

A1.1
9
923

Université de Montréal

Les composantes idiosyncratiques des prix relatifs canadiens sont-elles
stationnaires?

Par
Marie Stéphane Moïse

Directeur de recherche : Benoit Perron

Département de Sciences économiques
Faculté des Arts et Sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des Études Supérieures en vue de l'obtention du grade
de Maîtrise ès sciences (M.Sc)

Août 2003

Université de Montréal
C.P. 6128, Succ. "A"
Montréal, Qué., Canada, H3C 3J7

Remerciements

Le travail que j'ai entrepris dans le cadre de mon rapport de recherche n'aurait pas été possible sans la contribution directe et indirecte de certaines personnes.

J'adresse en premier lieu mes sincères remerciements à mon directeur de recherche Benoit Perron dont les critiques pertinentes et l'encouragement au travail ont été très importants dans ma recherche.

Je tiens aussi à remercier Jacques Kingue pour la lecture et correction de mon travail.

Et finalement, à Marie Josy Michaud dont les conseils et le soutien moral ont été déterminants dans mon cheminement : je lui adresse mon éternelle gratitude.

Sommaire

Nous vérifions l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achats à long terme au niveau intranational canadien. De façon plus spécifique nous cherchons à détecter la présence de la racine unitaire dans des données de type panel. Les variables analysées sont les composantes idiosyncratiques des taux de change réels de 14 villes canadiennes. Nous utilisons les indices de prix à la consommation globaux et normalisons le taux de change nominal à 1 puisque le test est effectué dans un même pays.

Les taux de change réels sont construits à partir du même numéraire. Ainsi, un choc appliqué à ce numéraire se répercute sur tous les taux de change. On peut donc déduire que les séries étudiées sont fort probablement corrélées entre elles. Par conséquent, nous utilisons la méthode proposée par Moon et Perron (2003). Cette dernière permet, contrairement à la plupart des tests de racine unitaire, de détecter la présence de racine unitaire dans les panels où les groupes démontrent de la corrélation transversale. On peut donc s'attendre à des résultats concluants et sans biais.

Dans un premier temps, nous appliquons cette méthode à un panel de prix relatifs basé sur Vancouver comme numéraire. Par la suite, nous répétons le test sur 13 autres panels, chacun ayant les 13 autres villes comme numéraires. Dans tous les cas, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire à un seuil de signification de 5%. Nous trouvons donc de l'évidence contre la parité du pouvoir d'achat au niveau intranational.

Table des figures et des tableaux**TABLEAU 1: RESULTATS DU TEST SELON LE NOMBRE DE FACTEURS ESTIMES..... 15****TABLEAU 2: RESULTATS DU TEST SELON LA VILLE RETENUE COMME NUMERAIRE. 16**

Table des matières

REMERCIEMENTS.....	I
SOMMAIRE	II
TABLE DES FIGURES ET DES TABLEAUX	III
TABLE DES MATIERES.....	IV
1. INTRODUCTION.....	1
2. JUSTIFICATION ET ANALYSE THEORIQUE.....	3
2.1 LA PARITE DU POUVOIR D'ACHAT	3
3. TESTS DE RACINE UNITAIRE SUR DONNEES PANEL SANS CORRELATION TRANSVERSALE	5
3.1 LEVIN, LIN ET CHU (2002).....	6
3.2 IM, PESARAN ET SHIN (2002).....	7
3.3 CHOI (2001).....	7
4. TESTS DE RACINE UNITAIRE SUR DONNEES PANEL AVEC CORRELATION TRANSVERSALE	8
4.1 MOON ET PERRON (2003).....	9
4.2 CHOI (2002).....	11
4.3 CHANG (2002).....	12
4.4 BAI ET NG (2003)	12
5. ANALYSE EMPIRIQUE.....	13
5.1 DESCRIPTION DES DONNEES.....	13
5.2 METHODE.....	14
5.3 RESULTATS	15
5.4. L'ÉCHEC DE LA PPA INTRANATIONALE : CERTAINES CAUSES	17
5.4.1 <i>Le théorème de Balassa-Samuelson</i>	17
5.4.2 <i>Les taxes provinciales</i>	17
5.4.3 <i>La distance</i>	17
5.4.4 <i>L'absence de concurrence parfaite</i>	18
6. CONCLUSION.....	19
BIBLIOGRAPHIE.....	20
ANNEXE 1	22
PRIX RELATIFS DES VILLES CANADIENNES AVEC VANCOUVER COMME NUMERAIRE	22

1. Introduction

Avec l'utilisation accrue des données transversales à travers le temps, notamment visant l'étude de la parité des pouvoirs d'achats (PPA), l'emphase des recherches récentes a été mise sur l'étude de tests économétriques pour données panel. Plus précisément, les chercheurs se concentrent sur les tests de cointégration et de racine unitaire. En effet, il est tout aussi important dans les données panel de connaître si les séries sont stationnaires ou non afin d'être en mesure de dériver les lois asymptotiques des estimateurs.

D'un point de vue économétrique, tester la PPA équivaut à tester la stationnarité d'un panel de taux de change réels. Plusieurs études concernant cette théorie ont démontré de l'évidence contre cette dernière. Certaines raisons ont été avancées pour tenter d'expliquer cet échec. Deux causes majeures sont explorées dans cette étude.

La première cause concerne la puissance des tests économétriques utilisés. À ce jour, plusieurs méthodes ont été utilisées afin de tester la présence de racine unitaire dans les données panel. Toutefois, la très grande majorité de ces dernières reposent sur l'hypothèse d'absence de corrélation entre les groupes du panel.

Les séries utilisées lors de la vérification de la PPA sont des taux de change réels ayant comme base le même numéraire. Ainsi, un choc affectant ce numéraire influe sur tous les taux de change ce qui laisse présager une certaine corrélation entre ces variables. Par conséquent, les études se basant sur ces tests de racine unitaire présentent fort probablement des résultats biaisés.

La deuxième cause concerne la présence d'une frontière géographique. Les limites des données internationales sur le niveau des prix et les facteurs du monde réel interfèrent avec les prix relatifs et donc avec la théorie de la parité des pouvoirs d'achats.

Afin d'éliminer ces facteurs, nous testerons la PPA en se basant sur des données de niveau intranational canadien. De façon plus spécifique nous testerons la racine unitaire à l'aide des

données de 14 villes canadiennes et donc de 13 prix relatifs. De plus, nous utiliserons une méthode de détection de racine unitaire récente, proposée par Moon et Perron (2003) prenant en considération la corrélation entre les groupes du panel. Ainsi, deux facteurs majeurs mis en cause dans l'échec de la PPA sont éliminés dans notre recherche : la frontière géographique et le test de racine unitaire inapproprié. Les résultats de notre recherche pourront donc servir de base comparative pour les recherches concernant la parité des pouvoirs d'achats au niveau international utilisant le même type de test de racine unitaire. Ces résultats démontrent que les taux de change réels ne sont pas stationnaires et ce quelque soit le numéraire utilisé. En d'autres termes, la parité des pouvoirs d'achats n'est pas vérifiée dans notre papier.

Ce papier est divisé de la façon suivante : La section 2 présente la justification et analyse théoriques. La section 3 expose les tests de racine unitaire adaptés aux panels reposant sur l'hypothèse d'indépendance entre les séries. La section 4 décrit les méthodes de détection de racine unitaire permettant la corrélation transversale. La section 5 démontre les résultats et l'analyse empirique et la section 6 conclue cette étude.

2. Justification et analyse théorique

La vérification de la parité des pouvoirs d'achat est importante non seulement pour comparer les niveaux de revenu entre pays, mais surtout pour prédire l'évolution à moyen et long terme des taux de change.

