va autrement pour les prix des produits énergétiques qui eux varient amplement avec les décisions des pays producteurs de pétrole. Suite à une augmentation des prix, le dollar canadien se déprécierait par rapport au dollar US. Ce résultat est surprenant car il va à l'encontre des théories usuelles en commerce international. L'explication avancée par les auteurs est que les fabrications manufacturières du Canada auraient tendance à être plus intensives en facteurs de production énergétique. Les coûts de

¹ Voir les résultats de: Stockman, A.C. "Theory of Exchange Rate Determination.", Journal of Political Economy 88, 1980, pages 673-98.

production de ces biens augmenteraient alors substantiellement. Cet effet négatif sur la compétitivité du Canada serait suffisant pour contrebalancer les avantages de la hausse de revenu des exportateurs d'énergie.

Dans ce travail, on pousse donc un peu plus loin le papier de Amano et van Norden. Plusieurs nouveaux éléments y sont ajoutés pour étoffer les conclusions sur le lien entre les prix de l'énergie et le taux de change réel. Cependant, on peut critiquer ce travail empirique pour son manque de clarté concernant la méthode économétrique utilisée pour définir le modèle. Les auteurs s'attardent un peu trop sur la théorie économique et cela ne permet pas une bonne compréhension de la portée des résultats empiriques obtenus.

Dans le document de travail de Djoudad et Tessier¹, on tente de préciser quels sont les variables qui influencent les taux de change réels à long terme entre le Canada et les États-Unis. Toutefois, les auteurs se basent essentiellement sur l'étude de Amano et van Norden pour leur recherche, ils prennent donc pour acquis qu'il y a un effet des prix des produits de base énergétique et non énergétique sur le taux de change réel. Dès lors, ils veulent déterminer quelles sont les meilleures variables disponibles qui pourraient être rajoutées au modèle initial, dans le but de donner plus de signification aux prévisions obtenues.

De façon systématique, les auteurs s'attardent à vérifier les liens de causalité qui unissent le taux de change réel à un nouvel ensemble de variables. Cet ensemble comprend les éléments suivants : l'écart de productivité entre le Canada et les États-Unis², l'écart entre les ratios des dépenses publiques au PIB³, l'écart entre les revenus par habitant⁴, les actifs nets étrangers⁵ et l'écart entre le ratio de la dette publique au PIB⁶. Toutes ces variables ont fait l'objet d'études sur leur lien avec le taux de change, et elles ont toutes été présentées comme étant significativement liées à celui-ci.

¹ Djoudad, Ramdane et Tessier, David, "Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis ", document de travail Banque du Canada 2000-4, 11 pages.

² Voir les travaux de Balassa, B. et Samuelson, P.A. (1964) pour comprendre le lien avec le taux de change.

³ Voir le travail de Rogoff, K. (1992) pour comprendre le lien avec le taux de change.

⁴ Voir le travail de Lucas, R.E. (1982) pour comprendre le lien avec le taux de change.

⁵ Voir le travail de Gagnon, J.E. (1996) pour comprendre le lien avec le taux de change.

⁶ Voir le travail de McCallum, J. (1998) pour comprendre le lien avec le taux de change

Ils se servent, dans un premier temps, en se servant des tests de causalité de Granger sous l'hypothèse d'un modèle autorégressif multivarié (VAR) d'ordre 'p', pour déterminer quelles variables ils doivent retenir. Ils déterminent alors que seule l'écart entre le ratio de l'endettement au PIB ajoute de l'information relative à la dynamique des taux de change.

Utilisant les tests de racine unitaire de Dickey et Fuller augmenté et les tests de cointégration de Johansen (1988), ils estiment le modèle VECM (Vector-Error-Correlation-Model) avec le critère PIC (Posterior Information Criteria) suivant, inspiré du modèle d'Amano et van Norden :

$$\Delta \mathbf{RER}_{t,t-1} = \beta_1 (\mathbf{RER}_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 \mathbf{COM}_{t-1} + \alpha_2 \mathbf{ENE}_{t-1}) + \beta_2 \mathbf{INT}_{t-1} + \beta_3 \Delta \mathbf{DiffDETTE}_{t,t-1} + \varepsilon$$

Où $\Delta \mathbf{RER}_{t,t-1}$ est la variation du taux de change réel entre le temps t et t+1(en logarithme), \mathbf{COM}_{t-1} est le prix des produits de base non énergétique, \mathbf{ENE}_{t-1} est le prix réel de l'énergie, \mathbf{INT}_{t-1} est l'écart des taux d'intérêts à court terme entre le Canada et les États-Unis et $\Delta \mathbf{DiffDETTE}_{t,t-1}$ est l'écart d'endettement entre ces deux derniers pays, en différence première.

Pour pouvoir comparer les estimations obtenues par ce modèle augmenté, ils refont les estimations du modèle de Amano et van Norden, en rallongeant la période d'échantillonnage. Elle est à l'origine de 1973 à 1992, et elle passe maintenant de 1965 à 1998 pour les données trimestrielles et de 1948 à 1998 pour les données annuelles.

En faisant l'analyse graphique des résultats de la simulation des deux modèles, les auteurs en concluent que le modèle augmenté est plus adéquat que le modèle initial, pour expliquer le taux de change réel.

Finalement, toujours avec une analyse graphique, les auteurs observent que la variable d'écart d'endettement prend de l'importance dans la détermination des taux de change réels à partir du milieu des années 80 pour s'estomper vers la fin de la décennie. Elle redevient

importante dès le milieu de années 90, alors qu'au même moment, la variable des prix de l'énergie perd de sa valeur explicative. En somme, les prix des produits de base et les écarts d'endettement suffisent à expliquer la majeure partie des variations du taux de change réel entre 1974 et 1998.

Cette étude est très complète et bien expliquée étape par étape. Cependant, si l'on doit en faire une critique, les auteurs se sont appuyé, au départ, sur le travail de Amano et van Norden. Ils ont effectivement utilisé des méthodes économétriques poussées pour établir de façon précise le lien qui unit de nouvelles variables au taux de change. Mais, ils auraient aussi dû appliquer ces méthodes aux variables déjà présentes dans le premier modèle. Ainsi, ils auraient obtenu une mesure de la qualité de chaque variable utilisée. Cette information est intéressante pour pouvoir comparer l'importance relative des variables.

L'étude de C. Gauthier et D. Tessier¹ s'intéresse plus particulièrement aux effets des chocs d'offre sur le taux de change réel. Et pour ce faire, elle tient compte des principales variables fondamentales de l'économie dans la régression du taux de change réel Canada/États-Unis. L'idée des auteurs est alors de déterminer empiriquement, quelle vision est la plus appropriée dans la détermination des taux de change réels par des variables fondamentales. Est-ce Clarida et Gali² pour qui l'offre est moins importante que la demande et le facteur monétaire, et où théoriquement, les chocs d'offre déprécient de façon permanente le taux de change réel? Ou alors, faut-il croire Balassa et Samuelson pour qui l'offre est le facteur dominant, et où en théorie, un choc d'offre apprécie de façon permanente le taux de change réel?

Il existe des études qui prouvent et utilisent ces deux visions dépendamment des hypothèses choisies par les auteurs. Gauthier et Tessier font l'hypothèse que les taux de change s'ajustent trop lentement pour y voir facilement un comportement prévisible correspondant

¹ Gauthier, Céline et Tessier, David, "Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics : Canadian Evidence", document de travail Banque du Canada, novembre 2002, 22 pages.

² Clarida, R. et Gali, J. "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?", *NBER Working Paper* No. 4658, 1994.

à la parité des pouvoirs d'achat. Ceci implique que les chocs sont hautement persistants et que le taux de change d'équilibre change à travers le temps.

Les auteurs expliquent alors les variations du taux de change réel (\mathbf{q}) d'équilibre de long terme à l'aide des termes d'échange induits par le prix des produits de base (\mathbf{pcom}), des chocs d'offre induits par l'output *per capita* (\mathbf{Y}), des chocs de demande induits par le ratio des dépenses du gouvernement en proportion du PIB (\mathbf{G}), et finalement les politiques monétaires induites par les taux d'intérêt (\mathbf{r}). Ils estiment alors le modèle de vecteur-erreur-correction (VECM) suivant :

$$[\Delta \mathbf{pcom}_t; \Delta \mathbf{Y}_t; \Delta \mathbf{G}_t; \mathbf{r}_t; \Delta \mathbf{q}_t]^T = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i [\Delta \mathbf{pcom}_{t-i}; \Delta \mathbf{Y}_{t-i}; \Delta \mathbf{G}_{t-i}; \mathbf{r}_{t-i}; \Delta \mathbf{q}_{t-i}]^T + \alpha \beta' [\mathbf{pcom}_{t-1}; \mathbf{Y}_{t-1}; \mathbf{G}_{t-1}; \mathbf{q}_{t-1}]^T + \boldsymbol{\mu} + \mathbf{e}_t$$

Après avoir effectué les tests de racines unitaires, ils utilisent la méthode de cointégration de King et al.¹ pour identifier les chocs permanents, puis les liens de causalité entre les variables. Ils en arrivent aux résultats suivants : une augmentation permanente de 3.34% dans les prix des produits de base explique une appréciation de 0.07% du taux de change canadien. Un choc négatif sur l'output relatif va déprécier le dollar, et une diminution des dépenses gouvernementales par rapport aux États-Unis apprécie de façon réelle le dollar canadien de 1.4%.

L'explication des auteurs est que les chocs permanents sur les prix des biens de base sont absorbés à court et moyen termes par le taux de change réel à cause des rigidités dans l'économie. À long terme, cet effet est petit ou nul. Ce résultat est consistant avec le modèle dynamique de Macklem (1993). À long terme, les chocs sur l'output expliquent 61% des variations du taux de change réel et les chocs fiscaux en expliquent 31%. Ce dernier résultat est en opposition avec la position de Amano et van Norden.

À première vue, ce travail ressemble aux travaux précédents. Toutefois, il n'aborde pas le sujet du taux de change de la même manière, en mettant l'accent sur certains chocs

¹ King, R.G., Plosser C.I., Stock, J.H. et Watson M.W. "Stochastic Trends and Economic Fluctuations." American Economic Review 81, 1991, pages 819-40.

spécifiques, il tire des conclusions sur la non validité des autres études antérieures. Mais, il est probable qu'il ne fait pas ces comparaisons sous des conditions communes à tous les travaux. On peut citer en exemple de conclusion incomplète, le fait que dans l'étude de Djoudad et Tessier on parle de la chute de l'importance des prix des produits de base, notamment énergétique, pour expliquer les variations du taux de change. Cette chute correspondant à la hausse de l'importance du poids relatif de la dette. Il est donc possible que les conclusions de Gauthier et Tessier soient circonstanciées car rien ne prouve hors de tout doute que les prix des produits de base n'ont pas d'effets. D'ailleurs, dans les estimations de leur modèle, ils trouvent des résultats non nuls et significatifs pour cette variable.

Il faut également mentionner que les variables portant sur les relations purement commerciales entre chaque pays sont restées incomplètes dans toutes les études empiriques. L'intensité de ce commerce est sans aucun doute significative dans l'évolution du taux de change réel. Pourtant, cette question a été généralement négligée. Toutefois, comme il est plus courant de s'attarder au taux de change bilatéral, on peut tout de même tirer des résultats intéressants sans cela, mais ce problème n'est pas dénué d'intérêt.

En conclusion, il nous faut admettre qu'il n'y a pas d'unanimité sur les effets des prix des produits de base et plus particulièrement de l'énergie dans la détermination du taux de change réel. Cependant, la totalité des études qui ont été exposées précédemment, porte sur des relations très complexes entre les pays. Cette problématique du commerce international rend d'ailleurs très difficile toute vérification empirique des modèles théoriques les plus couramment acceptés. Toutefois, il est permis d'espérer que ces liens seront plus facilement vérifiables dans un environnement permettant plusieurs hypothèses simplificatrices. C'est entre autre ce que la présente étude tentera d'élucider.

Analyse théorique

Dans la présente section, nous présenterons des modèles théoriques établissant des liens entre le taux de change réel, les termes de l'échange, les prix des produits de bases et les intensités factorielles. Puis, nous justifierons l'hypothèse à vérifier.

Revenons d'abord sur le travail de Amano et van Norden qui décrivent un modèle simple de long terme d'une petite économie ouverte. Cette économie a deux secteurs de production : des biens échangeables (t) et des biens non-échangeables (n), et deux facteurs de production : des facteurs échangeables (m) et des facteurs non-échangeables (l). On suppose qu'à long terme les facteurs sont parfaitement mobiles et les profits sont nuls.

Si l'on suppose maintenant que le bien (t) est le numéraire, alors le prix P_m détermine les termes de l'échange : si P_m augmente (diminue) alors les termes de l'échange s'améliorent (se détériorent) si le pays est exportateur net de (m). Le contraire est vrai si le pays est importateur net. On peut aussi interpréter les prix P_n comme étant le taux de change réel : si P_n augmente (diminue) alors la devise domestique s'apprécie (se déprécie).

Si l'on ajoute à cela des rendements d'échelles constants, alors les profits nuls à long terme impliquent que les coûts de production sont égaux aux prix ou revenus qu'on en retire. On a alors les équations suivantes :

$$1 = P_t = T (P_m ; P_l) \quad ; \quad P_n = N (P_m ; P_l)$$

La première équation implique une relation entre P_m et P_l : $P_l (P_m)$. Ce qui permet de trouver une seconde relation telle que :

$$1 = T (P_m ; P_l (P_m)) = T (P_m)$$

et
$$P_n = N (P_m ; P_l (P_m)) = N (P_m) = f (P_m)$$

Avec cette dernière équation, on obtient une relation directe entre le taux de change réel (P_n) et les termes de l'échange (P_m).

Qui plus est, les deux secteurs de cette économie sont en compétition pour les facteurs de production. Si l'un ou l'autre de ces facteurs augmente son prix, alors la production de biens (t) et (n) diminue. Ceci est d'autant plus vrai pour le secteur intensif dans le facteur dont le prix augmente. À l'équilibre, les prix relatifs, donc les taux de change réels, vont varier dépendamment de la variation des prix et des intensités factorielles dans chaque secteur.

À présent, nous devons décrire et expliquer dans quel contexte le modèle de Balassa et Samuelson s'applique à cette étude des taux de change réels interprovinciaux.

