

**UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL**  
**Département de sciences économiques**

**Étude de faisabilité d'une union monétaire entre le Canada et les  
États-Unis: Évaluation de la convergence des déterminants du taux de  
change réel.**

**Par**

**Sami M'Rad**

**Directeur de recherche : M. DUDLEY Leonard**

**Rapport de recherche présenté en vue de l'obtention  
du grade de maîtrise en sciences économiques  
(M.Sc.)**

**Octobre 2005**

## SOMMAIRE

Le présent rapport évalue la faisabilité d'une union monétaire entre le Canada et les États-Unis, sous la perspective des déterminants du taux de change réel. Cette évaluation se base sur la théorie développée par des auteurs tels que Vaubel (1976), Poloz (1990) et Degrauwe et Heens (1993) selon laquelle la propension à l'union monétaire entre deux ou plusieurs pays est directement proportionnelle à la variation des taux de change réels entre ces même pays.

La spécificité de cet ouvrage est d'approfondir le raisonnement de Vaubel et al., en examinant le comportement des déterminants des taux de change réels du Canada et des États-Unis. Ces déterminants sont identifiés comme étant le différentiel des taux d'intérêt réels, les termes de l'échange et la productivité. S'il est possible d'établir une tendance à la convergence de ses déterminants, il est possible de conclure que dans un avenir plus ou moins rapproché, les taux de change réels varieront si peu qu'une union monétaire sera économiquement viable.

La convergence des déterminants du taux de change réel est mesurée par une étude de stationnarité du ratio États-Unis-Canada de chaque type de déterminant. Par la suite une étude de cointégration est faite pour vérifier la relation de long terme entre les déterminants et le taux de change réel.

Notre analyse révèle que le Canada et les États-Unis ont connu des mouvements divergents de leurs termes de l'échange, taux d'intérêt réel et leur productivité relative depuis trois décennies. Cette divergence implique des impacts asymétriques sur les taux de change réels du Canada et des États-Unis, ce qui aurait rendu difficile la mise en œuvre d'une politique monétaire commune entre les deux pays. À moins que les déterminants de leur taux de change réel respectif ne convergent vers le futur, les économies canadienne et américaine auront besoin d'un taux de change nominal bilatéral flexible pour y faciliter les ajustements nécessaires au maintien de l'équilibre tant interne qu'externe.

**REMERCIEMENTS**

Au terme de ce rapport, je tiens à remercier mes parents pour leurs appui inconditionnel, autant financier que moral, tout au long de ces années d'études. Je tiens aussi, à remercier Monsieur Leonard Dudley pour ses précieux conseils et pour m'avoir laissé une grande autonomie.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>SOMMAIRE.....</b>	<b>I</b>
<b>REMERCIEMENTS.....</b>	<b>II</b>
<b>TABLE DES MATIÈRES.....</b>	<b>III</b>
<b>LISTE DES TABLEAUX.....</b>	<b>V</b>
<b>LISTE DES GRAPHIQUES.....</b>	<b>VI</b>
<b>INTRODUCTION.....</b>	<b>1</b>
<i>Arguments en faveur d'une union monétaire nord-américaine.....</i>	<i>3</i>
<i>Volonté politique d'une union monétaire.....</i>	<i>4</i>
<b>CHAPITRE 1 : LA REVUE DE LITTÉRATURE.....</b>	<b>5</b>
1.1 La théorie des zones monétaires optimales.....	5
1.1.1 La mobilité des facteurs de production.....	5
1.1.2 Le degré d'ouverture des économies.....	6
1.1.3 La nature de la spécialisation.....	7
1.1.4 Intégration fiscale.....	7
1.1.5 Intégration financière.....	7
1.1.6 Le lien entre l'intensité des échanges commerciaux et la corrélation des cycles économiques.....	8
1.1.7 L'impact du régime de change sur le degré de spécialisation d'une économie.....	8
1.1.8 Synthèse.....	9
1.2 Les études empiriques de la viabilité d'une union monétaire.....	10
1.3 Les déterminants du taux de change réel d'équilibre.....	12
<b>CHAPITRE 2 : MODÈLE THÉORIQUE.....</b>	<b>15</b>
2.1 Décomposition du taux change réel.....	16
2.2 Les termes de l'échange.....	17
2.3 Différentiel de taux d'intérêt.....	17
2.4 La productivité.....	17
<b>CHAPITRE 3 : LA MÉTHODOLOGIE ET LES DONNÉES.....</b>	<b>19</b>
3.1 La méthodologie.....	19
3.1.1 Contribution de notre approche.....	20
3.2 Les Données.....	21
3.2.1 Variables nominales v/s variables réelles.....	22
3.2.2 Composition du taux de change réel (R).....	22
3.2.3 Les termes de l'échange.....	23
3.2.4 Différentiel de taux d'intérêt de long terme.....	23
3.2.5 Composition de la productivité du Canada et des États-Unis.....	24