2.1 La parité du pouvoir d'achat

En tant que théorie de détermination des taux de change, la PPA s'appuie sur la loi du prix unique. Celle-ci soutient que le prix d'un panier de biens acheté dans un pays doit être le même quelque soit le pays dans lequel il est payé, le tout normalisé par le taux de change nominal. De façon algébrique, nous obtenons :

$$P = S \times P^* \quad (1)$$

où

P : prix du panier de biens dans pays domestique

P^* : prix du panier de biens dans pays étranger

S : taux de change nominal

Ainsi, la PPA absolue implique que le taux de change réel Q est défini par :

$$Q = \frac{SP^*}{P} = 1 \text{ et de façon logarithmique :}$$

$$q = s + p^* - p = 0 \quad (2)$$

La théorie de la PPA dans sa forme absolue suggère que les taux de change de deux pays sont équivalents. Or, il existe une autre forme, la PPA relative, voulant que le pourcentage de changement dans le taux de change nominal soit égal au pourcentage de changement dans le niveau des prix pour les deux pays concernés. Celle-ci a été développée car les indices utilisés pour mesurer le niveau des prix sont basés sur paniers de biens différents. Cette théorie équivaut à inclure une constante tenant compte de certaines imperfections du marché .

De façon logarithmique l'équation des taux de change réels se résume à :

$$q = k + s + p^* - p \quad (3)$$

où

k : constante prenant en compte certaines imperfections

Il s'agit dans ce papier de tester cette dernière version de la PPA. La parité du pouvoir d'achat relative a comme avantage de ne pas être lié à un seul panier de biens en particulier contrairement à la PPA absolue. Il n'existe aucun standard international quant à la composition d'un panier de biens. Ainsi, la PPA absolue peut ne pas tenir alors que la PPA relative tient, ce qui rend possible les test empiriques sur cette dernière.

Une conséquence importante de cette théorie est que le taux de change réel entre pays ne devrait pas varier dans le long terme. Entre autre, les effets d'arbitrage devraient faire en sorte que les différences dans les pouvoirs d'achats s'annulent. Ces forces stabilisantes de long terme implicitement induites par la PPA, font de la stationnarité une conséquence fondamentale de cette théorie.

Dans ce papier, nous insistons sur l'analyse économétrique de la parité des pouvoirs d'achats de long terme. Puisque l'on teste la PPA relative, cette dernière sera vérifiée si les taux de change réels des quatorze villes recensées sont stationnaires autour de la constante k ¹. Notez que puisque le taux de change nominal est égal à 1 dans notre cas, les séries testées sont en fait des prix relatifs.

Deux raisons majeures expliquent notre choix de tester la PPA au niveau intranational en utilisant la méthode de MP sont simples.

¹ Cette constante n'est pas estimée dans ce papier ce qui ne réduit en rien la validité de nos résultats. À titre informatif, cette dernière pourrait être estimée par la moyenne empirique des taux de change réels.

Premièrement, plusieurs facteurs sont attribués à l'échec de la PPA. Fréquemment, ceux mis en cause concernent l'existence d'une frontière géographique entre les pays concernés, à savoir la méthode de calcul des indices de prix, les tarifs douaniers et le niveau de développement des pays par exemple.

Ce travail vise donc à tester la PPA lorsque les facteurs mentionnés ci-haut sont, à quelques imperfections près, contrôlés.

Deuxièmement, plusieurs approches économétriques utilisées dans la vérification de la PPA, impliquaient l'application de la méthode ADF sur les taux de change réels univariés pour les pays industrialisés analysés. Or comme mentionné plus haut, cette méthode ne prend pas en considération la corrélation existante entre les groupes du panel. Ainsi ces tests manquent de puissance. Nous choisissons donc de tester la PPA en utilisant la méthode proposée par Moon et Perron (2003). Non seulement cette dernière prend en considération la corrélation transversale, mais de toutes les études recensées dans ce travail, seule celle de Moon et Perron (2003) analyse le comportement de la statistique de test sous l'hypothèse alternative. Ces chercheurs démontrent que leur statistique converge vers l'alternative locale à un taux de \sqrt{NT}^2 , signe additionnel de la puissance accrue de leur test comparativement au test univarié ADF.

Une brève description des méthodes de test de racine unitaire pour les données panel est présentée dans la prochaine section.

3. Tests de racine unitaire sur données panel sans corrélation transversale

Les tests présentés dans cette section reposent sur l'hypothèse d'indépendance entre les groupes du panel.

² N représente le nombre de groupes dans le panel; T représente le nombre d'unités temporelles, c'est-à-dire le nombre de mois dans le panel.

De façon générale, ces méthodes sont basées sur la régression «Augmented Dickey Fuller» (ADF), préalable à plusieurs tests de racine unitaire. Le modèle de base se résume à :

$$\Delta y_{it} = \rho_i(y_{i,t-1}) + \alpha_1 \Delta y_{i,t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{i,t-p} + u_{it}; i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (4)$$

où

y_{it} : variable à analyser pour l'individu i au moment t^3

ρ_i : coefficient d'autocorrélation pour l'individu i

u_{it} : terme d'erreur pour l'individu i au temps t

N : nombre d'individus

T : nombre d'unités temporelles

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$$

3.1 Levin, Lin et Chu (2002)

La méthode proposée par Levin, Lin et Chu (2002) (LLC) repose sur l'hypothèse que chaque individu du panel possède le même coefficient d'autocorrélation d'ordre 1 mais permet des effets fixes individuels et tendances déterministes. Les retards de la variable dépendante sont inclus afin de tenir compte de la corrélation sérielle des erreurs.

$$\Delta y_{it} = z'_{it} \gamma + \rho_i y_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta y_{i,t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{i,t-p} + u_{it}; i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad \text{où} \quad (5)$$

z_{it} : composante déterministe

u_{it} : terme d'erreur suivant un processus $iid(0, \sigma_u^2)$

$\rho_i = \rho$ pour tout i

LLC sont intéressés à tester l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire pour tous les groupes $H_0: \rho_i = \rho = 0$ contre la stationnarité sous l'hypothèse alternative: $H_1: \rho_i = \rho < 0$

³ Par individu nous entendons chaque série temporelle ou chaque groupe du panel, par exemple les taux de change réels des villes retenues.

Bien qu'intéressante, cette méthode se base sur certaines hypothèses quelques peu restrictives dont l'homogénéité du coefficient d'autocorrélation ρ . Cette dernière impose que chaque individu du panel réagisse de façon identique à quelque choc que ce soit sous H_0 ou sous H_1 ce qui est peu probable dans la réalité. L'estimateur du coefficient, suit sous certaines hypothèses, une loi normale centrée et réduite.

3.2 Im, Pesaran et Shin (2002)

Im, Pesaran et Shin (2002) (IPS) prolongent le modèle de LLC afin de tenir compte de l'hétérogénéité⁴ des individus. IPS testent l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les groupes, $H_0: \rho_i=0$ pour tous les i et de stationnarité sous l'hypothèse alternative $H_1: \rho_i < 0$ pour une fraction positive des i .

Suite à la régression ADF pour chaque individu du panel la statistique de test finale est calculée en tant que moyenne des statistiques ADF pour chaque équation et suit une loi normale centrée et réduite.

3.3 Choi (2001)

Choi (2001) propose un test de racine unitaire basé sur l'équation 1. Suite à la régression ADF appliquée à chaque série, les p-values individuelles, p_i , sont calculées. La combinaison de ces p-values définit la statistique de test. En fait 3 statistiques de test différentes sont proposées et chacune suit asymptotiquement lorsque $N \rightarrow \infty$ une loi normale centrée et réduite:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i)$$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \text{ où } \Phi(\cdot) \text{ est la fonction de répartition normale et}$$

$$L = \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right)$$

⁴ L'hétérogénéité des groupes peut être caractérisée par des schémas différents de corrélation sérielle par exemple.

4. Tests de racine unitaire sur données panel avec corrélation transversale

Comme mentionné plus haut, la vérification de la parité des pouvoirs d'achats revient à tester la présence de racine unitaire dont les groupes sont corrélés entre eux. Par conséquent les tests présentés ci-dessous sont plus appropriés pour tester cette théorie. Chacun décrit une façon de régler le problème de corrélation transversale avant de tester la présence de racine unitaire.