Supposons une petite économie ouverte composée de deux secteurs de production, des biens échangeables (t) et des biens non-échangeables (n). Ces biens sont produits à l'aide de facteurs de production qui sont habituellement le travail et le capital mais, qu'il est possible de représenter pour le bien de l'étude par d'autres facteurs tels que le pétrole, l'électricité, le gaz naturel, etc. Les prix de ces facteurs de production sont identifiés par (W) et (R).

Ces prix sont déterminés dans chaque secteur de la façon suivante (en logarithme) :

$$W_t = \text{prod}_t + P_t \quad ; \quad W_n = \text{prod}_n + P_n$$

Le prix W dans un secteur est donc fonction de la productivité marginale de ce facteur (respectivement prod_t et prod_n) et du prix du bien produit dans ce secteur (respectivement P_t et P_n). Posons alors l'hypothèse de la mobilité parfaite de ce facteur. Ceci est vrai pour tous les facteurs à long terme. On obtient :

$$P_n - P_t = \text{prod}_t - \text{prod}_n \quad \Rightarrow \quad P_n = P_t + (\text{prod}_t - \text{prod}_n)$$

Cela implique qu'une croissance de la productivité dans le secteur des biens échangeables a pour effet d'augmenter (W) dans les deux secteurs, mais également d'augmenter les prix relatifs des biens non-échangeables par rapport aux biens échangeables.

Si nous supposons maintenant qu'il y a deux pays, états ou provinces qui se décrivent de cette même façon, c'est-à-dire le pays domestique (H) et le pays étranger (F) indicé par (*). On obtient alors :

$$(P_n - P_t) - (P_n^* - P_t^*) = (\text{prod}_t - \text{prod}_n) - (\text{prod}_t^* - \text{prod}_n^*)$$

Il est alors possible de trouver l'effet des chocs sur le taux de change réel (Q) à partir des équations suivantes :

$$Q = E + P^* - P$$

$$P = \alpha P_t + (1 - \alpha) P_n \quad ; \quad P^* = \alpha^* P_t^* + (1 - \alpha^*) P_n^*$$

Où (E) est le taux de change nominal et P et P^* sont les prix domestiques et étrangers pondérés par (α) par rapport à l'importance des prix des biens échangeables et non-échangeables dans chaque pays ou provinces. On obtient donc :

$$Q = E + P_t^* - P_t + (1 - \alpha) (P_t - P_n) - (1 - \alpha^*) (P_t^* - P_n^*)$$

À ce stade-ci, les auteurs Balassa et Samuelson font l'hypothèse que la parité des pouvoirs d'achat (PPA) tient dans le cas des biens échangeables. Cependant, en réalité on peut penser que les coûts de transports et les frontières entre pays ne permettent pas une telle affirmation. Empiriquement, cela n'a pas été démontré. Mais dans le cas des relations interprovinciales au Canada, on peut imaginer que l'on se rapproche de cette hypothèse. Cela vient du fait qu'il n'y a pas de barrières tarifaires importantes, le commerce y est plus facile car la monnaie est la même (donc $E = 0$) et le commerce interprovincial est de quinze à vingt fois plus élevé qu'entre provinces et états américains avec qui nous échangeons

environ 80% de nos importations et exportations. En tenant compte du taux de change nominal nul et de la PPA, on obtient l'équation suivante :

$$Q = (1 - \alpha) (P_t - P_n) - (1 - \alpha^*) (P_t^* - P_n^*)$$

Cette équation établit un lien entre le taux de change réel et le prix relatif, domestique et étranger, des biens échangeables par rapport aux non-échangeables. Les productivités relatives à chaque secteur étant elles-mêmes liées à ces prix relatifs, on peut alors les associer aux taux de change réels.

Si l'on veut appliquer cette théorie pour l'énergie, il faut tenir compte du fait que ce bien est à la fois un bien que l'on peut plus ou moins facilement échanger et un facteur de production dans plusieurs autres secteurs de l'économie. Ainsi, une province (H) qui est bien dotée d'un tel facteur de production, moins facilement échangeable, verra son niveau des prix relativement moins influencé par les prix des biens échangeables. À l'inverse, une province (F) qui est bien dotée d'un facteur échangeable sera relativement plus influencée par ces prix. À la lumière de l'étude de Balassa et Samuelson, cela nous donnera que le paramètre α est inférieur à α^* et donc $(1 - \alpha)$ est supérieur à $(1 - \alpha^*)$. Cette nouvelle spécification laisse entendre que le taux de change réel dans la province H est relativement plus faible que dans l'autre. Intuitivement, on peut imaginer que cet effet est amplifié dans le cas où la production de biens non-échangeables est intensive dans le facteur de production non-échangeable.

Par exemple, si l'on fait l'hypothèse que la province de Québec est bien dotée du facteur électricité qui est difficilement échangeable et que la province de l'Alberta est bien dotée du facteur pétrole qui est facilement échange. Alors, si l'on accepte les dernières conclusions, l'indice des prix à la consommation au Québec devraient être moins élevé que ceux de l'Alberta.

Cette idée du double effet des prix du facteur énergétique est d'ailleurs clairement avancée dans les textes de Amano-van Norden et Lafrance-van Norden pour expliquer l'effet négatif des prix de l'énergie sur le taux de change réel entre le Canada et les États-Unis :

« Ce résultat inattendu s'explique peut-être par le fait que les activités de fabrication au Canada tendent à se concentrer davantage dans les industries à forte intensité énergétique que ce n'est le cas dans d'autres pays (voir Macklen (1993)). Les avantages que les exportateurs d'énergie tirent du renchérissement de ce produit pourraient être amplement contrebalancés par les effets négatifs de la hausse des coûts de l'énergie importée sur d'autres secteurs de l'économie, par la baisse relative de la compétitivité sur le plan international (en particulier celle des producteurs canadiens de biens manufacturés) et par l'affaiblissement des marchés d'exportation. »

En transposant cette réflexion dans le cas des provinces canadiennes, cela signifie qu'une augmentation exogène du prix d'un facteur de production échangeable n'implique pas forcément une appréciation du taux de change réel d'une province bien dotée de ce facteur. Particulièrement à long terme, lorsque les producteurs s'ajustent aux coûts de production supplémentaires. Ceci est d'autant plus vrai si, comme le sous-entend la théorie de Heckscher-Ohlin, cette province se spécialise dans la production et l'exportation de biens intensifs dans ce facteur dont elle est bien dotée.

À l'instar des études empiriques présentées précédemment, une relation existe sûrement entre les prix de l'énergie en tant que biens échangeables, mais aussi en tant que facteurs de productions ce qui a un effet à long terme. Ce dernier effet se transpose dans des variations du taux de change à long terme car les prix de plusieurs biens produits par ces facteurs sont affectés. Finalement, la spécialisation d'une province dans l'un de ces facteurs aurait donc pour conséquence d'amplifier ce phénomène. Les intensités factorielles auraient également une influence à ce niveau. Il est donc intéressant de vérifier avec des données réelles, le bien-fondé de ces hypothèses.

Méthode économétrique

Une seule idée semble faire l'unanimité dans toutes les études empiriques sur le taux de change. Cette idée est simplement qu'il n'est pas aisé de tester les théories sur ce sujet avec des données réelles. Il est évident que cet indicateur est fonction de plusieurs autres variables économiques, mais comment être certain du mécanisme qui les unit. Comme souvent en économie, il faut faire des choix sur ces variables pour simplifier le problème. Ici, nous pouvons adopter une méthode dite 'plus générale' qui tente de donner des conclusions sur le taux de change réel à partir d'un maximum de variables sur les chocs d'offre, les chocs de demande, les chocs fiscaux et monétaires. C'est l'option utilisée entre autre par Gauthier et Tessier. Où alors, il est intéressant de mettre l'accent sur un seul de ces aspects. C'est la méthode qu'ont choisie Lafrance, van Norden et Amano en privilégiant uniquement le côté de l'offre. Et, c'est également la méthode qui est utilisée pour cette étude puisqu'il est question de l'offre au niveau des facteurs énergétiques.

Cette section comprend deux volets qui seront traités de façon simultanée. D'abord, elle permettra de mettre de l'avant la méthode économétrique utilisée. Chaque étape du traitement des données y sera alors présentée et expliquée. Dans un second temps, les résultats empiriques préliminaires disponibles à chaque étape seront présentés et, si possible, analysés. Tout cela, toujours dans l'optique de voir si ces résultats tendent à appuyer nos hypothèses et par le fait même à répondre à la question posée en introduction.

Pour vérifier empiriquement si effectivement les prix des facteurs énergétiques ont un effet sur le taux de change réel et si cet effet est relatif aux abondances factorielles relatives à chaque province, cette étude utilisera ce qui, traduit librement, s'appelle le modèle à correction d'erreur vectorielle ou VECM ('Vecteur Error-Correction Model'). Il s'agit du même modèle utilisé par Lafrance et van Norden mais avec quelques variantes. Puisque l'objet de ce travail reste dans les frontières du Canada, le taux de change nominal est en fait une constante égale à un. Deux effets en découlent : la variable des taux d'intérêt n'a plus sa raison d'être car la différence de ces taux à court terme dans les différentes régions ne peut plus servir à estimer les effets de l'inflation. Cette variable du taux d'intérêt sera

donc retirée de l'équation. Puis, le taux de change réel devient équivalent au prix relatif des biens domestiques par rapport aux biens étrangers, ce qui a pour effet d'en simplifier le calcul.

Il faut également souligner que cette recherche se concentre principalement sur les facteurs énergétiques. Cette variable, qui a été unique dans le travail de Lafrance et van Norden, se décompose ici en quatre sous indices : prix du pétrole (**PET**), l'indice des prix du charbon (**CHAR**), l'indice des prix du gaz naturel (**GAZN**), et l'indice des prix de l'électricité (**ÉLEC**). L'indice sur le prix des commodités non énergétiques (**COM**) s'ajoute aussi à ces dernières dans le terme de correction d'erreurs. Finalement, la variable retardée du taux de change réel ($\Delta TCR_{i,t-1}$), ainsi que les variations retardées des prix des facteurs énergétiques (ΔCOM_{t-1} , ΔPET_{t-1} , $\Delta CHAR_{t-1}$, $\Delta GAZN_{t-1}$ et $\Delta ÉLEC_{t-1}$) seront incluses dans la partie de court terme.

Le VECM ainsi obtenu devra être déterminé en fonction des taux de change réels de chacune des provinces canadiennes et il aura donc la forme suivante :

$$\begin{aligned} \Delta TCR_{i,t} = & \delta (TCR_{t-1} - \alpha - \beta_1 COM_{t-1} - \beta_2 PET_{t-1} - \beta_3 GAZN_{t-1} - \beta_4 CHAR_{t-1} - \beta_5 ÉLEC_{t-1}) \\ & + \lambda_1 \Delta COM_{t-1} + \lambda_2 \Delta PET_{t-1} + \lambda_3 \Delta CHAR_{t-1} + \lambda_4 \Delta GAZN_{t-1} + \lambda_5 \Delta ÉLEC_{t-1} \\ & + \mu \Delta TCR_{i,t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Où $\Delta TCR_{i,t}$ est la variation du taux de change réel entre le temps t et t+1 pour la province (i) relativement à la province de base (l'Ontario).

Pour en arriver à estimer ce VECM de la bonne façon, plusieurs étapes de traitement des données seront nécessaires. Elles seront décrites et leurs résultats analysés dans l'ordre de leur exécution.

Les données

Essentiellement, les deux types de données suivants sont requis pour faire le VECM tel que suggéré : 1- les indices de prix des facteurs énergétiques et des produits de bases non énergétiques qui agissent dans le modèle à titre de variables explicatives et 2- les taux de change réels des provinces par rapport à l'Ontario, les variables expliqués déduites des indices de prix à la consommation.

Pour cette étude, la plupart des séries de données temporelles sont tirées du site Internet CASIM II de Statistique Canada. Les données mensuelles relatives aux indices de prix à la consommation (IPC) globales et décomposées par types de produits y sont rapportées pour le Canada et ses provinces. Ces données couvrent la période allant de janvier 1981 à mai 2002. Cela procure à ce travail un échantillon raisonnable de 257 observations par séries, le tout normalisé de façon standard à partir de l'année de base 1992 pour laquelle la valeur cent est attribuée en moyenne.

Il faut cependant noter qu'il y a une série de données qui fait exception car elle n'a pas pu être tirée de la banque de données de CASIM II. Effectivement, l'IPC n'a pas été décomposé pour le pétrole uniquement, d'autres sources ont alors été nécessaires. Comme proxy pour cette variable, il a été convenu de prendre le prix du baril de pétrole Texan converti en dollar canadien à l'aide du taux de change nominal CAN/US disponible sur CANSIM II.

Avant de pouvoir utiliser ses données, elles devront évidemment subir quelques transformations. D'abord, elles seront mises sous forme de log naturel (cela facilite l'interprétation). Puis, elles seront désaisonnalisées car les phénomènes de variations prévisibles des prix par rapport aux saisons (ex : augmentation du prix du gaz naturel pour le chauffage durant l'hiver) ne fait pas l'objet de ce travail. La tendance sera également enlevée pour mettre plus d'emphase sur les variations dites inattendues. La régression suivante sera donc effectuée pour toutes les variables utilisées :

$$Y_t = \alpha_0 + \delta t + \alpha_1 \text{ Février} + \alpha_2 \text{ Mars} + \alpha_3 \text{ Avril} + \dots \\ + \alpha_{10} \text{ Novembre} + \alpha_{11} \text{ Décembre} + v_t$$

Où Y_t est la série d'observation brute, δt est le terme qui capture la tendance pour $t = 1, 2, \dots, 257$. Les termes de mensualité de α_1 **Février** à α_{11} **Décembre** sont des variables dichotomiques qui prennent la valeur 1 pour chaque mois correspondant, le mois de janvier est capturé dans la constante α_0 . La série de résidus v_t générée par cette régression représente les variables désaisonnalisées et sans tendance. Les variables ainsi obtenues sont présentes dans les figures 1 à 5 et 7.

Avant de terminer cette section, il faut expliquer brièvement le choix de l'Ontario comme province de référence. Trois raisons le justifient. Dans un premier temps, c'est la province qui domine d'un point de vue économique si l'on regarde le PIB absolu. Ensuite, c'est celle qui échange le plus avec le voisin américain, ce qui va faciliter l'analyse des résultats. Finalement, l'Ontario se concentre dans la production de produits manufacturés, cette province est donc sûrement moins sensible aux prix de l'énergie en ce qui a trait aux exportations de celle-ci. Les données étant maintenant sous forme usuelle, il est possible de passer à l'étape suivante.