<b>CHAPITRE 4 : L'ANALYSE DES RESULTATS.....</b>	<b>25</b>
4.1 La convergence à long terme des déterminants du TCR d'équilibre du Canada et des États-Unis.....	25
4.2 Analyse du pouvoir explicatif des déterminants du taux de change réel États-Unis/Canada.....	32
4.3 Le lien de causalité entre le TCR États-Unis/Canada et ses déterminants potentiels...	40
<b>CONCLUSION.....</b>	<b>43</b>
<b>ANNEXES.....</b>	<b>45</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>58</b>

**LISTE DES TABLEAUX**

Tableau 1 : Symboles, sources et codes des Variables du modèle.....	21
Tableau 2 : Tests de racines unitaires.....	30
Tableau 3 : Tests de cointégration de Johansen entre TCR P XM DI.....	36
Tableau 4 : Tests de cointégration de Johansen entre TCR XM DI.....	37
Tableau 5 : Tests de cointégration de Johansen entre XM DI.....	38
Tableau 6 : Tests de cointégration de Johansen entre TCR XM.....	38
Tableau 7 : Tests de cointégration de Johansen entre TCR DI.....	39
Tableau 8 : Test ADF sur le résidu.....	39
Tableau 9 : Tests de causalité à la Granger entre TCR XM.....	41
Tableau 10 : Tests de causalité à la Granger entre TCR DI.....	41

## LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1 : Test de racine unitaire du ratio des termes de l'échange.....	26
En niveau	
Graphique 2 : Test de racine unitaire du ratio des termes de l'échange.....	26
En première différence	
Graphique 3 : Test de racine unitaire du ratio des taux d'intérêt réels.....	27
En niveau	
Graphique 4 : Test de racine unitaire du ratio des taux d'intérêt réels.....	27
En première différence	
Graphique 5 : Test de racine unitaire du ratio des productivités.....	28
En niveau	
Graphique 6 : Test de racine unitaire du ratio des productivités.....	28
En première différence	
Graphique 7 : La productivité et le TCR.....	33
Graphique 8 : Le ratio des termes de l'échange et le TCR.....	33
Graphique 9 : Le ratio des taux d'intérêt réels et le TCR.....	34
Graphique 1a : Test de racine unitaire du ratio des termes de l'échange.....	46
En niveau	
Graphique 2a : Test de racine unitaire du ratio des termes de l'échange.....	46
En première différence	
Graphique 3a : Test de racine unitaire du ratio des taux d'intérêt réels.....	47
En niveau	
Graphique 4a : Test de racine unitaire du ratio des taux d'intérêt réels.....	47
En première différence	
Graphique 5a : Test de racine unitaire du ratio des productivités.....	48
En niveau	
Graphique 6a : Test de racine unitaire du ratio des productivités.....	48
En première différence	

## INTRODUCTION

Dans un marché commun où coexistent plusieurs monnaies, la stabilité monétaire est une condition essentielle pour que la libre-circulation et donc les effets attendus en termes de dynamique économique, s'exercent le plus efficacement possible. La mise en place de l'accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis (ALÉ) en 1989 et l'accord de libre échange nord-américain (ALÉNA) en 1994 ont donné lieu à une intensification des échanges commerciaux entre le Canada, les États-Unis et le Mexique. À preuve, les économies canadienne et américaine sont autant si non plus intégrées commercialement que l'Europe. De ce point de vue, il serait souhaitable d'avoir une plus grande stabilité des taux de change entre le Canada et les États-Unis. Une question se pose alors, le Canada et les États-Unis peuvent-ils aller aussi loin que l'Europe en ayant une monnaie commune? Une façon d'approcher le sujet est de regarder le degré de symétrie à l'égard des déterminants des taux de change réels des deux pays.