De façon générale, chaque méthode se base sur le modèle ci-contre :

$$\begin{aligned} z_{it} &= \alpha_i + z_{it}^0; i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \\ z_{it}^0 &= \rho_i z_{it-1}^0 + y_{it}; i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \end{aligned} \quad (6)$$

où

z_{it} : représente les données du panel pour l'individu i au temps t

ρ_i : coefficient d'autocorrélation pour l'individu i

α_i : effets fixes

y_{it} : termes d'erreurs non observables

Les hypothèses à tester sont les mêmes qu'auparavant à savoir la présence de racine unitaire pour tous les groupes sous l'hypothèse nulle et la stationnarité pour une fraction positive de ces groupes sous l'alternative :

$H_0: \rho_i = 1$ pour tous i

$H_1: \rho_i < 1$ pour une fraction positive des i

4.1 Moon et Perron (2003)

La procédure avancée par Moon et Perron (2003) (MP) se base sur la modélisation de la corrélation transversale par un modèle à facteurs. Le terme d'erreur du modèle est décomposé en parties commune et idiosyncratique. Les facteurs (ou chocs) communs sont responsables de la corrélation et par conséquent sont éliminés du panel par composantes principales. La méthode de Bai et Ng est utilisée pour estimer le nombre de facteurs⁵. De façon algébrique le modèle simple se résume à :

$$z_{it}^0 = \alpha_i + \rho_i z_{it-1}^0 + y_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (7)$$

où la corrélation transversale est modélisée par un modèle à facteur basé sur le terme d'erreur :

$$y_{it} = \beta_i^0 f_t^0 + e_{it}$$

avec :

y_{it} : terme d'erreur

f_t^0 : K-vecteurs de facteur(s) commun(s) inobservables

β_i^0 : coefficient des facteurs

e_{it} : choc idiosyncratique

L'étendue de la corrélation transversale est déterminé par $E(y_{it} y_{jt}) = \beta_i^0 E(f_t^0 f_t^{0'}) \beta_j^0$

Les hypothèses à tester sont la présence de racine unitaire pour tous les individus sous l'hypothèse nulle : $H_0: \rho_i = 1 \forall i$ et la stationnarité sous l'alternative : $H_1: \rho_i < 1$ pour une fraction positive des individus. Puisque les auteurs analysent le test en tenant compte des hypothèses alternatives locales, le modèle est décrit ainsi :

$\rho_i = 1 - \frac{\theta_i}{\sqrt{NT}}$ où θ_i est une variable aléatoire non-négative, iid, avec une moyenne μ_θ . Ainsi les

hypothèses à tester deviennent $H_0: \mu_\theta = 0$ contre l'hypothèse alternative : $H_1: \mu_\theta > 0$

⁵ Cf. Bai et Ng (2002)

Pour fin de simplicité, Moon et Perron analysent le modèle de base sous sa forme matricielle :

$$Z_0 = Z_{-1} + f_0 \beta_0' + e \quad \text{sous } H_0 \quad (8)$$

où l'estimateur global du coefficient d'autocorrélation est défini par :

$$\hat{\rho}_{pool} = \frac{\text{tr}(Z_{-1}'Z)}{\text{tr}(Z_{-1}'Z_{-1})}$$

Or, à cause de la présence des facteurs communs la loi asymptotique de l'estimateur a des paramètres de nuisance et ne peut être utilisée pour faire de l'inférence. Ainsi, ces facteurs sont éliminés en utilisant les matrices de projection telles que $f^0 \beta_0' Q_{\beta_0} = 0$:

$$\begin{aligned} P_{\beta} &= \beta(\beta' \beta)^{-1} \beta' \\ Q_{\beta} &= I - P_{\beta} \end{aligned} \quad (9)$$

La multiplication de l'équation 8 par la matrice de projection élimine la corrélation transversale c'est-à-dire β_0 et f^0 :

$$Z_0' Q_{\beta_0} = Z_{-1}' Q_{\beta_0} + e' Q_{\beta_0} \quad \text{sous } H_0 \quad (10)$$

et l'estimateur global en résultant est convergent et suit une loi asymptotique normale :

$$\hat{\rho}_{pool}^+ = \frac{\text{tr}(Z_{-1}' Q_{\beta_0} Z') - nT \lambda_e^2}{\text{tr}(Z_{-1}' Q_{\beta_0} Z_{-1})}$$

La statistique de test modifiée prend la forme⁶ :

$$t_b^* = \sqrt{NT} (\hat{\rho}_{pool} - 1) \sqrt{(1/NT^2 \text{trace}(Z_{-1}' Q_{\beta_k} Z_{-1}')) (\hat{\omega}_e / \hat{\phi}_e^2)} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (11)$$

où $\hat{\omega}_e$, $\hat{\phi}_e^2$ et $\hat{\lambda}_e^n$ sont les estimateurs des variances décomposées de long terme de l'innovation ayant pour objectif de régler les problèmes de corrélation sérielle dans $e' Q_{\beta_0}$. $\hat{\beta}_k$ représente l'estimateur de la matrice des coefficients des facteurs.

⁶ MP présentent deux statistiques de test. Nous utilisons seulement la plus puissante des deux.

4.2 Choi (2002)

Choi (2002) suggère une méthode basée sur un modèle à double composante d'erreur afin de modéliser la corrélation transversale. Le modèle se résume à :

$$z_{it} = \alpha_i + f_t + z_{it}^0 \quad (12)$$

$$z_{it}^0 = \rho z_{it-1}^0 + \varepsilon_{it}$$

où :

f_t : facteur commun

Les groupes sont affectés par un seul facteur commun causant la corrélation entre les individus du panel. Les parties déterministes sont éliminées par la méthode «GLS detrending⁷» et la nouvelle variable résultant de cette procédure a la forme $z_{it}^{\#} \cong z_{it}^0 - z_{i1}^0$. Les séries du panel sont asymptotiquement indépendantes.

La régression ADF est ensuite appliquée aux groupes indépendants et les p-values résultant de ces tests sont calculées. Les statistiques de test utilisées pour tester les hypothèses sont une combinaison de ces p-values et elles tendent asymptotiquement vers une loi normale standard :

$$P_m = \frac{-1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n [\ln(p_i) + 1] \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (13)$$

La faiblesse principale de cette étude est due à l'une des hypothèses imposées sur le facteur commun. En effet ce dernier doit respecter le critère de faible stationnarité afin que les résultats du test soient valides⁸.

⁷ Cf. Elliott, Rothenberg et Stock (1996)

⁸ La méthode proposée par MP repose aussi sur l'hypothèse de stationnarité du facteur commun. Or, les chercheurs mentionnent que lorsque le facteur commun n'est pas stationnaire, leur test peut être adapté afin de présenter des résultats fiables.

4.3 Chang (2002)

L'innovation de cette méthode vient du fait que l'auteur ne tente pas d'éliminer les variables ou paramètres causant la corrélation transversale dans le terme d'erreur y_{it} . Elle s'attaque plutôt au problème d'endogénéité causée par cette corrélation et choisit donc d'analyser le modèle via la méthode des variables instrumentales.

Les variables endogènes $y_{i,t-1}$ sont remplacées par des variables instrumentales générées par une fonction $F(y_{i,t-1})$ et la régression ADF est appliquée à chacune de ces séries. Les statistiques de test individuelles, t_i étant asymptotiquement indépendantes même lorsque les groupes sont corrélés, la moyenne de ces dernières constitue la statistique de test finale :

$$S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n t_i \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (14)$$

La principale faiblesse de cette recherche repose sur la vitesse de convergence de l'estimateur IV. Elle est estimée à seulement $T^{1/4}$ pour chaque i alors que la vitesse de convergence des MCO est T . Par conséquent, les conclusions résultant d'un tel test devraient être admises avec de sérieuses réserves.

4.4 Bai et Ng (2003)

Bai et Ng (2003) proposent de tester la stationnarité du panel en deux étapes. La procédure se base sur la modélisation de la corrélation transversale par un modèle à facteurs. Les facteurs (ou chocs) communs⁹ sont responsables de la corrélation transversale. Tout comme MP leur modèle se résume à :

$$\begin{aligned} z_{it} &= \alpha_i + \beta_i^{0i} f_t^0 + z_{it}^0 \\ z_{it}^0 &= \rho_i z_{it-1}^0 + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

⁹ La politique monétaire d'un pays peut être un exemple de facteur commun.