Test de racine unitaire

Avant de faire les tests de racine unitaire, il est bon de donner une brève explication de leur utilité. L'essentiel des explications économétriques qui suivront, sont directement inspirées du livre de Wooldridge¹. Le but est de démontrer si les conditions nécessaires à la cointégration sont présentes dans les variables. Pour ce faire, il faut d'abord démontrer qu'il n'est pas possible de rejeter la présence de racine unitaire dans les séries temporelles. Donc toutes les variables de cette étude doivent être intégrées d'ordre un ou $I(1)$, ce qui, par exemple, veut dire pour une variable qui suit un processus $AR(1)$, qu'elle suit une marche aléatoire avec ou sans dérive. Exemple :

¹ Wooldridge, Jeffrey M. "Introductory Econometrics: A Modern Approach", *South-Western College Publishing, Michigan State University*, 2000, 823 pages.

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t$$

Où Y_t est I(1) si on ne peut rejeter l'hypothèse nulle $H_0 : \rho = 1$. Dans l'alternative, il est dit que Y_t est intégrée d'ordre 0 ou I(0), si l'on rejette H_0 pour l'alternative $H_1 : \rho < 1$. Dans ce cas, Y_t aurait un comportement qui tend avec le temps vers son espérance inconditionnelle.

Il existe plusieurs méthodes statistiques pour tester la présence de racine unitaire, mais la plus couramment utilisée est la méthode de Dickey et Fuller¹ augmentée (D.-F.A.). Cette façon de faire reprend le processus AR(1) en y soustrayant Y_{t-1} de chaque côté, puis en y ajoutant "p" retards des premières différences pour éliminer les corrélations sérielles, ce qui donne la régression suivante :

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + e_t$$

Où Y_t est I(1) si on ne peut rejeter l'hypothèse nulle $H_0 : \theta = 0$ (où $\theta = \rho - 1$). Dans l'alternative, il est dit que Y_t est I(0), si l'on rejette H_0 pour l'alternative $H_1 : \theta < 0$.

Tous ces tests de racine unitaire pour chacune des variables à l'étude ont été exécutés à l'aide du logiciel Stata 8.0 (avec la commande *dfuller*). Les résultats sont présentés dans les *tableaux 3 et 4* avec les informations sur la statistique de test, la présence de tendances ou de constantes, le nombre de retards utilisés et le seuil de signification. Le nombre de retards retenus a été préalablement déterminé avec le critère d'information d'Akaike (AIC) (avec la commande *varsoc* de Stata 8.0).

¹ Dickey, David et Fuller, Wayne A. "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* 74, 1979, pages 427-31.

Tableau 3				
Test de Dickey-Fuller augmenté pour les taux de change réels des provinces canadiennes par rapport à l'Ontario, de janvier 1981 à mai 2002				
Variable	Nombre de retards	Contraintes	Statistique de test	Seuil de signification
T.C.R. Terre-Neuve Labrador	1	S.C. et S.T.	-1.507	> 10%
		A.C. et S.T.	-1.503	> 10%
		A.C. et A.T.	-1.495	> 10%
T.C.R. Île-du-Prince-Édouard	1	S.C. et S.T.	-1.915	10%
		A.C. et S.T.	-1.910	> 10%
		A.C. et A.T.	-1.898	> 10%
T.C.R. Nouvelle-Écosse	1	S.C. et S.T.	-2.098	5%
		A.C. et S.T.	-2.093	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.082	> 10%
T.C.R. Nouveau-Brunswick	1	S.C. et S.T.	-2.393	5%
		A.C. et S.T.	-2.387	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.376	> 10%
T.C.R. Québec	13	S.C. et S.T.	-3.361	1%
		A.C. et S.T.	-3.345	5%
		A.C. et A.T.	-3.350	10%
T.C.R. Québec BIC	1	S.C. et S.T.	-2.554	5%
		A.C. et S.T.	-2.548	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.543	> 10%
T.C.R. Manitoba	3	S.C. et S.T.	-2.049	5%
		A.C. et S.T.	-2.058	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.100	> 10%
T.C.R. Saskatchewan	14	S.C. et S.T.	-1.879	10%
		A.C. et S.T.	-1.899	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.153	> 10%
T.C.R. Alberta	12	S.C. et S.T.	-1.920	10%
		A.C. et S.T.	-1.946	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.008	> 10%
T.C.R. Colombie-Britannique	14	S.C. et S.T.	-2.339	5%
		A.C. et S.T.	-2.343	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.466	> 10%

S.C.: Sans Constante ; A.C. : Avec Constante ; S.T.: Sans Tendence ;
A.T.: Avec Tendence ; BIC: tient compte du nombre de retards obtenue avec le Critaire d'Information Bayésien.

Tableau 4				
Test de Dickey-Fuller augmenté pour les variables explicatives désaisonnalisées, de janvier 1981 à mai 2002				
Variable	Nombre de retards	Contraintes	Statistique de test	Seuil de signification
Indice des prix des produits de base non énergétique	12	S.C. et S.T.	-2.651	1%
		A.C. et S.T.	-2.634	10%
		A.C. et A.T.	-2.542	> 10%
Indice des prix des produits de base non énergétique BIC	2	S.C. et S.T.	-1.685	10%
		A.C. et S.T.	-1.675	> 10%
		A.C. et A.T.	-1.656	> 10%
Prix du pétrole	16	S.C. et S.T.	-1.709	10%
		A.C. et S.T.	-1.711	> 10%
		A.C. et A.T.	-1.678	> 10%
Indice des prix du charbon	14	S.C. et S.T.	-2.428	5%
		A.C. et S.T.	-2.421	> 10%
		A.C. et A.T.	-2.465	> 10%
Indice des prix du gaz naturel	4	S.C. et S.T.	-0.909	> 10%
		A.C. et S.T.	-0.882	> 10%
		A.C. et A.T.	-0.813	> 10%
Indice des prix de l'électricité	23	S.C. et S.T.	-1.552	> 10%
		A.C. et S.T.	-1.478	> 10%
		A.C. et A.T.	-1.534	> 10%

S.C.: Sans Constante ; A.C. : Avec Constante ; S.T.: Sans Tendence ;
A.T.: Avec Tendence ; BIC: tient compte du nombre de retards obtenue avec le Critaire d'Information Bayésien.

On ne peut rejeter la présence de racine unitaire pratiquement dans tous les cas (à un seuil de signification de 5%). Il y a quelques exceptions, mais le nombre de retards utilisés ayant une forte influence pour le résultat de ces tests, on ne peut pas complètement rejeter la présence de racine unitaire là non plus. Effectivement, le AIC n'étant pas une mesure exacte du nombre de retards à utilisé, il est sage de refaire le test en tenant également compte d'autres mesures fréquemment préconisées telle que le critère d'information Bayésien (BIC). Cette méthode suggère un nombre de retards moins élevé dans les trois cas et la racine unitaire n'y est alors plus rejetée.

En définitive, avec les résultats présentés aux *tableaux 3 et 4*, il est acceptable de convenir que toutes les variables de cette étude comportent, de façon générale, une racine unitaire. Ainsi, il sera possible de passer à l'étape suivante qui est de déterminer la présence ou non de cointégration dans le modèle proposé.

Test de cointégration

Avant d'aborder les tests de cointégration, il est préférable de faire un survol de la théorie sur le sujet. Dans un premier temps, il est bon de noter l'existence du problème économétrique appelé "spurious regression". Ce problème implique le fait étonnant qu'une régression entre deux variables $I(1)$ tirées de façon aléatoire, peut donner des résultats non nuls beaucoup plus que 5% ou même 10% des fois. Ce phénomène laisse donc croire qu'il est possible de trouver des liens de corrélation entre des variables qui, par construction, n'en ont aucune. Dans ce contexte, une simple régression ne donne pas de résultats très significatifs. C'est avec la cointégration qu'il sera possible de faire de l'inférence valide sur des régressions entre variables $I(1)$.

Par exemple, pour simplifier, dans le cas de X_t et Y_t deux variables $I(1)$, il y a un lien de cointégration s'il est démontré qu'il existe un paramètre β non nul tel que $Y_t - \beta X_t$ soit un processus $I(0)$. En d'autres termes, les résidus d'une régression entre ces deux variables $I(1)$ auraient, avec le temps, une tendance à revenir en moyenne vers une constante. Dans beaucoup de cas empiriques, ce lien de long terme tend vers la valeur zéro avec le temps, du moins c'est probablement ce qui se passe dans le cadre de cette étude.

Pour déterminer la présence de racine unitaire, plusieurs méthodes sont utilisées couramment. Ici, nous utiliserons le test de Johansen¹ qui permet de voir s'il existe des liens de cointégration même avec des régressions ayant de multiples variables explicatives. On aurait pu également choisir les tests basés sur les résidus de Engle et Granger² (1987).

¹ Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of economic Dynamics and Control*, 1988, pages 231-254.

² Engle, R. F. et Granger, C.W.J., " Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing, " *Econometrica* 55, 1987, pages 251-276.

Encore une fois, ce test est sensible au nombre de retards dont il faut tenir en compte. C'est pourquoi, il faut une nouvelle fois avoir recours préalablement au calcul du AIC (avec la commande *varsoc* de Stata 8.0) mais cette fois, en testant toutes les variables incluses dans chacune des régressions de façon jointes. Le nombre de retards obtenus de cette façon est de 2 pour tous les cas, exception faite pour la régression de l'Alberta pour lequel 3 retards seront nécessaires. En plus de tenir compte de ce nombre de retards obtenu avec le AIC, les tests de Johansen seront également faits avec 6 et 12 retards. Les motivations pour ce choix seront expliquées dans la section suivante. Les résultats des tests de Johansen (faite avec la fonction *johans* de Stata 8.0) sont présentés dans le *Tableau 5*.

Comment interpréter ces résultats? Le test de Johansen, est en fait une suite de tests. Par exemple, il prend d'abord pour hypothèse nulle que le rang de la matrice des coefficients¹ est zéro (ce qui implique qu'il n'y a pas de cointégration) contre l'alternative que le rang est de un ou plus. Si la statistique Max-Lambda, ou la statistique de Trace, implique que l'on rejette l'hypothèse nulle, alors l'hypothèse qu'il n'y a pas au moins une relation de cointégration est rejetée. Par la suite et de la même façon, les tests suivants cherchent à savoir s'il faut rejeter les hypothèses où le rang est 1, puis 2, et 3 etc. jusqu'à ce que l'hypothèse nulle ne soit plus rejetée. Ceci permettra alors d'estimer le nombre de liens de cointégration existant.

¹ Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of economic Dynamics and Control*, 1988, pages 231-254.

Tableau 5			
Test de Johansen, taux de change réel sur l'ensemble des variables explicatives de janvier 1981 à mai 2002			
Variable dépendante	Nombre de retards	Nombre de liens de cointégration induit par la statistique Max-lambda	Nombre de liens de cointégration induit par la statistique de Trace
Taux de change réel de Terre-Neuve Labrador	2 *	2	2
	6	2	2
	12	2	2
Taux de change réel de l'Île-du-Prince-Édouard	2 *	2	2
	6	1	1
	12	2	2
Taux de change réel de la Nouvelle-Écosse	2 *	2	2
	6	1	1
	12	3	3
Taux de change réel du Nouveau-Brunswick	2 *	2	2
	6	1	1
	12	2	3
Taux de change réel du Québec	2 *	2	2
	6	1	1
	12	4	4
Taux de change réel du Manitoba	2 *	2	2
	6	2	2
	12	3	4
Taux de change réel de la Saskatchewan	2 *	1	1
	6	0	1
	12	1	4
Taux de change réel de l'Alberta	3 *	1	1
	6	1	1
	12	1	1
Taux de change réel de la Colombie-Britannique	2 *	2	1
	6	1	1
	12	5	5

Les tests sont faits avec un seuil de signification à 10%
 * Nombre de retards obtenu avec AIC (taux de change réel sur variables explicatives jointes)

La chose importante à observer en regardant le *tableau 5*, c'est qu'il y a une ou plus d'une relation de cointégration dans tous les cas, à une seule exception près. Sachant que tous les tests comportent une part d'erreur, il est permis, dans cette situation, de conclure à la présence de cointégration pour l'ensemble des régressions. Cela permet également d'affirmer qu'il y a effectivement une relation de long terme entre le taux de change réel et le prix des facteurs énergétiques. Pour mieux définir ce premier résultat, il faudra cependant compléter le VECM.

Les vecteurs de cointégration

Maintenant que la présence de cointégration a été démontrée, il est possible de passer à la construction de VECM qui se fera en deux étapes, soit l'estimation des vecteurs de cointégration et l'estimation du terme de correction d'erreur qui mène à la finition du VECM.

En temps normal, pour faire cette première étape de l'estimation des vecteurs de cointégration, il faut avoir recours à la méthode d'avances et retards optimales pour éviter les corrélations sérielles, c'est-à-dire l'autocorrélation des résidus et la corrélation entre ses résidus et les premiers différences passées et futures des variables explicatives. Par exemple, pour illustrer cela de façon un peu plus précise, soit \mathbf{Y}_t et \mathbf{X}_t deux processus I(1) cointégrés ce qui veut dire que les résidus \mathbf{u}_t sont I(0) dans la régression suivante :

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta} \mathbf{X}_t + \mathbf{u}_t$$

La cointégration ne permet pas d'affirmer plus que cela, elle ne dit rien sur la présence probable de corrélation sérielle de \mathbf{u}_t et le manque d'exogénéité stricte de \mathbf{X}_t . Pour tenir compte de ce problème potentiel, il est possible de réarranger le terme d'erreurs en conséquence. La méthode d'avances et de retards optimale propose de poser \mathbf{u}_t comme étant fonction de $\Delta \mathbf{X}_{t-s}$ pour tout 's' se rapprochant de plus ou moins 't'. Cela donnerait la chose suivante :

$$\mathbf{u}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varphi}_0\Delta\mathbf{X}_t + \boldsymbol{\varphi}_1\Delta\mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2\Delta\mathbf{X}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\varphi}_s\Delta\mathbf{X}_{t-s} \\ + \boldsymbol{\gamma}_1\Delta\mathbf{X}_{t+1} + \boldsymbol{\gamma}_2\Delta\mathbf{X}_{t+2} + \dots + \boldsymbol{\gamma}_s\Delta\mathbf{X}_{t+s} + \mathbf{e}_t$$

De cette façon, le terme d'erreur devrait normalement être de moins en moins corrélé aux variations passées et futures de \mathbf{X}_t puisque la corrélation entre les deux tendra vers zéro à mesure que des avances et des retards sont ajoutés.