Nous examinons dans ce rapport la question du degré de symétrie des déterminants des taux de change réels. Ces déterminants sont les termes de l'échange, le différentiel des taux d'intérêt réels et la productivité. La convergence de ces déterminants est une considération importante avant de se prononcer sur le caractère souhaitable ou non d'une union monétaire entre le Canada et les États-Unis.

Dans la littérature sur les zones monétaires optimales, plusieurs auteurs se limitent à analyser la convergence à court terme, entre pays candidats à former une union monétaire, de certaines variables critiques. Notre analyse considère la convergence à long terme des déterminants du taux de change réel. Nous considérons qu'une union monétaire entre le Canada et les États-Unis aura de meilleures chances de réussir à long terme s'il y a stationnarité des ratios entre ces pays de chacun des principaux déterminants du taux de change réel.



Le rapport est organisé de la façon suivante. Au chapitre 1, nous survolons la littérature sur les zones monétaires optimales et les modèles de détermination des taux de change réels. Ce chapitre explique pourquoi nous accordons tant d'importance aux déterminants des taux de change réels dans l'analyse de la faisabilité d'une union monétaire entre le Canada et les États-Unis. Au chapitre 2 nous présentons notre modèle théorique. Au chapitre 3 nous présentons la méthodologie et les données. Nous présentons et analysons les résultats de nos tests au chapitre 4. Dans ce chapitre nous testons aussi le lien empirique entre le taux de change réel États-Unis/Canada, les termes de l'échange, le différentiel des taux d'intérêt réels et la productivité. Cette démarche nous donne une meilleure idée de l'importance à accorder à chacun des déterminants dans notre évaluation de la convergence entre le Canada et les États-Unis.

### **Arguments en faveur d'une union monétaire Canado-américaine**

Une monnaie unique pour le Canada et les États-Unis soutenue par l'infrastructure institutionnelle d'une union monétaire formelle permettrait manifestement d'en arriver à une stabilité complète et permanente du taux de change et éventuellement de réaliser des gains d'efficacité.

Une union monétaire présenterait comme gros avantage des gains d'efficacité économique, grâce à l'utilisation d'une unité de comptabilité et d'une réserve de valeur commune « l'argent ». Pour beaucoup de gens, une union monétaire canado-américaine engendrerait des gains d'efficacité réels et substantiels mais il est évidemment difficile de les quantifier. Les estimations des coûts de conversion à une monnaie unique sont seulement de l'ordre de 0,5 pour cent du PIB «Thomas J. Courchene». Par contre, la gamme d'avantages potentiels est beaucoup plus large. Les entreprises canadiennes qui sont sur le marché nord-américain pourraient éliminer les coûts de comptabilité nécessaires avec deux monnaies. Les firmes qui couvrent actuellement le risque du taux de change n'en verraient plus la nécessité, et la plupart des coûts associés à la création de dérivés liés au taux de change deviendraient superflus. Les coûts liés à la communication de renseignements tarifaires et à la facturation en deux devises différentes seraient éliminés. Les marchés financiers gagneraient en profondeur et les écarts de taux de change sur la dette de l'État et du secteur privé seraient diminués, améliorant ainsi l'efficacité d'une intermédiation financière et réduisant le coût des emprunts au Canada. Les émetteurs canadiens de titres trouveraient un marché plus vaste si le risque lié au taux de change n'existait plus. Sur les marchés des produits, les différences de prix de l'autre côté de la frontière seraient moins répandues étant donné que les consommateurs seraient mieux informés et en mesure de comparer les prix.