Les chercheurs vérifient la stationnarité des facteurs communs dans un premier temps et de la composante idiosyncratique dans un deuxième temps.

En résumé, leur procédure consiste à appliquer la régression ADF aux séries défactorisées et à en extraire les p-values, p_i . Comme Choi (2002), la statistique de test finale servant à tester les hypothèses nulle et alternative est une combinaison de ces p-value, mais la façon de combiner est différente :

$$P_{\hat{\epsilon}}^c = \frac{-2 \sum_{i=1}^n \ln p_{\hat{\epsilon}}^c(i) - 2n_d}{\sqrt{4n}} \rightarrow N(0,1) \quad (16)$$

où :

$p_{\hat{\epsilon}}^c$: p-value du test ADF avec constante sur les composantes idiosyncratiques estimées pour chaque i .

5. Analyse empirique

Ce papier a pour but de tester la parité des pouvoirs d'achats relative au niveau intranational. De façon spécifique, nous testons la présence de racine unitaire au niveau des prix relatifs de treize villes canadiennes.

5.1 Description des données

Les données utilisées pour cette recherche sont tirées du site de Statistique Canada sous CANSIM. Les indices de prix à la consommation (IPC) des 14 villes canadiennes qui sont retenus, sont les IPC de Vancouver, Calgary, Edmonton, Saskatoon, Régina, Winnipeg, Thunder Bay, Ottawa, Toronto, Québec, Montréal, St-John (Nouveau-Brunswick), Halifax, St-John's (Terre-Neuve). Ceux-ci sont basés sur le niveau de prix des services, des biens durables, semi-durables et non-durables. Les données mensuelles s'étendent de 1971 : 01 à 2002 : 12, résultant en 384 unités temporelles. Les taux de change réels ou dans notre cas les prix relatifs, ont comme numéraire l'indice de prix de Vancouver. La raison justifiant ce choix vient du fait que la

méthode de Moon et Perron (2003) comporte certaines limites. En effet, les auteurs démontrent que lorsque les séries contiennent une tendance déterministe, la puissance du test s'en trouve largement diminuée. Le premier choix de numéraire était Toronto, la métropole canadienne. Or suite à l'analyse graphique du comportement de la série des prix de cette ville, nous avons détecté la présence d'une tendance déterministe. Cette tendance pourrait affecter les prix relatifs du panel et biaiser nos résultats. Nous avons donc préféré utilisé une autre ville économiquement importante dont la série des prix ne présentait pas de tendance d'où le choix de Vancouver. L'analyse graphique des séries des prix relatifs avec Vancouver comme numéraire révèle que bien que des tendances cycliques peuvent être observés, les tendances déterministes ne sont pas présentes.¹⁰

5.2 Méthode

La procédure développée par MP comprend une démarche permettant de régler les problèmes de corrélation sérielle. Cette procédure visant à estimer les variances de long terme du modèle nécessite que le nombre maximal de retards soit spécifié. Parce que nos données sont mensuelles, nous fixons ce nombre à 12. De plus, il importe d'estimer le nombre optimal de facteurs communs. Nous fixons ce nombre à 1 pour fin de simplification. La raison de ce choix s'explique par le fait que Bai, Moon et Perron font la même approximation lors de tests par simulations. Enfin, puisque MP fixent le nombre maximum de facteurs à 8, nous présentons les résultats de nos tests lorsque le nombre optimal de facteurs passe de 1 à 8.

Les tests sont effectués à un seuil de confiance de 5%. Puisque le coefficient est défini ainsi :

$$\rho_i = 1 - \frac{\theta_i}{\sqrt{NT}} \quad (17)$$

Les hypothèses usuelles à tester sont :

$$H_0 : \theta_i = 0 \text{ pour tout } i$$

$$H_1 : \theta_i > 0 \text{ pour une fraction positive}$$

¹⁰ C.f. Annexe 1

5.3 Résultats

La valeur de la statistique de test t_b^* est de -0.0229. Pour un test unilatéral, à un seuil de confiance $\alpha = 5\%$, la valeur de $t_{théorique} = -1.645$. Puisque $t_b^* > t_{théorique}$, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de racine unitaire. Nous trouvons donc de l'évidence contre la théorie de la parité du pouvoir d'achat au niveau intranational canadien.

Rappelons que le nombre de facteurs optimal a été fixé à 1. Les tests ont donc été refaits avec le nombre de facteurs variant de 1 à 8. Nous ne rejetons pas l'hypothèse de racine unitaire dans tous les cas et les résultats sont démontrés au tableau 1.

Tableau 1: Résultats du test selon le nombre de facteurs estimés

NOMBRE ESTIME DE FACTEURS	t_b^*
1	-0.0229
2	-0.1898
3	-0.1787
4	-0.2475
5	-0.2256
6	-0.0819
7	-0.0953
8	+0.0410

Le niveau de prix de Vancouver a été utilisé comme numéraire dans les constructions des taux de change réels. La méthode MP a été reproduite avec chacune des autres villes du panel à titre de numéraire. Les résultats du tableau 2 démontrent que dans tous les cas, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de racine unitaire au seuil de confiance de 5%.

Tableau 2: Résultats du test selon la ville retenue comme numéraire

VILLES NUMERAIRES	t_b^*
Saskatoon	-0.2682
Calgary	0.1674
Toronto	0.8042
Ottawa	0.2786
Saint-John N-B	0.2340
Saint-John's T-N	0.0381
Halifax	-0.1319
Québec	-0.0736
Montréal	0.0131
Thunder Bay	-0.1997
Winnipeg	0.1630
Régina	0.1218
Edmonton	0.1291
Vancouver	-0.0229

Nos résultats sont donc clairs : nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire dans les taux de changes réels des villes canadiennes en utilisant une des méthodes les plus récentes qui prend soin d'éliminer la corrélation entre les séries. La puissance du test et la frontière géographique ne sont donc pas les seuls facteurs principaux à l'origine de l'échec de la parité du pouvoir d'achat. D'autres causes sont avancées pour justifier la non vérification empirique le la PPA au niveau intranational.

5.4. L'Échec de la PPA intranationale : certaines causes

De façon générale, l'échec de la PPA au niveau intranational est attribué aux différentiels dans les prix relatifs concernés. Les prochaines sous-sections présentent certains des facteurs pouvant être à l'origine de ces différences.

5.4.1 *Le théorème de Balassa-Samuelson*

Balassa (1964) et Samuelson (1964) montrent que les différences dans les productivités intersectorielles déterminent les différences dans les prix des biens non-échangeables relativement aux biens échangeables. Ces différences dans le prix relatif des biens non-échangeables pourraient être à l'origine des déviations de la PPA.

5.4.2 *Les taxes provinciales*

Ceglowski (2003) décrit une autre raison pour l'échec de la PPA intranationale. Ne prenant en considération que les produits assujettis aux taxes provinciales, ces dernières peuvent être à l'origine de différences dans les prix relatifs. En effet, ces produits sont imposés différemment selon la province concernée. Par exemple, les marchés pour le lait sont contrôlés au niveau provincial. Ainsi, les prix sont homogènes dans chaque province mais varient entre ces provinces, résultant en des divergences dans les prix relatifs.

5.4.3 *La distance*

Engel and Rogers (1996) démontrent que la distance entre les villes peut faire obstacle à la parité du pouvoir d'achat. Pour ce faire, ils utilisent l'écart-type du logarithme des prix relatifs de chaque ville comme mesure de volatilité de ces derniers. La distance entre les villes sert de variable explicative dans cette mesure de volatilité. Ils concluent que la distance entre les villes comme proxy pour les coûts de transport pourrait jouer un rôle dans la non vérification de la PPA.

5.4.4 *L'absence de concurrence parfaite*

Lorsque les firmes possèdent le monopole dans un marché, ces dernières peuvent avoir recours à la discrimination par les prix. Par conséquent, le même bien peut être vendu dans des marchés différents à des prix différents. Ce genre de pratique viole la loi du prix unique et donc la parité du pouvoir d'achat.