Il est maintenant possible de combiner ces deux dernières équations pour obtenir la régression qui suit :

$$\mathbf{Y}_t = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta} \mathbf{X}_t + \boldsymbol{\varphi}_0\Delta\mathbf{X}_t + \boldsymbol{\varphi}_1\Delta\mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2\Delta\mathbf{X}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\varphi}_s\Delta\mathbf{X}_{t-s} \\ + \boldsymbol{\gamma}_1\Delta\mathbf{X}_{t+1} + \boldsymbol{\gamma}_2\Delta\mathbf{X}_{t+2} + \dots + \boldsymbol{\gamma}_s\Delta\mathbf{X}_{t+s} + \mathbf{e}_t$$

Ceci est le modèle d'avances et de retards, où le paramètre $\boldsymbol{\beta}$ est en fait le vecteur de cointégration qui apparaîtra tel quel dans la partie entre parenthèse du VECM. Cet exemple peut facilement s'appliquer à cette étude même s'il comporte plusieurs variables explicatives. Les neuf régressions à faire auront donc la forme suivante :

$$\mathbf{TCR}_{i,t} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta}_1\mathbf{COM}_t + [\boldsymbol{\varphi}_0\Delta\mathbf{COM}_t + \boldsymbol{\varphi}_1\Delta\mathbf{COM}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2\Delta\mathbf{COM}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\varphi}_s\Delta\mathbf{COM}_{t-s} \\ + \boldsymbol{\gamma}_1\Delta\mathbf{COM}_{t+1} + \boldsymbol{\gamma}_2\Delta\mathbf{COM}_{t+2} + \dots + \boldsymbol{\gamma}_s\Delta\mathbf{COM}_{t+s}] \\ + \boldsymbol{\beta}_2\mathbf{PET}_t + [\boldsymbol{\varphi}_0\Delta\mathbf{PET}_t + \boldsymbol{\varphi}_1\Delta\mathbf{PET}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2\Delta\mathbf{PET}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\varphi}_s\Delta\mathbf{PET}_{t-s} \\ + \boldsymbol{\gamma}_1\Delta\mathbf{PET}_{t+1} + \boldsymbol{\gamma}_2\Delta\mathbf{PET}_{t+2} + \dots + \boldsymbol{\gamma}_s\Delta\mathbf{PET}_{t+s}] \\ + \boldsymbol{\beta}_3\mathbf{CHAR}_t + [\boldsymbol{\varphi}_0\Delta\mathbf{CHAR}_t + \boldsymbol{\varphi}_1\Delta\mathbf{CHAR}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2\Delta\mathbf{CHAR}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\varphi}_s\Delta\mathbf{CHAR}_{t-s} \\ + \boldsymbol{\gamma}_1\Delta\mathbf{CHAR}_{t+1} + \boldsymbol{\gamma}_2\Delta\mathbf{CHAR}_{t+2} + \dots + \boldsymbol{\gamma}_s\Delta\mathbf{CHAR}_{t+s}] \\ + \boldsymbol{\beta}_4\mathbf{GAZN}_t + [\boldsymbol{\varphi}_0\Delta\mathbf{GAZN}_t + \boldsymbol{\varphi}_1\Delta\mathbf{GAZN}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2\Delta\mathbf{GAZN}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\varphi}_s\Delta\mathbf{GAZN}_{t-s} \\ + \boldsymbol{\gamma}_1\Delta\mathbf{GAZN}_{t+1} + \boldsymbol{\gamma}_2\Delta\mathbf{GAZN}_{t+2} + \dots + \boldsymbol{\gamma}_s\Delta\mathbf{GAZN}_{t+s}] \\ + \boldsymbol{\beta}_5\mathbf{ÉLEC}_t + [\boldsymbol{\varphi}_0\Delta\mathbf{ÉLEC}_t + \boldsymbol{\varphi}_1\Delta\mathbf{ÉLEC}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2\Delta\mathbf{ÉLEC}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\varphi}_s\Delta\mathbf{ÉLEC}_{t-s} \\ + \boldsymbol{\gamma}_1\Delta\mathbf{ÉLEC}_{t+1} + \boldsymbol{\gamma}_2\Delta\mathbf{ÉLEC}_{t+2} + \dots + \boldsymbol{\gamma}_s\Delta\mathbf{ÉLEC}_{t+s}] + \mathbf{e}_t$$

Où $\mathbf{TCR}_{i,t}$ représente les différents taux de change réels pour chacune des provinces ($i =$ indice des neuf différentes provinces). Les autres indices sont toujours : l'indice des prix

des commodités non énergétiques, le prix du pétrole (**PET**), l'indice des prix du charbon (**CHAR**), l'indice des prix du gaz naturel (**GAZN**), et l'indice des prix de l'électricité (**ÉLEC**). Pour passer à la dernière étape qui est d'estimer le terme de correction d'erreur et par le fait même de terminer le VECM, les seuls éléments de cette régression qui seront nécessaires, sont les paramètres β_1 à β_5 , les vecteurs de cointégration.

Cependant, un problème subsiste encore, sachant que l'ajout d'avances et de retards comporte deux effets contradictoires, soit d'éliminer la corrélation sérielle ce qui est bon, en même temps qu'il y a perte d'un certain nombre d'observations. Il est donc important de déterminer le nombre d'avances et de retards optimal à utiliser. Pour trouver cette valeur, il est normalement recommandé de prendre une dernière fois les résultats du AIC ou du BIC pour comparer les régressions avec $s = 1, \dots, 20$ où 20 est le nombre maximum d'avances et de retards qu'il est permis d'utiliser en perdant deux observations supplémentaires à chaque augmentation de 'lag'.

Malheureusement, il semble que la méthode de AIC ou BIC ne fonctionne pas bien avec le type de données disponibles et le nombre de variables choisies. Effectivement, avec cinq variables explicatives, l'ajout de chaque avance et retard mensuel se traduit sans aucun doute par une forte baisse du SSR (somme carré des résidus) puisqu'à chaque augmentation, dix variables sont additionnées à la régression, en plus de perdre deux observations par série. Comme ce problème n'influence pas vraiment les conclusions qui seront tirées des résultats, il est permis de choisir un certain nombre d'avances et de retards déterminés par des critères économiques. Dans ce cas, les horizons de six et douze mois ont été retenus car il est possible de s'attendre à ce que les effets des prix de l'énergie persistent de six à douze mois sur le taux de change réel (dans ce travail le mot horizon sert à définir le nombre d'avances et de retards qui a été utilisés à ce stade-ci de l'étude). De plus, il est intéressant de prendre le nombre minimum d'avances et de retards, c'est-à-dire sur un seul mois, dans le but de voir si à l'extrême, ce critère a une grande influence sur les paramètres. Les résultats de ces régressions ne sont pas présentés dans cette section car ils apparaîtront presque tels quels dans la forme finale du VECM à la section suivante (voir le *Tableau 6 a* à *i*)).

Terme de correction d'erreur et VECM

Maintenant que les vecteurs de cointégration sont déterminés, il est possible d'établir un modèle dynamique en première différence plutôt qu'en niveau. Ce modèle aura donc la forme suivante:

$$\Delta Y_t = \mu + \mu_1 \Delta Y_{t-1} + \lambda_0 \Delta X_t + \lambda_1 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ici, on aurait pu inclure plus de retards de ΔX_t dans le modèle mais les résultats empiriques sur cette variable n'étant pas très significatifs, un seul retard sera retenu. Et comme Y_t et X_t sont supposés être cointégrés et que les vecteurs de cointégration sont maintenant connus, il est possible d'y inclure S_t , un processus $I(0)$ avec une moyenne zéro tel que :

$$S_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$$

Où les paramètres α et β sont ceux déterminés à la section précédente par la méthode d'avances et de retards mais dans lequel le résidu S_t est calculé sans comptabiliser les avances et les retards. En incluant cette variable S_t avec un retard (donc S_{t-1}) dans le modèle dynamique, le nouveau modèle suivant est obtenu :

$$\Delta Y_t = \mu \Delta Y_{t-1} + \lambda \Delta X_{t-1} + \delta S_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \mu \Delta Y_{t-1} + \lambda \Delta X_{t-1} + \delta (Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Où le terme $\delta(Y_{t-1} - \alpha + \beta X_{t-1})$ est le terme de correction d'erreur et où de façon plus générale, ce nouveau modèle est en fait le modèle à correction d'erreur vectorielle (VECM).

Pour appliquer tout cela à cette étude, il faut donc commencer par prédire S_{t-1} avec les résultats obtenus à la section précédente. Le calcul est alors le suivant :

$$S_t = \text{TCR}_{i,t} - \alpha - \beta_1 \text{COM}_t - \beta_2 \text{PET}_t - \beta_3 \text{CHAR}_t - \beta_4 \text{GAZN}_t - \beta_5 \text{ÉLEC}_t$$

$$S_{t-1} = \text{TCR}_{i,t-1} - \alpha - \beta_1 \text{COM}_{t-1} - \beta_2 \text{PET}_{t-1} - \beta_3 \text{CHAR}_{t-1} - \beta_4 \text{GAZN}_{t-1} - \beta_5 \text{ÉLEC}_{t-1}$$

Ce résultat mène directement au VECM de la forme recherchée, soit :

$$\Delta \text{TCR}_{i,t} = \delta (\text{TCR}_{t-1} - \alpha - \beta_1 \text{COM}_{t-1} - \beta_2 \text{PET}_{t-1} - \beta_3 \text{GAZN}_{t-1} - \beta_4 \text{CHAR}_{t-1} - \beta_5 \text{ÉLEC}_{t-1})$$

$$+ \lambda_1 \Delta \text{COM}_{t-1} + \lambda_2 \Delta \text{PET}_{t-1} + \lambda_3 \Delta \text{CHAR}_{t-1} + \lambda_4 \Delta \text{GAZN}_{t-1} + \lambda_5 \Delta \text{ÉLEC}_{t-1}$$

$$+ \mu \Delta \text{TCR}_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

Les résultats obtenus à l'aide de la méthode économétrique décrite dans cette section, sont présentés dans le *tableau 6 a) à i)*. Les explications pour ces résultats sont faites dans la partie suivante qui se concentre sur l'analyse empirique et qui, de façon plus précise, cherche à répondre à la question posée en introduction.

Tableau 6
Résultats du modèle de correction d'erreur vectorielle
pour les 9 provinces et pour les horizons de 1, 6 et 12 mois,
périodes de janvier 1981 à mai 2002.

a) Terre-Neuve Labrador

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	-0.111	0.000	-0.100	0.000	-0.060	0.000
I.P. des commodités non énergétique	0.038	0.000	0.037	0.000	0.034	0.000
Prix du pétrole	0.003	0.000	-0.030	0.000	-0.065	0.000
I.P. du charbon	-0.213	0.000	-0.231	0.000	-0.114	0.000
I.P. du gaz naturel	0.020	0.000	0.023	0.000	0.042	0.000
I.P. de l'électricité	0.114	0.000	0.114	0.000	0.084	0.000
Constante	0.000	0.894	-0.001	0.067	-0.003	0.000
Variation retardé de taux de change réel	-0.037	0.555	-0.047	0.445	-0.067	0.279
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	0.007	0.518	0.004	0.706	0.002	0.868
Variation retardé du prix du pétrole	0.002	0.493	0.001	0.641	0.001	0.794
Variation retardé de l'I.P. du charbon	-0.001	0.925	0.000	0.969	0.008	0.377
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	-0.005	0.515	-0.002	0.737	0.002	0.818
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.077	0.006	0.077	0.006	0.078	0.006

b) Ile-du-Prince-Édouard

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	-0.047	0.026	-0.038	0.024	-0.030	0.009
I.P. des commodités non énergétique	0.050	0.000	0.035	0.003	0.067	0.000
Prix du pétrole	-0.046	0.000	-0.067	0.000	-0.114	0.000
I.P. du charbon	-0.069	0.000	-0.091	0.000	-0.005	0.893
I.P. du gaz naturel	0.028	0.000	0.039	0.000	0.074	0.000
I.P. de l'électricité	-0.002	0.905	-0.028	0.057	-0.092	0.000
Constante	0.000	0.782	0.001	0.264	0.000	0.815
Variation retardé de taux de change réel	-0.025	0.685	-0.028	0.655	-0.036	0.564
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	0.004	0.771	0.003	0.799	0.002	0.883
Variation retardé du prix du pétrole	0.008	0.042	0.008	0.044	0.007	0.055
Variation retardé de l'I.P. du charbon	0.017	0.129	0.017	0.127	0.019	0.084
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	-0.006	0.463	-0.006	0.469	-0.005	0.595
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.046	0.158	0.046	0.163	0.046	0.156

c) Nouvelle-Écosse

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	-0.044	0.022	-0.040	0.019	-0.040	0.007
I.P. des commodités non énergétique	0.046	0.000	0.054	0.000	0.079	0.000
Prix du pétrole	-0.019	0.000	-0.029	0.000	-0.052	0.000
I.P. du charbon	-0.081	0.000	-0.082	0.000	-0.064	0.085
I.P. du gaz naturel	0.017	0.000	0.021	0.000	0.038	0.000
I.P. de l'électricité	0.061	0.000	0.052	0.000	0.003	0.842
Constante	0.000	0.796	0.000	0.439	-0.001	0.321
Variation retardé de taux de change réel	-0.099	0.118	-0.100	0.113	-0.105	0.098
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	0.003	0.753	0.003	0.781	0.002	0.859
Variation retardé du prix du pétrole	0.006	0.048	0.006	0.055	0.005	0.079
Variation retardé de l'I.P. du charbon	0.003	0.695	0.004	0.668	0.004	0.607
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	0.000	0.995	0.000	0.941	0.002	0.822
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.061	0.019	0.061	0.019	0.060	0.019