Un point important demeure une pierre d'obstacle pour bien des Canadiens : le fait que la politique monétaire Canado-américaine serait confiée à la Réserve fédérale américaine. Même si c'est prévisible, cette réalité ne serait pas très différente de celle avec laquelle n'importe quel pays de la zone euro doit composer. Au cours des deux dernières décennies, nous avons appris qu'opprimer l'inflation constitue l'objectif suprême des

banques centrales dans la conduite d'une politique monétaire. Que notre politique monétaire soit fixée par la Banque du Canada ou par la Réserve fédérale, le taux d'inflation du Canada ne risque pas de s'écarter beaucoup de celui des États-Unis.

### **Volonté politique d'une union monétaire**

Une union monétaire Canado-américaine est-elle dans l'intérêt des États-Unis ? Seul l'avenir le dira. Mais, à mesure que l'euro s'impose comme concurrent mondial du dollar américain, les Américains pourraient éventuellement être favorables à une zone dollar formelle élargie pour des raisons géopolitiques. Il est fort possible que le gouvernement américain n'accepte pas de laisser tomber sa devise pour une monnaie commune car celle-ci détient déjà une très forte crédibilité dans les échanges internationaux. La stratégie américaine en matière d'unification monétaire serait d'adopter une attitude passive et d'attendre que les Canadiens acceptent le dollar américain comme devise nationale.

## **CHAPITRE 1 : LA REVUE DE LITTÉRATURE**

### **1.1 La théorie des zones monétaires optimales (ZMO)**

Le concept de zone monétaire optimale a été développé dans le cadre du débat sur les mérites relatifs des régimes de changes fixes et de changes flexibles. L'idée de base de la théorie des zones monétaires optimales est que le choix entre change fixe et flexible ne doit pas se faire indépendamment des caractéristiques économiques des pays concernés. La littérature dénombre une série de conditions qui se doivent d'être remplies afin qu'une zone monétaire soit optimale.

Parmi les ouvrages classiques les plus marquants de la littérature sur la théorie des ZMO, on retrouve Mundell (1961), Mckinnon (1963), et Kenen (1969), qui identifient les principaux éléments d'une ZMO, soit la présence de mécanismes d'ajustement substitués au taux de change.

#### **1.1.1 La mobilité des facteurs de production**

Dans sa contribution pionnière, Mundell (1961) propose que la mobilité des facteurs de production entre différentes régions puisse remplacer un régime de taux de change flexible comme mécanisme correcteur. Plus précisément, Mundell argumente que la mobilité des facteurs de production entre différentes régions participantes à une zone monétaire contrebalance les effets négatifs d'un choc asymétrique. Prenons l'exemple de deux pays (A et B) faisant partie d'une zone monétaire Z. Initialement, les deux pays sont en équilibre en ce qui a trait à l'emploi et aux comptes de la balance des paiements. Supposons maintenant une chute de la demande de B pour les exportations de A. Le pays A aura un déficit de la balance des paiements accompagné d'une hausse du chômage alors que la situation sera inversée pour B. Une dévaluation de la devise de A suffirait à ramener un équilibre en rendant les importations relativement chères et les exportations moins dispendieuses. Dans une union monétaire, un tel mécanisme est inexistant.

Cependant, si le capital humain est mobile, celui-ci se déplacera des endroits où il est moins bien rémunéré (le pays A) aux endroits où il sera mieux compensé pour son travail (pays B). La migration du capital humain vers des lieux meilleurs fera en sorte que le chômage restera constant dans les zones à plus bas niveau de productivité et qu'aucun ajustement via le taux de change ne sera nécessaire afin de réduire le salaire réel des travailleurs. Si le facteur travail est immobile, les agents demeureront dans les zones moins performantes, ce qui augmentera le chômage et la stagnation économique, forçant une dévaluation. De la même façon, plus les facteurs de production sont mobiles, moins les changements dans la demande des produits des différentes parties de la zone affecteront les termes de l'échange.