6. Conclusion

Notre tentative de vérifier de la PPA sous l'angle économétrique à partir du test de la racine unitaire s'est basé sur un cadre intranational avec 14 villes canadiennes.

La parité du pouvoir d'achat démontre son importance en tant que théorie de détermination des taux de change, d'où la nécessité de savoir si cette théorie se vérifie ou non. Tester la PPA correspond à vérifier la stationnarité des taux de change réels visés. Ces taux de change réels sont calculés à partir du même numéraire. Ainsi, un choc sur ce numéraire affecte fort probablement toutes les variables basées sur celui-ci. On peut donc s'attendre à la présence de corrélation entre les taux de change réel des pays ou villes concernés.

Plusieurs méthodes dont certaines présentées dans ce papier reposent sur l'hypothèse restrictive d'absence de corrélation transversale. Ainsi, les résultats découlant de ces tests sont probablement biaisés si les séries utilisées sont corrélées entre elles. Ceci a conduit au choix de la méthode MP pour tester la parité des pouvoirs d'achat. Cette procédure assure dans une forte mesure que nos résultats sont consistants.

Dans un premier temps nous avons testé la présence de racine unitaire dans un panel avec Vancouver comme numéraire. Nous avons ensuite appliqué la même procédure à 13 autres panels utilisant les 13 autres villes comme numéraire. Les choix d'un cadre sans frontière géographique et d'un test de racine unitaire plus puissant pourraient porter à croire que nos résultats démontrent de l'évidence en faveur de la PPA. Or dans tous les cas, nous n'avons pas été capables de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. Enfin, nous avons présenté certaines causes importantes qui pourraient aussi justifier l'échec de la théorie de la parité du pouvoir d'achat.

Notons qu'il serait intéressant d'utiliser cette méthode de test sur les villes d'autres pays pour fin de comparaison. D'autres facteurs allant à l'encontre de la PPA pourraient en être déduits.

BIBLIOGRAPHIE

Bai, J. et S. Ng (2003): «Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models», *Econometrica*, 70, 191-221.

Balassa B. (1964):«The purchasing power parity doctrine: a reappraisal», *Journal of Political Economy*, 72, pp. 584-596.

Ceglowski J. (2003):«The law of one price: intranational evidence for Canada», *Canadian Journal of Economics*, 36,pp. 373-400.

Chang, Y. (2002): «Nonlinear IV Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency», *Journal of Econometrics* (Forthcoming).

Choi, I. (2001): «Unit root tests for panel data», *Journal of International Money and Finance*, 20, pp. 249-272.

Choi, I. (2002): «Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels», working paper, Hong Kong University of Science and Technology.

Engel, C. et J. Rogers (1996): «How Wide is the Border?», *American Economic Review* 86, December, 1112-1125

Im, K.S., Pesaran M.H., and Y. Shin (2002): «Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels», *Journal of Econometrics* (Forthcoming).

Levin, A., Lin. C.-F. and C-S. Chu, (2002): «Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties», *Journal of Econometrics* 108, 1-24.

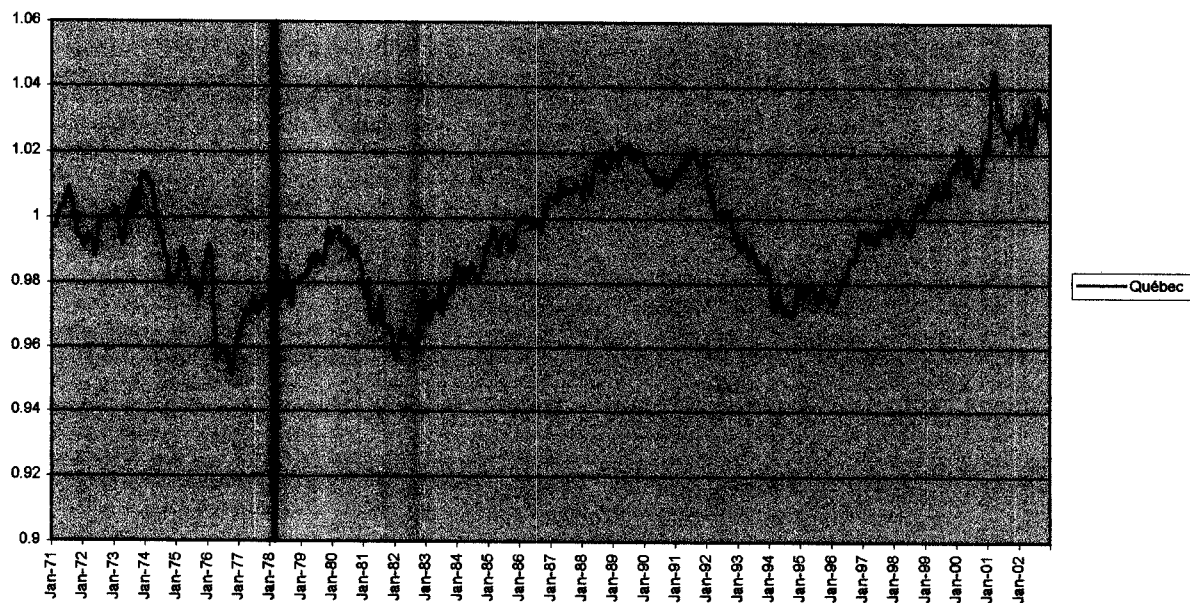
Moon, H.R. et Perron (2003) :«Testing for A Unit Root in Panels with Dynamic Factors», working paper, Université de Montréal.

Samuelson P. (1964):«Theoretical notes on trade problems», Review of Economics and Statistics, 23, pp. 1-60.