Tableau 6 (suite)

d) Nouveau-Brunswick

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	-0.062	0.013	-0.056	0.008	-0.043	0.002
I.P. des commodités non énergétique	0.055	0.000	0.060	0.000	0.102	0.000
Prix du pétrole	-0.015	0.000	-0.023	0.000	-0.055	0.000
I.P. du charbon	-0.076	0.000	-0.066	0.000	0.047	0.237
I.P. du gaz naturel	0.019	0.000	0.016	0.000	0.021	0.020
I.P. de l'électricité	0.022	0.017	0.015	0.165	-0.036	0.057
Constante	0.000	0.863	-0.001	0.169	-0.003	0.000
Variation retardé de taux de change réel	-0.091	0.147	-0.094	0.134	-0.103	0.100
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	0.007	0.521	0.006	0.564	0.004	0.665
Variation retardé du prix du pétrole	0.006	0.062	0.005	0.072	0.005	0.098
Variation retardé de l'I.P. du charbon	0.002	0.809	0.003	0.747	0.007	0.458
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	0.001	0.883	0.002	0.803	0.004	0.568
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.059	0.026	0.060	0.022	0.064	0.015

e) Québec

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	-0.148	0.000	-0.147	0.000	-0.088	0.000
I.P. des commodités non énergétique	0.070	0.000	0.082	0.000	0.093	0.000
Prix du pétrole	-0.005	0.026	-0.013	0.000	-0.032	0.000
I.P. du charbon	-0.027	0.007	0.002	0.905	0.041	0.221
I.P. du gaz naturel	0.021	0.000	0.033	0.000	0.063	0.000
I.P. de l'électricité	-0.037	0.000	-0.038	0.000	-0.034	0.032
Constante	0.000	0.851	0.000	0.926	0.000	0.953
Variation retardé de taux de change réel	-0.066	0.267	-0.077	0.192	-0.105	0.079
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	-0.008	0.383	-0.009	0.276	-0.011	0.209
Variation retardé du prix du pétrole	0.005	0.072	0.004	0.100	0.004	0.098
Variation retardé de l'I.P. du charbon	-0.014	0.063	-0.012	0.122	-0.009	0.220
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	-0.003	0.634	0.000	0.990	0.004	0.544
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.006	0.780	0.007	0.753	0.011	0.631

f) Manitoba

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	0.026	0.098	0.022	0.103	0.019	0.135
I.P. des commodités non énergétique	-0.002	0.830	0.002	0.858	0.016	0.253
Prix du pétrole	-0.006	0.035	-0.020	0.000	-0.034	0.000
I.P. du charbon	-0.130	0.000	-0.126	0.000	-0.098	0.003
I.P. du gaz naturel	0.023	0.000	0.031	0.000	0.045	0.000
I.P. de l'électricité	0.183	0.000	0.192	0.000	0.179	0.000
Constante	0.000	0.932	-0.001	0.179	-0.001	0.173
Variation retardé de taux de change réel	-0.256	0.000	-0.256	0.000	-0.255	0.000
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	0.002	0.865	0.002	0.837	0.002	0.829
Variation retardé du prix du pétrole	0.007	0.022	0.007	0.020	0.007	0.019
Variation retardé de l'I.P. du charbon	0.014	0.130	0.014	0.140	0.013	0.157
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	-0.013	0.080	-0.013	0.071	-0.013	0.067
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.071	0.009	0.071	0.009	0.071	0.009

Tableau 6 (suite)

g) Saskatchewan

variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	0.012	0.490	0.009	0.514	0.009	0.437
I.P. des commodités non énergétique	-0.011	0.308	-0.028	0.028	0.037	0.077
Prix du pétrole	-0.016	0.000	-0.036	0.000	-0.058	0.000
I.P. du charbon	-0.121	0.000	-0.128	0.000	-0.002	0.961
I.P. du gaz naturel	0.014	0.007	0.024	0.000	0.041	0.000
I.P. de l'électricité	0.140	0.000	0.148	0.000	0.149	0.000
Constante	0.000	0.907	0.000	0.543	-0.002	0.024
Variation retardé de taux de change réel	-0.178	0.005	-0.177	0.005	-0.178	0.005
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	0.022	0.061	0.022	0.061	0.023	0.057
Variation retardé du prix du pétrole	0.003	0.432	0.003	0.425	0.003	0.406
Variation retardé de l'I.P. du charbon	0.010	0.351	0.009	0.361	0.009	0.395
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	0.001	0.870	0.001	0.887	0.000	0.954
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.010	0.727	0.010	0.729	0.010	0.747

h) Alberta

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	-0.006	0.717	-0.007	0.554	-0.008	0.374
I.P. des commodités non énergétique	0.053	0.000	0.064	0.000	0.125	0.000
Prix du pétrole	-0.038	0.000	-0.072	0.000	-0.121	0.000
I.P. du charbon	-0.115	0.000	-0.078	0.003	-0.024	0.583
I.P. du gaz naturel	0.024	0.000	0.061	0.000	0.131	0.000
I.P. de l'électricité	0.180	0.000	0.203	0.000	0.188	0.000
Constante	0.000	0.961	-0.001	0.136	-0.002	0.028
Variation retardé de taux de change réel	-0.146	0.021	-0.147	0.020	-0.148	0.019
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	-0.003	0.847	-0.004	0.808	-0.005	0.764
Variation retardé du prix du pétrole	0.001	0.895	0.000	0.917	0.000	0.958
Variation retardé de l'I.P. du charbon	0.008	0.528	0.008	0.521	0.009	0.506
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	-0.009	0.373	-0.008	0.416	-0.007	0.479
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	0.063	0.103	0.063	0.102	0.063	0.102

i) Colombie-Britannique

Variable	Taux de change réel (avec 1 avance et retard)		Taux de change réel (avec 6 avances et retards)		Taux de change réel (avec 12 avances et retards)	
	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value	Coef. Estimé	P-value
Coefficient d'ajustement	0.010	0.449	0.006	0.542	0.002	0.755
I.P. des commodités non énergétique	0.003	0.858	-0.010	0.622	0.042	0.122
Prix du pétrole	-0.037	0.000	-0.077	0.000	-0.125	0.000
I.P. du charbon	-0.237	0.000	-0.219	0.000	-0.092	0.144
I.P. du gaz naturel	0.055	0.000	0.076	0.000	0.101	0.000
I.P. de l'électricité	0.076	0.000	0.074	0.003	0.026	0.363
Constante	0.000	0.937	-0.001	0.365	-0.003	0.029
Variation retardé de taux de change réel	-0.057	0.362	-0.055	0.382	-0.052	0.406
Variation retardé de l'I.P. des commodités non énergétique	-0.003	0.742	-0.003	0.750	-0.004	0.717
Variation retardé du prix du pétrole	0.007	0.017	0.007	0.017	0.007	0.019
Variation retardé de l'I.P. du charbon	0.007	0.412	0.007	0.451	0.006	0.489
Variation retardé de l'I.P. du gaz naturel	-0.015	0.033	-0.015	0.032	-0.015	0.036
Variation retardé de l'I.P. de l'électricité	-0.028	0.289	-0.029	0.275	-0.030	0.264

Analyse empirique

Maintenant que les paramètres du modèle VECM sont définis, il sera possible d'en tirer des conclusions économiques et de tenter de répondre à la question qui est, rappelons-le : *L'effet de la variation des prix de l'énergie sur les taux de change réels à court et à long terme est-il différent pour chacune des provinces canadiennes? Dans l'affirmative, ces diverses sensibilités sont-elles influencées par l'abondance relative des facteurs énergétiques?*

Pour ce faire, il sera nécessaire de décrire de quelle façon il faut interpréter le VECM en général et plus particulièrement dans le cadre de cette étude. Il y a trois éléments importants à distinguer dans le VECM, dont deux concernent la partie de long terme. Cette partie qui est ici la plus importante, est composée des paramètres à l'intérieur de la parenthèse et du coefficient d'ajustement.

Dans la parenthèse, il y a donc les vecteurs de cointégration qui peuvent s'interpréter comme étant les effets de long terme d'une augmentation ou diminution des facteurs énergétiques ou non énergétiques. Ces effets à long terme sont graduels mais persistants dans le temps. Par exemple, sur un horizon de six mois, une augmentation permanente de 1% de l'indice des prix du charbon impliquera une appréciation permanente d'environ 0.2% du taux de change réel de la Colombie-Britannique. Ce résultat n'est pas très étonnant considérant que la Colombie-Britannique est responsable de près de quatre cinquième des exportations canadiennes de charbon. Il est donc facile de prévoir qu'une augmentation permanente du prix du charbon aura un effet positif et permanent sur le taux de change de cette province par rapport à n'importe quel voisin de celle-ci qui serait moins bien doté dans l'industrie du charbon. Cependant, cet effet n'est pas instantané, cela prend quelque temps au marché pour s'ajuster au choc et revenir à son niveau d'équilibre.

C'est le coefficient de cointégration qui permet de déterminer à quelle vitesse les effets de long terme reviendront à leurs niveaux d'équilibre. Ce coefficient, tel que présenté dans la partie sur la méthode économétrique, se trouve à gauche de la parenthèse. Par exemple, il

est possible d'interpréter un coefficient d'ajustement d'environ 15 % comme étant le pourcentage de rétrécissement de l'écart entre la valeur observée et la valeur d'équilibre du taux de change réel à la fin de chaque période¹. Normalement, il ne faut pas s'attendre à des coefficients d'ajustement aussi élevés lorsque des données mensuelles sont utilisées, mais selon les résultats empiriques sur un horizon de six mois, il semble que se soit le cas pour le taux de change réel du Québec relativement à l'Ontario. Cela suggère une forte intégration de ces deux marchés en ce qui concerne les facteurs énergétiques.

À droite de la parenthèse, il y a les effets à court terme. Ceux-ci sont plus simples à comprendre car ils sont plus directs. Ces paramètres donnent les effets sur le taux de change réel d'une variation observée à la période précédente de chacune des variables utilisées. Malgré cette compréhension rapide des résultats, l'interprétation économique n'est pas toujours aisée et cela vaut la peine de s'y attarder, c'est ce qui sera abordé ultérieurement.

Avant de tirer des conclusions, il est bon de souligner que pour les fins de cette analyse les horizons de six et douze mois seront utilisés. Les estimations sont similaires dans la plupart des cas, cependant, s'il y a des différences notoires, elles seront mentionnées. Sur cet aspect de la recherche, il est à noter que le changement d'horizon influence peu le sens des résultats mais influence légèrement l'amplitude. Ces différences sont plus apparentes entre les horizons d'un et six mois qu'entre ceux de six et douze mois, c'est pourquoi il est plus aisé de considérer ces deux dernières de façon simultanée. De plus, un horizon d'un mois est sûrement trop court pour une analyse de long terme.

Constatations générales

En jetant un coup d'œil rapide sur les résultats empiriques obtenus et qui sont présentés au *tableau 6*, il est déjà aisé de répondre à la première partie de la question posée plus haut. Les coefficients de long terme qui ont été estimés étant le plus souvent non nuls et parfois même assez élevés et significativement différents d'une province à l'autre, il est clair que

¹ Lafrance, Robert et van Norden, Simon, "Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien", *Département des Relations internationales du Canada*, 1995, page 17-33.

l'effet de la variation des prix de l'énergie sur les taux de change réels est différent pour chacune des provinces canadiennes, du moins à long terme. Par exemple, la Manitoba réagit fortement aux changements de prix de l'électricité et du gaz naturel et peu aux prix des commodités non énergétiques. Au contraire, le Québec réagit plus à cette dernière et beaucoup moins aux deux premières. Les effets sont donc très variés, mais il faut toujours garder en tête que ces résultats sont relatifs à la province de l'Ontario avant de tirer des conclusions sur le sens et l'ampleur des paramètres.

Fait à remarquer, dans un même ordre d'idées, les provinces voisines semblent avoir des comportements relativement similaires, voir presque semblables, par exemple dans le cas du Nouveau-Brunswick et de la Nouvelle-Écosse. Ces deux provinces tendent à avoir des résultats proches de ceux obtenus par le Québec. Seule distinction importante, le coefficient d'ajustement est plus élevé dans le cas de ce dernier. Cette distinction sera analysée un peu plus loin. Ce phénomène de similitude s'observe aussi entre le Manitoba et la Saskatchewan, mais il est moins proéminent. Des économies relativement semblables ou très intégrées et des taux de change réels similaires (voir les *figures 7 a) et d)*) l'expliquent sûrement.

Le deuxième élément à remarquer en regardant les données, c'est que les coefficients d'ajustement sont significativement différents de zéro pour cinq provinces (Terre-Neuve Labrador, l'Île-du-Prince-Édouard, la Nouvelle-Écosse, le Nouveau-Brunswick et le Québec) et non significativement différents pour les quatre autres (Manitoba, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique). Le manque de signification des coefficients pour ces provinces peut être compris de deux façons, soit que les taux de change en question ne sont pas cointégrés, soit ils sont si faibles que les erreurs inévitablement associées au modèle ne permettent pas d'en prendre la mesure exacte. Autrement dit, les intervalles de confiance pour les coefficients d'ajustement incluent possiblement des valeurs négatives. Comme la cointégration a été démontrée au préalable, il faut se rendre à cette seconde hypothèse. Cela impliquerait donc que les chocs sur les facteurs énergétiques auraient des effets sur le taux de change très persistants et celui-ci n'aurait donc pas tendance à revenir rapidement au niveau d'équilibre.

Autre constatation générale, dans la plupart des cas, les paramètres de court terme ne sont pas significativement différents de zéro. Il n'y a que pour l'électricité que l'effet se fait véritablement sentir à court terme, c'est le cas pour six provinces (Terre-Neuve Labrador, Ile-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Manitoba et Alberta). Une explication possible à cela serait que, suite à un changement de prix des facteurs énergétiques, les agents ne réagissent pas automatiquement ne sachant si les variations seront temporaires ou permanentes. L'économie prendrait alors plus de temps à s'ajuster (ex : des variations d'origines spéculatives de courtes durées). Cependant, l'électricité étant généralement déterminée par des contrats gouvernementaux assurant une certaine rigidité des prix, les variations de ce prix seraient instantanément considérées comme permanentes et donc les prix s'ajusteraient à court terme. Dans ce cas, la durée et la prévisibilité des contrats pourraient expliquer en bonne partie l'évolution de ce paramètre à court terme.

Analyse par province

Pour répondre à la seconde partie de la question à l'étude qui concerne le lien entre les abondances relatives des facteurs énergétiques et la sensibilité des taux de change réels aux variations de prix, il est nécessaire de rentrer un peu plus dans le détail. Pour cela, chaque région ou province sera étudiée de façon plus spécifique. Cet exercice vise à établir un parallèle entre les abondances relatives (présentées dans les *tableaux 1 et 2*) et les résultats empiriques obtenus à l'aide du VECM (présentés au *tableau 6*).