### **1.1.2 Le degré d'ouverture des économies**

Mc Kinnon (1963) a développé la deuxième contribution majeure de la théorie des ZMO en introduisant le critère de l'ouverture économique d'un pays ou, formulé autrement, le ratio des échangeables sur les non-échangeables. Selon Mc Kinnon, les coûts liés à l'abandon du taux de change comme instrument de politique économique diminuent en fonction du degré d'ouverture des économies et de l'importance de leurs échanges réciproques. Plus le degré d'ouverture d'un pays est important, plus la transmission d'un changement des prix mondiaux sur les prix relatifs internes est probable. Cela induit que l'illusion monétaire tend à disparaître : la baisse des revenus réels devient apparente et les agents réclament la révision de leurs revenus nominaux. Il faut donc limiter les variations des taux de change pour limiter les variations de prix. L'efficacité de la politique de change diminue avec le degré d'ouverture de l'économie, dans une économie très ouverte, les coûts de production sont fortement influencés par les prix des matières premières et des consommations intermédiaires importées, celles-ci étant difficilement remplaçables par une production locale. Lors d'une dévaluation, les effets d'inflation causés par la hausse des prix des importations nécessaires se répercutent immédiatement sur les prix des autres biens et salaires et limitent les effets attendus de la dévaluation. Le taux de change est par conséquent moins efficace comme instrument d'ajustement.

### **1.1.3 La nature de la spécialisation**

Dans sa réplique à Mundell et Mc Kinnon, Kenen (1969) se focalise sur la spécialisation des économies au sens de la diversification de la production et de la consommation. Il conclut que les économies diversifiées peuvent plus facilement adopter des changes fixes et s'intégrer à une zone monétaire que celles qui se caractérisent par une diversification modeste. Une forte diversification de la production ou de la consommation ainsi que la similarité de la production diluent l'impact possible d'un choc dans un secteur ou pour un bien spécifique. Dans ce cas, un choc n'aura que peu de conséquences sur l'agrégat et affectera les pays de manière similaire. Quand deux économies sont confrontées à une baisse de la demande pour leurs principaux biens exportables, la hausse du chômage et la dépréciation requise du TCR pour restaurer l'équilibre de plein emploi seront moins prononcées dans l'économie la plus diversifié. Par conséquent, la diversification et la similarité de la production réduisent le besoin de politique de change flexible et donc les coûts de son abandon.

### **1.1.4 Intégration fiscale**

Parallèlement à un pays monétairement indépendant qui, par le biais de paiements de transfert réduit les écarts de chômage entre ses différentes régions, une zone monétaire peut redistribuer des fonds pour soutenir des pays membres touchés par un choc asymétrique et ainsi réduire le besoin d'ajustement de change (Kenen 1969). Néanmoins, une telle politique nécessite un fort degré de volonté et d'intégration politique.

### **1.1.5 Intégration financière**

Ingram (1962) argumente que l'intégration financière peut réduire le besoin de l'instrument de change dans la mesure où des perturbations peuvent être amorties par l'afflux de capitaux sous la forme d'emprunts auprès de zones de surplus ou par la vente d'actifs étrangers nets. Lors d'une forte intégration financière, même des changements

modestes de taux d'intérêts pourraient ainsi causer des mouvements de capitaux équilibrants.

Dans ce qui suit, nous continuons à porter l'attention sur les critères de détermination des ZMO, mais du point de vue de la littérature récente.

### **1.1.6 Le lien entre l'intensité des échanges commerciaux et la corrélation des cycles économiques**

Krugman (1993) soutient qu'une hausse de l'intégration économique entre régions pourrait entraîner une hausse de leur spécialisation industrielle et, partant, accroître l'asymétrie des chocs et la dissimilitude des cycles économiques entre régions.

Frankel et Rose (1997) sont d'un autre avis. Ils testent et valident l'hypothèse voulant que la relation entre le niveau d'intensité des échanges commerciaux et la corrélation des cycles économiques entre pays soit positive. Or, avec la création d'une union monétaire (qui stimulerait les échanges commerciaux entre les pays membres et synchroniserait davantage leurs cycles économiques), l'importance de lisser les fluctuations du cycle économique via une politique monétaire indépendante diminuerait. Les pays qui auront tôt pris des mesures visant l'accroissement de leur intégration économique avec les futures partenaires d'une union monétaire auront donc plus de chances d'y rencontrer les critères d'entrée et d'y réussir leur participation.