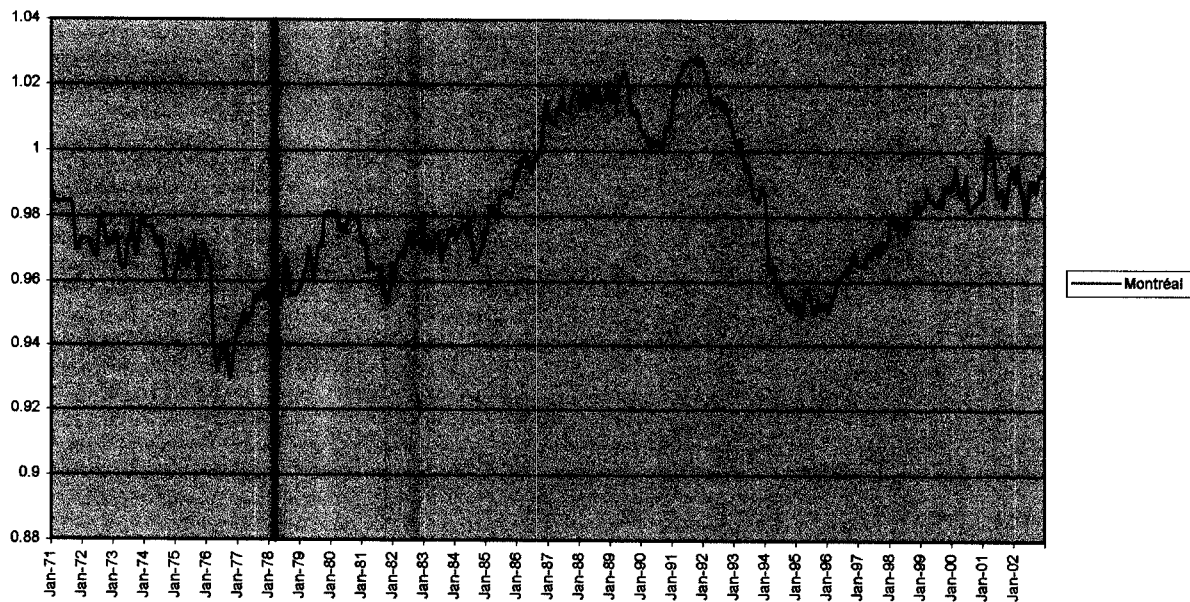
ANNEXE 1

Prix relatifs des villes canadiennes avec Vancouver comme numéraire

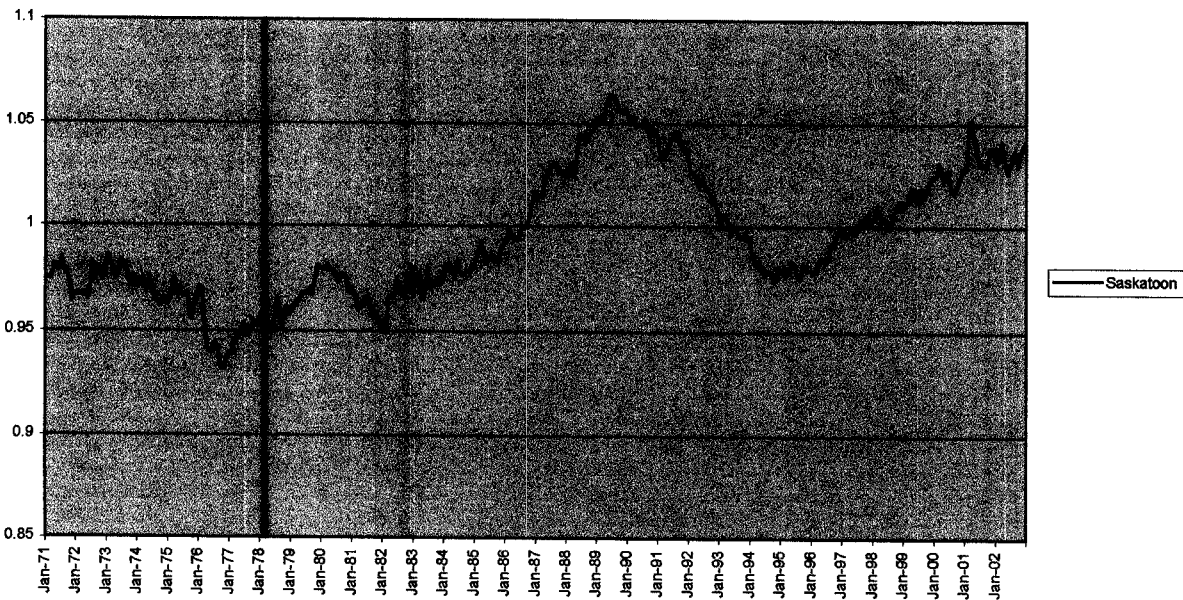
Prix relatifs: Vancouver/Québec



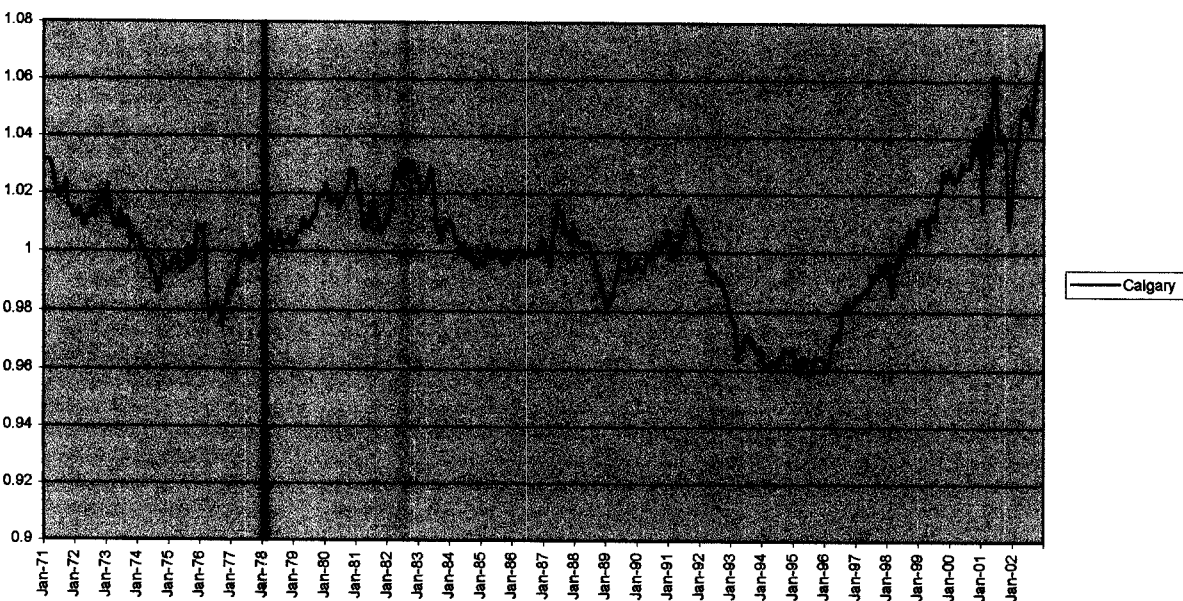
Prix relatifs: Vancouver/Montréal



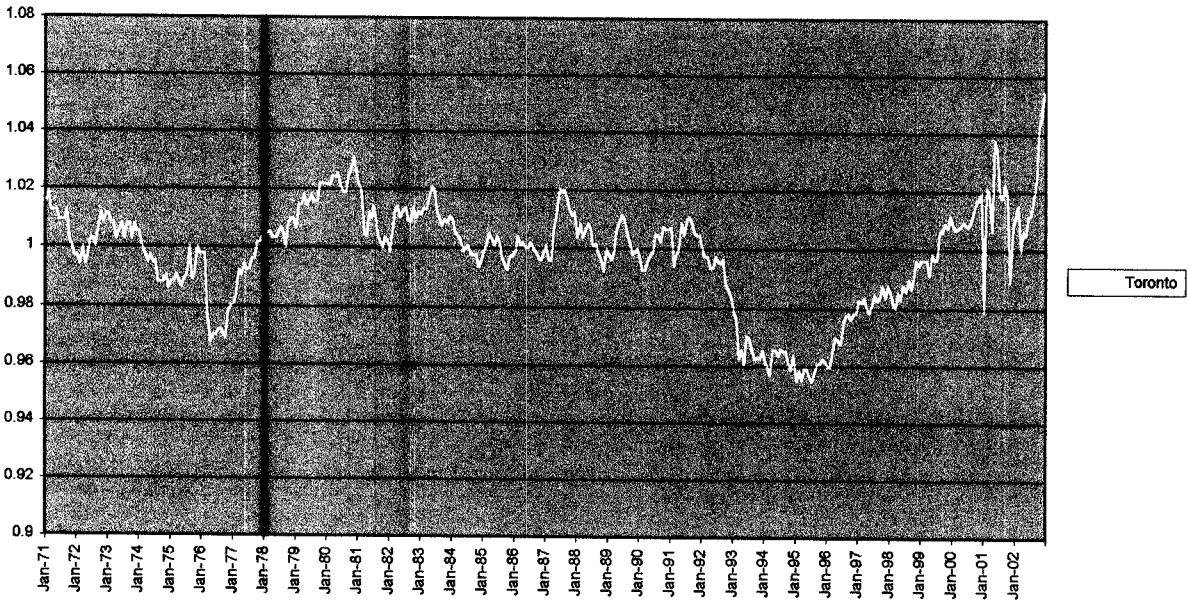