Ce travail d'analyse par province sera fait dans l'ordre géographique, d'est en ouest. C'est pourquoi nous débuterons par les provinces maritimes de l'Atlantique. Pour commencer, Terre-Neuve Labrador (T.-N.L) et l'Ile-du-Prince-Édouard (I.P.E.) seront traités ensemble, la raison en est simple, se sont deux petites économies. Cependant, Terre-Neuve Labrador a une production d'énergie pétrolière qu'elle exporte en partie, et d'électricité qu'elle n'exporte pas. En se fiant à la théorie, on pourrait s'attendre à ce que cette province soit plus sensible aux variations du prix du pétrole. Cependant, il semble que le taux de change réel s'apprécie plus du côté de l'Ile-du-Prince-Édouard (entre 0.03% et 0.065 %

d'appréciation par 1% d'augmentation du prix du pétrole pour T.-N.L. contre 0.067% à 0.114% d'appréciation pour l'I.P.E.). Cela peut vouloir dire que l'I.P.E. produit des biens plus intensifs dans ce facteur de production et que l'appréciation, qui en découle, dépasse l'effet positif de l'exportation de pétrole de T.-N.L. sur son taux de change.

Autre constat intéressant, le facteur électricité a un effet de dépréciation sur T.-N.L, alors qu'il apprécie le taux de change de l'I.P.E. (entre 0.084% et 0.114% de dépréciation par 1% d'augmentation du prix de l'électricité pour T.-N.L. contre 0.028% à 0.092% d'appréciation pour l'I.P.E.) ce qui est en contradiction avec la théorie. Il n'y pas d'explication évidente à cela mais ni l'une, ni l'autre de ces provinces n'étant un grand producteur d'électricité, ce résultat n'est donc pas des plus significatifs. Quant au charbon, il semble avoir un effet d'appréciation dans les deux provinces. Cet effet n'est probablement pas plus significatif puisqu'il diminue fortement jusqu'à disparaître lorsque l'on augmente le nombre de retards et d'avances pris en compte.

Toujours dans les maritimes de l'Atlantique, on retrouve la Nouvelle-Écosse (N.E) et le Nouveau-Brunswick (N.B.) qui sont deux provinces avec des comportements très similaires selon les résultats du VECM et les variations de leur taux de change réel (voir figure 7 a). Étonnement, celles-ci n'ont pas d'abondances énergétiques dans les mêmes facteurs. La N.E. a une petite production de charbon (pas trop exportée) et de gaz naturel (qui est exporté) alors que le N.B. se concentre un peu plus dans la production d'électricité (qu'elle réussit à exporter quelque peu).

Dans ces deux cas, les facteurs énergétiques n'ont pas d'effets d'une grande amplitude. On remarque, cependant, un effet d'appréciation de 0.06 à 0.08%, selon l'horizon, en N.É. par rapport au charbon et un effet d'appréciation par rapport à l'électricité au N.B. (près de 0.04% avec l'horizon de 12 mois). Seul paramètre allant contre la théorie, le gaz naturel fait déprécier le taux de change de la N.É. qui pourtant en exporte (près de 0.04% de dépréciation avec l'horizon de 12 mois).

Toutefois, ces effets ne sont pas très grands et la taille de ces provinces maritimes de l'Atlantique, par rapport à la province de base (l'Ontario), enlève quelque peu de signification à ces résultats. En contrepartie, notons que les variations des produits de bases non énergétiques ont un impact un peu plus important (0.08% et 0.1% d'appréciation par 1% d'augmentation du prix des produits de bases non énergétiques sur l'horizon de 12 mois pour N.E. et N.B. respectivement).

Ce problème de taille n'est plus un facteur lorsque vient le temps de comparer les deux provinces du centre du Canada, soit le Québec et l'Ontario. Effectivement, ces deux provinces constituent les deux économies les plus importantes du pays mais aussi les plus proches en terme de type d'économie et les ressemblances en ce qui concerne l'énergie. L'électricité est le seul facteur produit et exporté en grande quantité dans les deux cas. Le Québec possède tout de même une longueur d'avance dans ce secteur, en terme de production et d'exportation, malgré le fait que l'Ontario constitue une plus grosse économie de production manufacturière, donc intensive en consommation d'énergie électrique.

Les parallèles entre ces deux provinces et leur rapprochement géographique rendent les résultats obtenus d'autant plus significatifs et intéressants. On peut imaginer que la théorie permettrait d'avancer que le Québec bénéficierait d'une appréciation de son taux de change suite à une augmentation des prix de l'électricité. Toutefois, l'amplitude ne serait pas si grand, car l'Ontario est tout de même relativement bien doté de ce facteur. Cette théorie semble être confirmée par les résultats empiriques qui donnent au Québec un léger avantage (entre 0.034% et 0.038 % d'appréciation par 1% d'augmentation du prix de l'électricité). Si le Québec avait été plus productif que l'Ontario dans la production de biens intensifs en électricité, on aurait pu s'attendre à un résultat plus élevé.

Par contre, là où l'avantage favorise l'Ontario, c'est en ce qui concerne les produits de bases non énergétiques. Dans ce cas, lorsque les prix augmentent de 1%, le taux de change du Québec se déprécie de 0.082% à 0.093% selon l'horizon. Cela est normal, sachant que cette province est celle qui échange le plus de produits manufacturiers avec les autres provinces et le voisin américain. Pour ce qui en est des autres produits énergétiques, en

tenant compte des deux horizons, il n'y a pas de résultats aussi clairs pour l'une ou l'autre des provinces.

Un autre indice de la forte intégration économique de ces deux provinces provient du coefficient d'ajustement. De tous les résultats significatifs obtenus, c'est le plus élevé et de loin. Selon l'horizon considéré, il est de 0.088% à 0.147%, ce qui veut dire qu'environ de 9 % et à 15% de l'écart entre la valeur observée et la valeur d'équilibre du taux de change réel au cours de la période précédente sera éliminé à la fin de chaque mois, si bien que l'écart sera réduit de moitié après 4 à 6 mois¹. En d'autres mots, les écarts du taux de change réel entre les deux provinces liées aux vecteurs inclus dans la partie de long terme (entre parenthèse) se rapprochent très rapidement de la valeur estimée de long terme.

Cette dernière analyse nous permet d'aborder la question des coefficients d'ajustement significativement non nul pour toutes les provinces maritimes de l'Atlantique. Étant de plus petites tailles et relativement proche géographiquement du Québec, il n'est pas surprenant de voir une similitude de ces coefficients d'ajustement qui indique un rapprochement plus ou moins rapide, selon le cas, des valeurs estimées de long terme par rapport aux variables étudiées (entre 0.03% et 0.1% d'ajustement à la fin de chaque mois selon la province maritime et l'horizon considéré). Cet ajustement en commun est plus lent que celui du Québec, mais tout de même bien présent, d'autant plus que de façon générale, on peut qualifier les provinces de l'Est comme n'étant pas très productives en énergie à combustibles fossiles et assez productives en électricité.

Ceci nous amène à discuter des provinces situées à ouest de l'Ontario, en commençant par le Manitoba et la Saskatchewan. Ces deux provinces ont des économies très semblables, mais leurs productions énergétiques respectives sont pourtant très différentes l'une de l'autre. Avec une faible production pétrolière, le Manitoba produit et exporte surtout de l'électricité. Cependant cette production d'énergie est tirée de l'exploitation de combustibles fossiles. Un peu à l'opposé, la Saskatchewan produit justement ces

¹ Lafrance, Robert et van Norden, Simon, "Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien", *Département des Relations internationales du Canada*, 1995, page 17-33.

combustibles fossiles et exporte surtout du pétrole dont il est le deuxième plus gros producteur au Canada.

En théorie, on devrait constater au Manitoba, une légère appréciation réelle suite à une montée des prix de l'électricité, mais c'est le contraire qui se passe. Le taux de change réel de cette province déprécie fortement par rapport à l'Ontario (entre 0.18% et 0.19% de dépréciation à long terme suite à une augmentation de 1% du prix de l'électricité). Ce chiffre tourne autour de 0.15% pour la Saskatchewan, ce qui est moins étonnant. Cet effet est également appuyé par une dépréciation de 0.07% à court terme au Manitoba. Comment expliquer ces résultats contradictoires?

Il est possible d'expliquer en partie ces résultats par le fait que l'Ontario est relativement beaucoup plus énergétivore en électricité que le Manitoba, ce qui impliquerait une plus forte baisse de la compétitivité de la production manufacturière ontarienne par rapport à celle du Manitoba. On peut également faire l'hypothèse que l'origine minéral (le charbon) de l'électricité, produite dans cette province, aurait pour résultat que cette dernière ne se concentre pas dans la production d'un bien dont elle est naturellement bien dotée, puisqu'elle doit importer les combustibles fossiles nécessaires pour en générer. Cette hypothèse peut être appuyée par le fait qu'une augmentation des prix du charbon, qui n'est pas directement produit dans cette province, semble avoir une forte influence sur son taux de change réel (appréciation entre 0.098% et 0.126% par 1% d'augmentation de l'indice des prix du charbon).

Les résultats pour la Saskatchewan sont, pour leur part, un peu plus conformes à la théorie. Effectivement, l'augmentation des prix du pétrole et du charbon tend à apprécier le taux de change réel à long terme. Il est de 0.036 à 0.058% selon l'horizon utilisé pour le pétrole et de 0.128% selon l'horizon de 6 mois pour le charbon. Mais, il est nul avec l'horizon de 12 mois pour le charbon ce qui est difficilement explicable. Autre résultat quelque peu étonnant, le gaz naturel fait légèrement déprécier le taux de change réel (0.024 à 0.041%). Encore une fois, il se peut que l'Ontario utilise plus intensivement le gaz naturel.

On en arrive enfin aux deux dernières provinces de l'Ouest qui sont également les plus productives en combustibles fossiles au Canada. Effectivement, l'Alberta est la championne incontestée dans le domaine de l'exploitation du pétrole et du gaz naturel. La Colombie-Britannique (C.-B.) qui produit un peu plus d'électricité que sa province voisine, occupe tout de même le second rang pour la production et l'exportation du gaz naturel. La production de charbon est également importante dans cette région où elle est partagée à part presque égale par ces deux provinces.

Avec de telles ressources, on devrait s'attendre à une appréciation relativement forte dès qu'il y a une variation positive des prix des combustibles fossiles. Pour le pétrole en particulier (0.072 à 0.121% d'appréciation réelle en Alberta et 0.077 à 0.125% en C.-B.) et pour le charbon également (0.024 à 0.078% d'appréciation réel en Alberta et 0.092 à 0.219% en C.-B.) cette théorie tient la route. Mais encore une fois, pour le gaz naturel (0.061 à 0.131% de dépréciation réelle en Alberta et 0.076 à 0.101% en C.-B.), ce n'est pas le cas. De plus, comme ce fût le cas dans toutes les provinces de l'Ouest, l'électricité a un fort effet de dépréciation réelle (0.188 à 0.203% de dépréciation réelle en Alberta et 0.026 à 0.074% en C.-B.).

Un autre élément en commun dans toutes les provinces de l'Ouest, les coefficients d'ajustement sont très faibles, voir non significativement différents de zéro. Ceci implique une forte persistance, à long terme, des chocs de prix sur les taux de change réels relatifs à l'Ontario. On peut voir en cela, une véritable division entre les économies de l'Est (incluant l'Ontario) et de l'Ouest du pays. Il n'est pas possible d'écarter l'hypothèse des différences en ressources énergétiques pour expliquer ce phénomène. Cette question d'intégration régionale des économies provinciales reste toutefois à approfondir.

À la lumière de toutes ces observations, il paraît assez clair que la théorie se confirme relativement bien. Les conclusions tirées sur les effets découlant des variations de prix et d'indices de prix du pétrole, du charbon et de l'électricité semblent vouloir le confirmer dans la plupart des cas. En fait, seules les données sur le gaz naturel y font opposition. Seulement, il n'est pas impossible d'imaginer que la dynamique des marchés provinciaux

cache des relations économiques qui s'opposent parfois aux prédictions de la théorie. Cela n'empêche toutefois pas de répondre dans l'affirmative à la question sur la sensibilité aux abondances factorielles car il est indéniable que ceux-ci ont un effet.

Conclusion

L'explication des causes de variation du taux de change n'est pas une simple affaire, cette variable économique étant composée d'un amalgame complexe de plusieurs facteurs. C'est pourquoi, il est parfois essentiel de décomposer, élément par élément, toutes les pistes de réponses. C'est du moins la méthode qui fût utilisée par A. Amano et S. van Norden¹ dans leur étude qui porte sur la relation existant entre les prix du pétrole et les taux de change réels pour l'Allemagne, le Japon et les États-Unis, ainsi que par R.Lafrance et S.van Norden² qui ont choisi de privilégier une approche par les facteurs non monétaires de l'économie. Djoudad et Tessier³ ont tenté de préciser quelles sont les variables qui influencent les taux de change réels à long terme entre le Canada et les États-Unis, tandis que C. Gauthier et D. Tessier⁴ se sont intéressés pour leur part plus particulièrement aux effets des chocs spécifiques d'offre sur le taux de change réel.

Dans le cadre de cette étude, c'est un peu le même principe qui a été appliqué mais de façon encore plus simplifiée. En choisissant de se concentrer exclusivement sur les effets de la variation des prix des facteurs énergétiques sur le taux de change réel des provinces canadiennes, il a été possible de vérifier, pour cette variable en particulier, si les résultats obtenus partiellement dans les études antérieures se confirment. Et, par la même occasion, de voir si les théories économiques développées par Amano-van Norden et par Balassa-Samuelson sont vérifiées en analysant les paramètres estimés en parallèle avec les abondances relatives de chaque province dans les ressources énergétiques.

C'est en se basant sur le modèle à correction d'erreurs vectorielles (VECM), fréquemment utilisé dans ce domaine d'étude, que la réponse au problème de lien entre les facteurs énergétiques et le taux de change réel est obtenu. Ce modèle a donc permis de confirmer

¹Amano, Robert A. et van Norden, Simon, "Exchange Rates and Oil Prices", *document de travail, Banque du Canada*, septembre 1995, 29 pages.

²Lafrance, Robert et van Norden, Simon, "Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien", *Département des Relations internationales du Canada*, 1995, page 17-33.

³Djoudad, Ramdane et Tessier, David, "Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis", *document de travail Banque du Canada 2000-4*, 11 pages.