### **1.1.7 L'impact du régime de change sur le degré de spécialisation d'une économie**

Comme nous l'avons illustré précédemment, il existe des divergences de vue quant aux effets qu'une intensification des échanges commerciaux entre régions peuvent avoir sur leur degré de spécialisation et sur la corrélation de leurs cycles économiques. Indépendamment du côté où l'on se range, une autre question qui mérite d'être étudiée est l'impact d'un régime de change particulier sur le degré de spécialisation des régions concernées. Dans un modèle monétaire à deux pays et à deux biens différenciés, Ricci (1997) examine les impacts des régimes de change flexible et fixe sur le choix

d'implantation des entreprises et sur le degré de spécialisation des pays. La spécialisation des pays serait plus forte en régime de change flexible. L'adoption d'un régime de changes fixes entraînerait une dispersion sectorielle de la production, réduisant l'asymétrie des chocs et rendant plus attrayant la création d'une union monétaire.

### 1.1.8 Synthèse

La théorie des ZMO est basée sur l'idée qu'une caractéristique particulière détermine la taille idéale d'une ZMO. Plus précisément, les théories cherchent à identifier le critère qui permettrait de réduire les coûts de l'abandon de l'autonomie monétaire. Mundell identifie la mobilité des facteurs de production comme substitut à la fonction d'équilibre du système de change ; l'intégration fiscale constitue un critère similaire apte à remplacer l'instrument de change. Mc Kinnon et Kenen analysent des situations où l'outil de change serait inefficace et donc l'abandon du système de change flexible n'engendrerait pas de coût supplémentaire. De la même manière, l'intégration financière est un critère qui réduit le coût de l'abandon du mécanisme de change. Cette phase pionnière des théories de ZMO manque cependant d'un cadre unifiant dans la mesure où selon la théorie appliquée, les frontières de ZMO peuvent changer radicalement.

Tavlas (1994) « problem of inconclusiveness » parle à ce propos du caractère peu concluant de la théorie des ZMO. Une économie très ouverte devrait selon la théorie de McKinnon favoriser l'intégration monétaire. Or cette même économie peut être caractérisée par une mobilité des facteurs de production réduite ce qui, selon Mundell, supposerait un système de change flexible.

Par ailleurs Tavlas note un problème d'inconsistance. Un petit pays étant généralement plus ouvert économiquement, devrait donc, selon Mc Kinnon, opter pour une zone monétaire. En même temps, il est plus probable que ce même petit pays a une production moins différenciée qu'un pays plus important. Dans ce cas, si on applique la théorie de Kenen, il serait préférable de conserver l'instrument de change.



## 1.2 Les études empiriques de la viabilité d'une union monétaire (UM)

En pratique l'existence de frontières politiques contraint un tel type d'exercice. Pour cette raison, les études empiriques ont plutôt portées sur les zones monétaires « faisables ». Ces études, cherchent à déterminer si certaines régions sont de bonnes candidates pour former une union monétaire.

Les critères de détermination des ZMO mentionnés précédemment étant difficilement mesurables, Vaubel (1976) propose un critère empirique qui capte leur effet net. Il utilise les variations du taux de change réel (TCR) afin de déterminer si neuf pays de la communauté européenne (CE) sont de bons candidats pour former une union monétaire. Vaubel soutient que les changements du TCR sont mesurables et donnent un poids approprié à chacune des forces économiques qui les causent. Le but de la théorie des ZMO étant d'identifier les facteurs fondamentaux à l'origine des ajustements du TCR, l'observation d'un TCR stable entre deux pays indique que ceux ci n'ont pas requis d'ajustement après avoir subi suite aux chocs qui les ont frappés. Par conséquent, le coût d'abandonner un régime de changes flexibles est probablement faible pour ces deux pays. L'inverse est aussi vrai. Vaubel compare les variations de TCR entre les neufs pays membres de la CE aux fluctuations de TCR entre les régions de l'Allemagne, d'une part, et aux fluctuations entre les villes de l'Allemagne, d'autre part. Il effectue aussi des comparaisons similaires avec les régions et les villes de l'Italie et des États-Unis. Les résultats indiquent que les variations de TCR entre les pays membres de la CE ont été supérieures à celles observées entre les différentes régions et villes de l'Allemagne, de l'Italie et des États-Unis. L'hypothèse voulant que la CE soit une zone monétaire plus désirable que celle de ces trois pays est donc rejetée. Vaubel mentionne toutefois que les mouvements passés du TCR ne sont pas nécessairement de bons indicateurs des mouvements futurs et que la création d'une union monétaire pourrait affecter les besoins d'ajustement via le TCR ex post.