Prix relatifs: Vancouver/Saskatoon



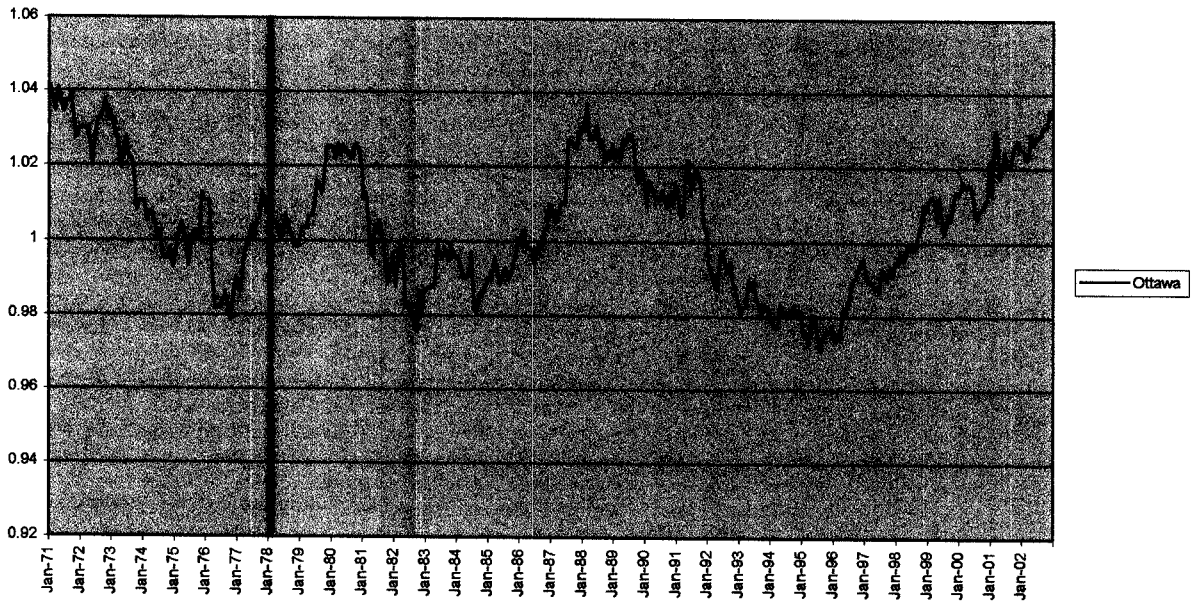
Prix relatif: Vancouver/Calgary



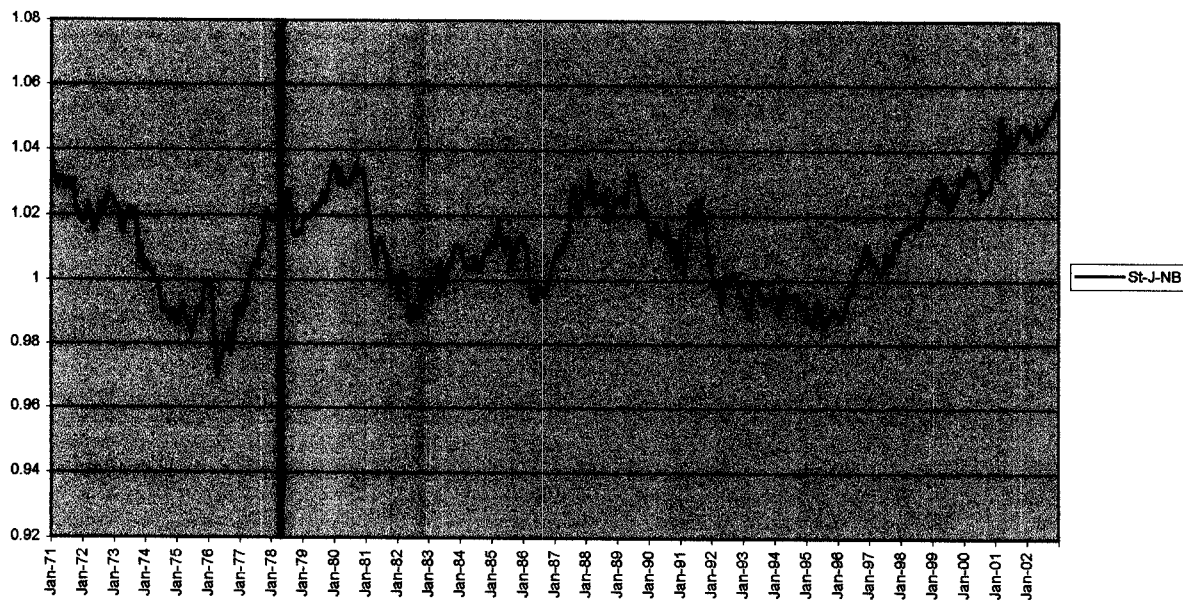
Prix relatifs: Vancouver/Toronto



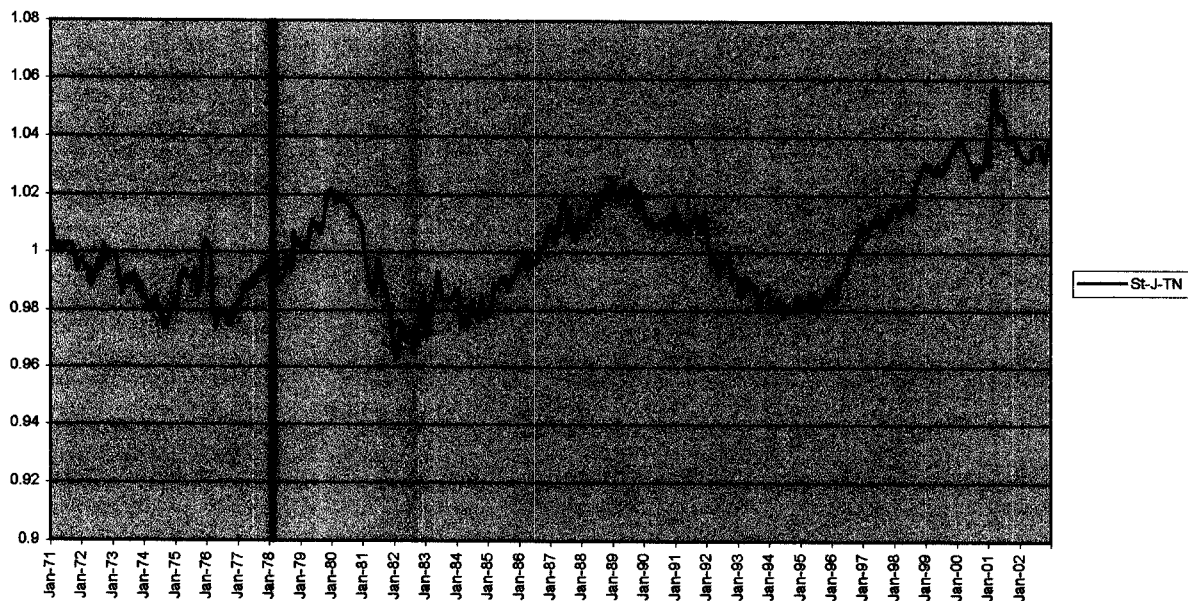
Prix relatifs: Vancouver/Ottawa



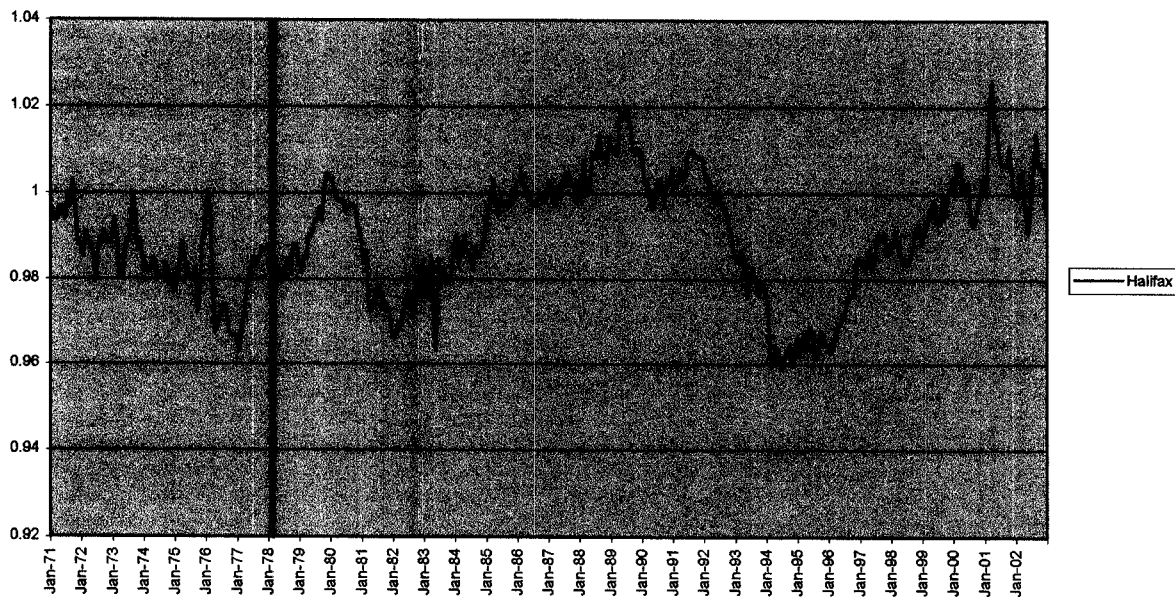
Prix relatifs: Vancouver/St-J-NB