⁴Gauthier, Céline et Tessier, David, "Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics : Canadian Evidence", *document de travail Banque du Canada*, novembre 2002, 22 pages.

les résultats obtenus par d'autres études empiriques et de mettre en évidence, du moins dans les tendances de long terme, les bons résultats de prédiction de la théorie pour les variables de prix du pétrole et d'indices de prix de charbon et de l'électricité. Mais aussi, de mettre en perspective les moins bons résultats obtenus dans l'analyse du gaz naturel. Cependant, en connaissant la complexité du problème et sachant qu'il aurait été utopique de s'attendre à ce que le modèle soutienne parfaitement la théorie, il est tout de même possible d'affirmer que les résultats obtenus tendent vers l'hypothèse d'un lien entre la sensibilité des taux de change réels aux variables énergétiques et l'abondance relative de ces facteurs.

Au-delà de cette conclusion, certains faits plus ou moins attendus et des questions supplémentaires se sont imposés lors de l'analyse des résultats. Notamment, les questions d'intégration régionale et de clivage économique Est-Ouest du Canada en parallèle avec les abondances de ressources énergétiques, qui mériteraient d'être un peu plus poussées. Il pourrait être également intéressant d'approfondir encore plus l'étude du problème en découpant les périodes car les découvertes de nouvelles ressources énergétiques dans certaines provinces, au cours des vingt dernières années, ont sûrement eu une influence. Finalement, et peut-être le plus important car c'était un peu le but de l'exercice, il serait bon d'appliquer de façon similaire à d'autres régions et pays, donc à un niveau international, le même type d'étude sur les implications des ressources énergétiques sur le taux de change réel.

Bibliographie

- Amano, Robert A. et van Norden, Simon, "Exchange Rates and Oil Prices", *document de travail, Banque du Canada*, septembre 1995, 29 pages.
- Anderson, Michael A.; Smith, Stephen L.S, "Canadian Provinces in World Trade: Engagement and Detachment", *The Canadian Journal of Economics*, Volume 32, Issue 1, Feb 1999, 22-38.
- Balassa, Bela. "The Purchasing power Parity Doctrine: A Reappraisal." *The Journal of Political Economy* 72, 1964, ---pages.
- Cameron, Rick; Curtis, John M.; Sydor, Aaron; Fisher, Sarah et Rao, Someshwar, "Tendances dans le secteur de l'énergie au Canada : Bulletin mensuel du commerce", *Ministère des Affaires étrangères et du Commerce international, et Industrie Canada*, Ottawa, Octobre 2002, 8 pages.
- Clarida, R. et Gali, J. "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?", *NBER Working Paper* No. 4658, 1994.
- Dickey, David et Fuller, Wayne A. "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* 74, 1979, pages 427-31.
- Djoudad, Ramdane et Tessier, David, "Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis ", document de travail Banque du Canada 2000-4, 11pages.
- Engle, R. F. et Granger, C.W.J., " Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing, " *Econometrica* 55, 1987, pages 251-276.
- Gauthier, Céline et Tessier, David, "Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics : Canadian Evidence", document de travail Banque du Canada, novembre 2002, 22 pages.
- Helliwell, John, *The Canadian Journal Of Economics*, Volume 29, Issue 3, Aug. 1996, 507-522.
- Hinkle, L.E., Montiel, P.J., "Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries", *World Bank Research Publication*, New York: *Oxford University Press*, 1999, 614 pages.
- Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of economic Dynamics and Control*, 1988, pages 231-254.
- Johansen, Soren et Juselius, Katarina, "The full information maximum likelihood procedure

for inference on cointégration." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 1990, pages 169-210.

King, R.G., Plosser C.I., Stock, J.H. et Watson M.W. "Stochastic Trends and Economic Fluctuations." *American Economic Review* 81, 1991, pages 819-40.

Krugman, Paul R. et Obstfeld, Maurice, "Économie internationale", deuxième édition française, *De Boeck Université*, 1998, 893 pages.

Lafrance, Robert et van Norden, Simon, "Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien", *Département des Relations internationales du Canada*, 1995, page 17-33.

Obstfeld, M. et Rogoff K. "Foundations of International Macroeconomics.", *MIT Press*, Cambridge, Massachusetts, 1996.

Phillips, Peter C.B. et Perron Pierre, "Testing for a Unit Root in Time Series regressions.", *Biometrika* 75, 1988, pages 335-46.

Samuelson, Paul A. "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics* 46, 1964, ---pages.

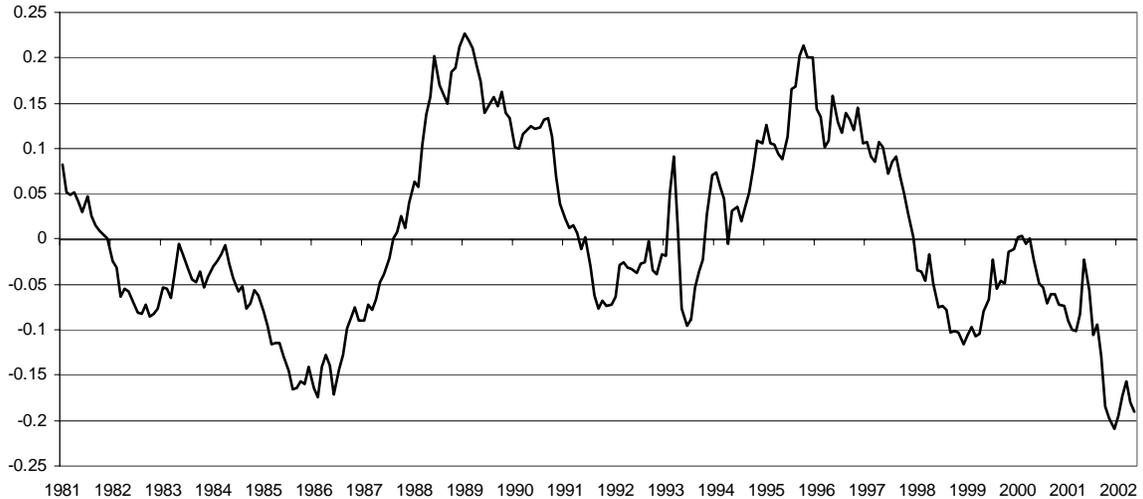
Stockman, A.C. "Theory of Exchange Rate Determination.", *Journal of Political Economy* 88, 1980, page 673-98.

Vousden, Neil, "The economics of trade protection." *Cambridge University Press*, 1990, 305 pages.

Wooldridge, Jeffrey M. "Introductory Econometrics: A Modern Approach", *South-Western College Publishing, Michigan State University*, 2000, 823 pages.

Annexe des figures

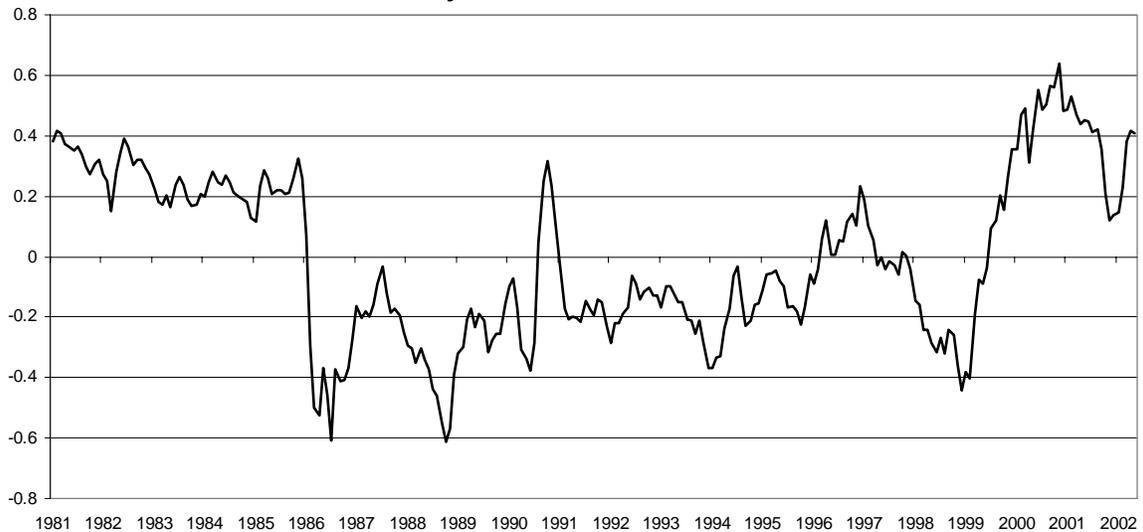
Figure 1
Évolution de l'indice des prix des produits de base non énergétiques
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Statistique Canada

Note: Suite au processus de désaisonnalisation et d'élimination de la tendance, cet indice n'a presque pas subi de modification à part au niveau de l'échelle des valeurs en log.

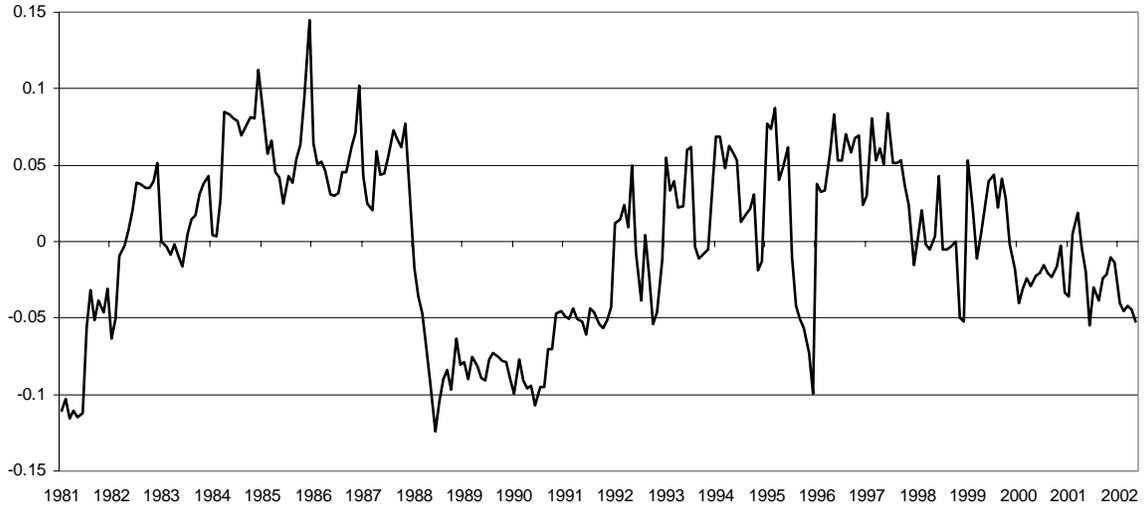
Figure 2
Évolution des prix du pétrole
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Prix spot du pétrole, West Texas Intermediate (Retranscrit du Dow Jones Energy Service. Copyright.)

Note: D'abord convertit en dollar canadien à l'aide des données mensuelles sur le taux de change nominal Can./U.S. disponible sur Statistique Canada, puis transposé en log pour le traitement. Suite au processus de désaisonnalisation et d'élimination de la tendance, cet indice n'a presque pas subi de modification à part au niveau de l'échelle des valeurs en log.

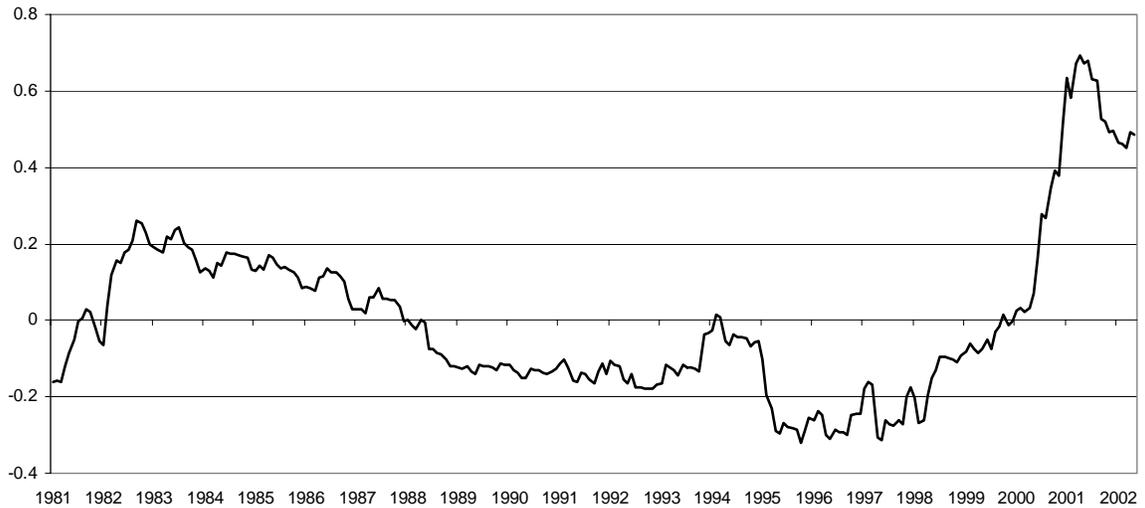
Figure 3
Évolution de l'indice des prix du charbon
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Statistique Canada

Note: Suite au processus de désaisonnalisation et d'élimination de la tendance, cet indice n'a presque pas subi de modification à part au niveau de l'échelle des valeurs en log.

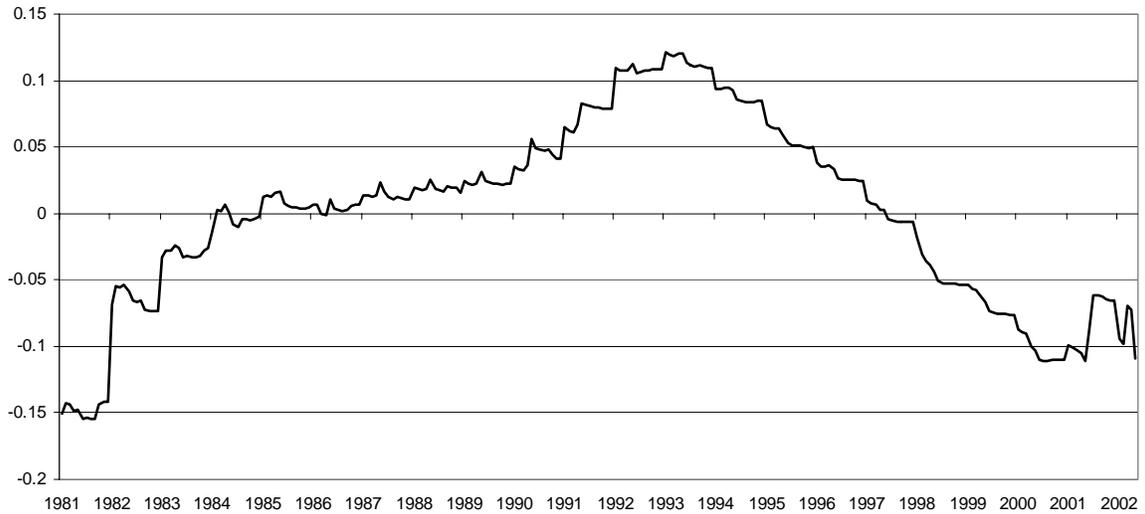
Figure 4
Évolution de l'indice des prix du gaz naturel
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Statistique Canada

Note: Suite au processus de désaisonnalisation et d'élimination de la tendance, cet indice subit de légères modifications en plus du changement de niveau de l'échelle des valeurs en log.