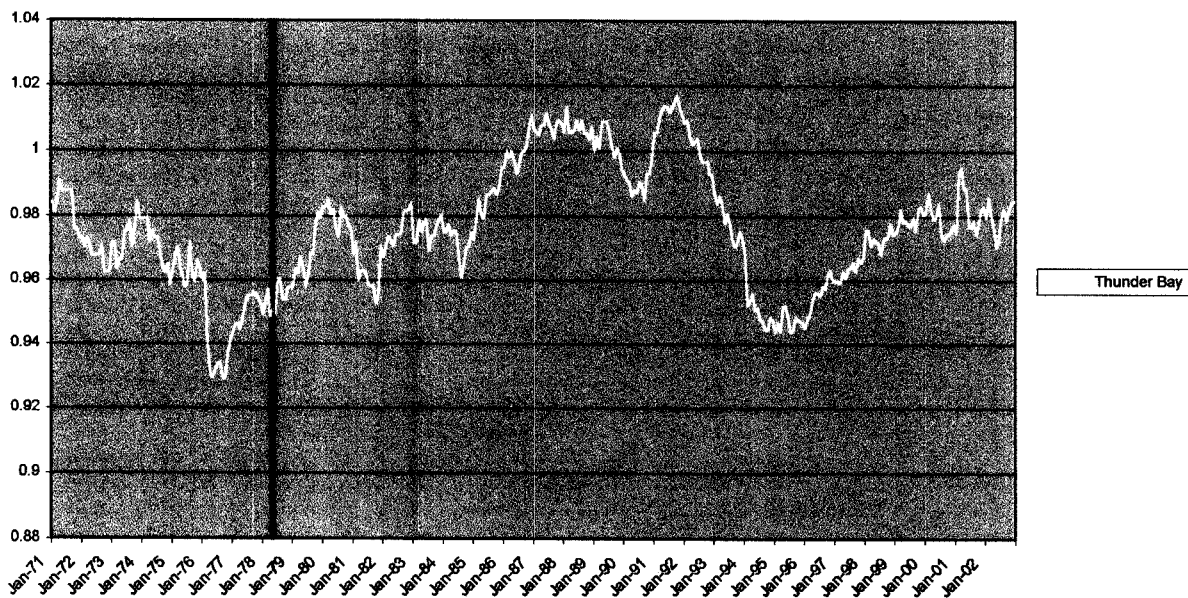
Prix relatifs: Vancouver/St-J-TN



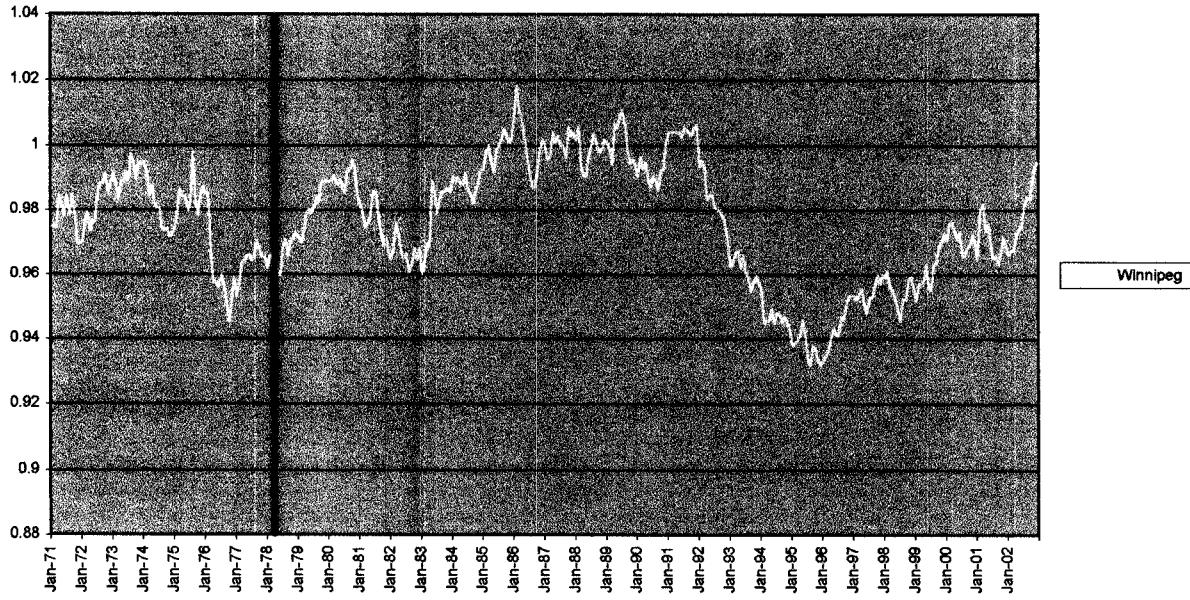
Prix relatifs: Vancouver/Halifax



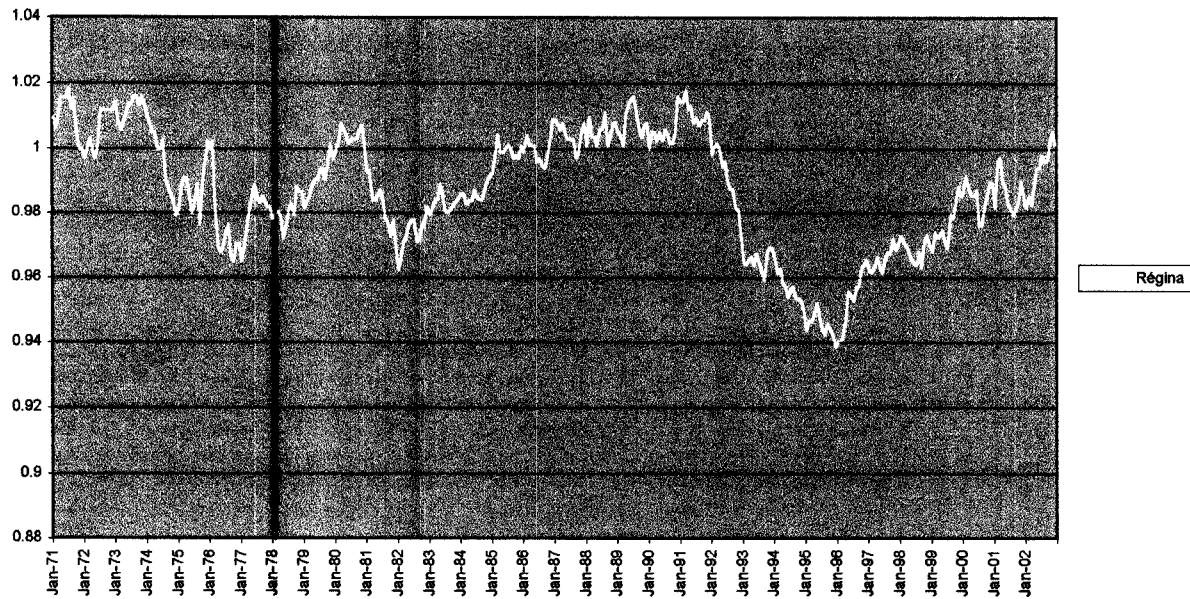
Prix relatifs: Vancouver/Thunder Bay



Prix relatifs: Vancouver/Winnipeg



Prix relatifs: Vancouver/Régina



Prix relatifs: Vancouver/Edmonton