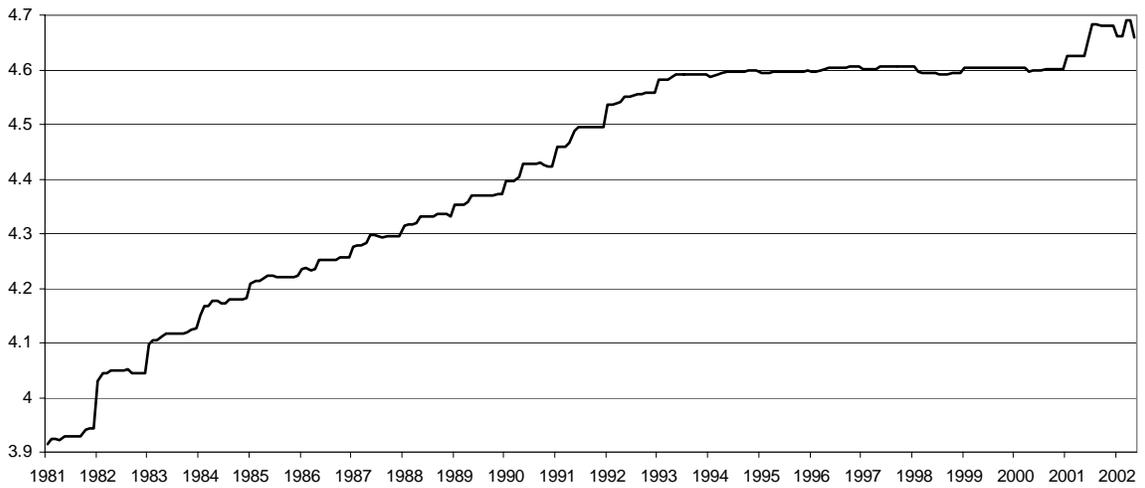
Figure 5
Évolution de l'indice des prix de l'électricité
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Statistique Canada

Note: Suite au processus de désaisonnalisation et d'élimination de la tendance, cet indice subit de fortes modifications en plus du changement d'échelle des valeurs en log car il perd sa forme de croissance constante en escalier. Cela est probablement dû à la nature contractuelle de l'évolution des prix de cette variable (voir Figure 6).

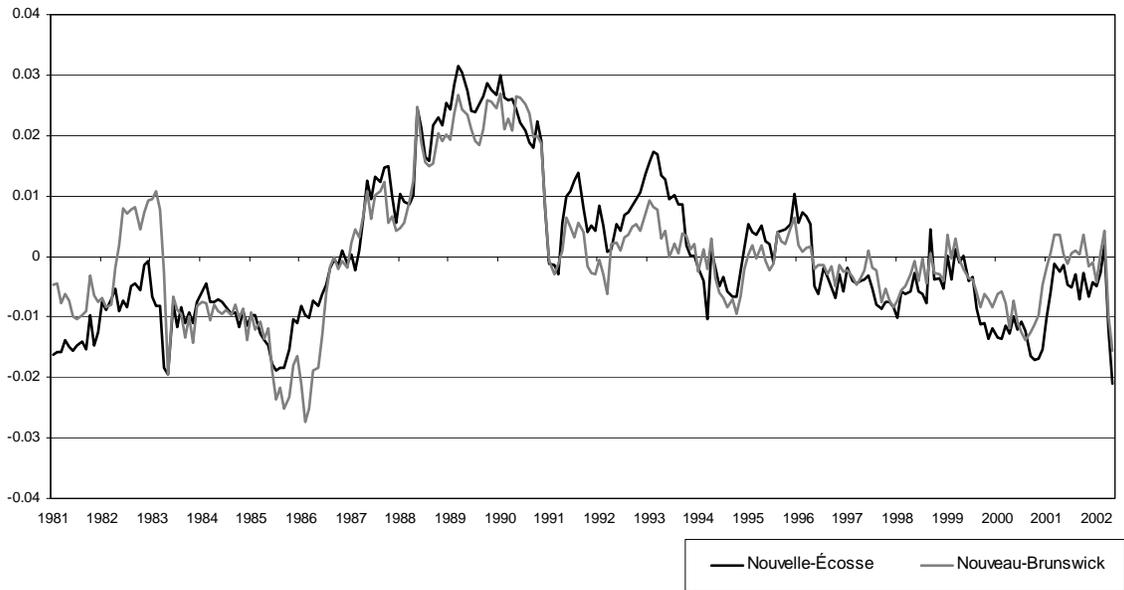
Figure 6
Évolution de l'indice des prix de l'électricité
Données mensuelles en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Statistique Canada

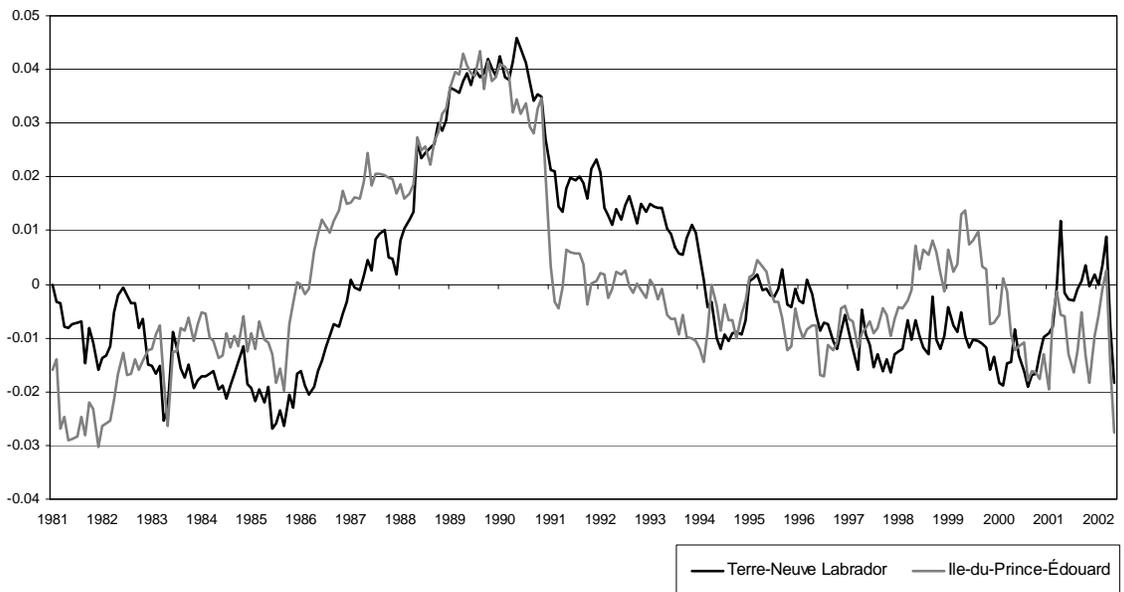
Note: On remarque dans ce graphique, une croissance constante en escalier qui ralentit entre 1993 et 2001 pour reprendre par la suite.

Figure 7 a)
Évolution du taux de change réel relatif à l'Ontario
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



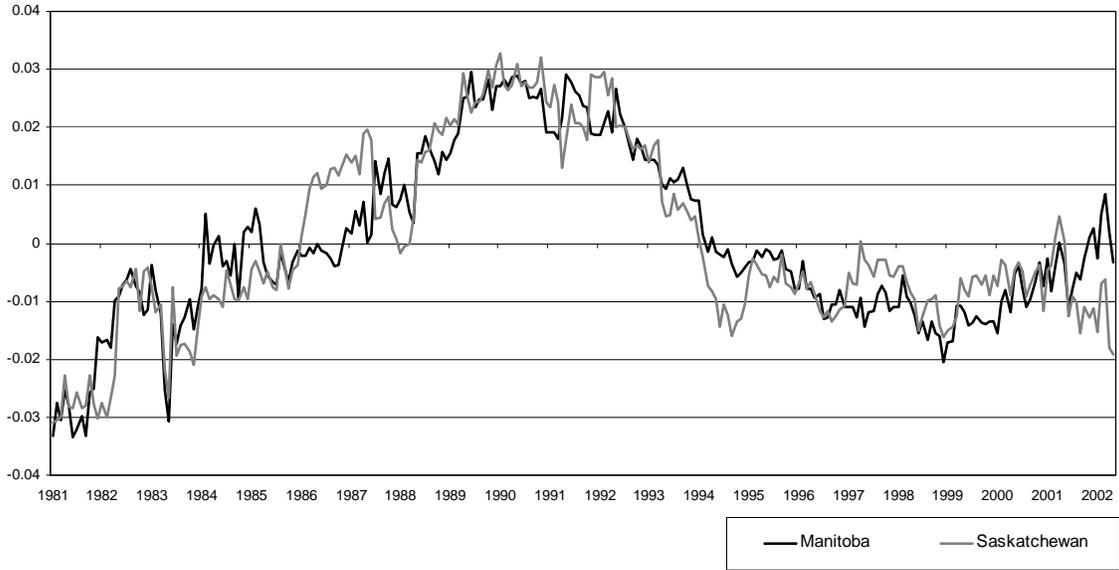
Source: Statistique Canada

Figure 7 b)
Évolution du taux de change réel relatif à l'Ontario
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



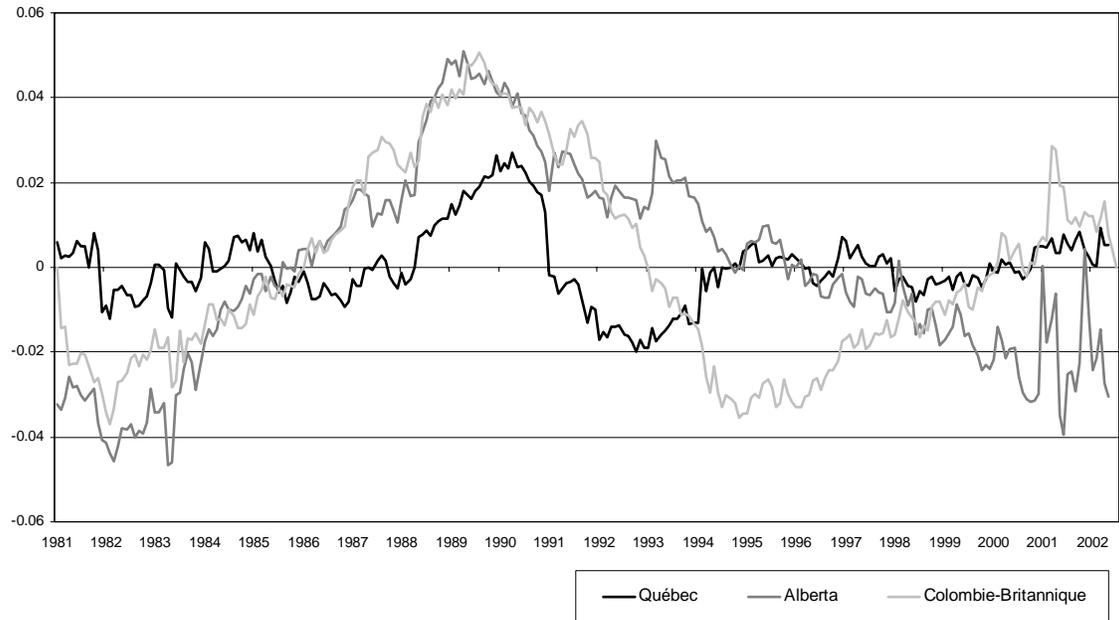
Source: Statistique Canada

Figure 7 c)
Évolution du taux de change réel relatif à l'Ontario
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Statistique Canada

Figure 7 d)
Évolution du taux de change réel relatif à l'Ontario
Données mensuelles désaisonnalisées et sans tendance en log,
de janvier 1981 à mai 2002



Source: Statistique Canada

Note pour les figures 7 a, b, c et d: Suite au processus de désaisonnalisation et d'élimination de la tendance, les indices de taux de change réel ont subis plusieurs modifications à part au niveau de l'échelle des valeurs en log. La plus importante de ces modifications est que ces indices ne se croisent plus systématiquement à l'année 1992 qui est l'année de base des études de Statistique Canada. Aussi à remarquer, les indices ont été présentés par groupe de deux ayant des comportements similaires. Seul la figure 7 d) représente trois indices ayant chacun des comportements uniques. Aussi à remarquer, l'Alberta et la Colombie-Britannique ont des ressemblances qui disparaissent autour de 1993 et le Québec, le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Écosse sont les provinces qui tournent le plus avec constance autour de la valeur zéro.

Annexe : Sources des données

Indice des prix à la consommation (IPC), le contenu du panier de 1996, données mensuelles (Indice, 1992=100) : Statistique Canada* (Tableau 326-00011,2,3,4,5)

Indice des prix des produits de base, établi en dollars des États-Unis, données mensuelles (Indice, 82-90=100) : Statistique Canada* (Tableau 176-0001)

Indices des prix des matières brutes, données mensuelles (Indice, 1997=100) : Statistique Canada* (Tableau 330-0006)

Taux de change étranger en dollars canadiens, données mensuelles : Statistique Canada* (Tableau 176-0064)

Disponibilité et écoulement d'énergie primaire et secondaire en térajoules, données trimestrielles (Terajoules) : Statistique Canada* (Tableau 128-00021)

Spot Oil Price: West Texas Intermediate, données mensuelles en dollars U.S. : Economic research, Federal Reserve Bank of St-Louis (disponible sur le site: <http://research.stlouisfed.org/>)

* Les données de Statistique Canada sont disponibles sur le site de E-Stat - CANSIM II à l'adresse suivante: <http://estat.statcan.ca/>