Poloz (1990) examine la faisabilité d'une union monétaire européenne (UME) sous l'angle de la variabilité de TCR (contrairement à Vaubel (1976), Poloz affirme que

l'analyse de la variabilité des TCR, bien qu'elle donne une bonne idée du degré de variabilité des prix relatifs qui peut être toléré à l'intérieur d'une union monétaire, n'est pas suffisante à elle seule pour déterminer si une union monétaire est désirable. Pour ce faire, il faudrait effectuer une analyse plus large et plus rigoureuse des coûts et des bénéfices d'un tel projet). Il compare dans son étude, la variabilité des TCR bilatéraux entre l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni à celle observés entre les régions d'une UM existante, soit les provinces et villes canadiennes (ici, une union monétaire est faisable si elle satisfait les critères d'une ZMO aussi bien si non mieux qu'une union monétaire existante). L'auteur motive le choix du Canada comme UM de référence en raison principalement des caractéristiques macroéconomiques substantiellement disparates de ses régions, une situation semblable à celle de la communauté européenne. Pour calculer les TCR bilatéraux Poloz utilise le rapport des IPC des villes et du déflateur du PIB des provinces en prenant l'indice de Toronto et celui de l'Ontario comme numéraires, respectivement. Les trois TCR bilatéraux des pays européens sont pour leur part calculés à l'aide du déflateur du PIB et l'Allemagne est utilisée comme numéraire. Puisque la variabilité des prix relatifs entre les régions du Canada est dans certains cas supérieure à celle des TCR bilatéraux de certains pays européens, une UME serait aussi faisable que l'UM canadienne. Poloz souligne enfin qu'on devrait s'attendre à ce que la variabilité des TCR bilatéraux soit encore moins prononcée au sein d'une éventuelle UME que son étude ne le démontre : dans une UME, les variations des TCN imputables aux activités spéculatives et aux chocs nominaux seraient éliminées.

DeGrawe et Heens (1993) utilisent eux aussi la variabilité du TCR comme critère pour identifier les pays de la CE qui seraient bien servis par une union monétaire. Dans une première étape, les auteurs calculent le degré de variabilité du TCR entre les régions de chaque pays de la CE. Dans une deuxième étape, ils estiment le degré de variabilité du TCR entre chacune de ces régions et chacun des autres pays. Si la variabilité des TCR entre les régions d'un pays de la CE est supérieure à la variabilité des TCR entre ces régions et les autres pays de la CE, une union monétaire entre tous ces pays est faisable.

### 1.3 Les déterminants du taux de change réel

Nous survolons la littérature sur les modèles de détermination des taux de changes réels ce qui nous amène à constater l'importance des déterminants analysés dans ce rapport.

Le modèle du TCR Canada/États-Unis de la Banque du Canada : Amano et Van Norden (1995) utilisent un MCE pour modéliser l'évolution du TCR Canada/États-Unis (le TCR est obtenu en dégonflant le TCN par les IPC des deux pays). La valeur d'équilibre du TCR est déterminée par les termes de l'échange des produits de base hors énergie et ceux de l'énergie, tandis que sa dynamique de court terme est captée par l'écart des taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis. Les auteurs observent qu'un élargissement de l'écart des taux d'intérêt et qu'une amélioration des termes de l'échange des produits de base hors énergie conduisent à une appréciation du dollar canadien. Toutefois, une hausse des termes de l'échange de l'énergie mènerait à une dépréciation, ce qui ne cadre pas avec le statut d'exportateur net d'énergie du Canada. Lafrance et Van Norden (1995) modifient légèrement l'équation de Amano et Van Norden (1995), utilisant les prix réels de l'énergie et des produits de base hors énergie comme facteurs explicatifs de long terme du TCR Canada/États-Unis. Pour refléter la conjoncture des marchés financiers, les auteurs incluent l'écart des taux d'intérêt nominaux du papier commercial à 90 jours entre le Canada et les États-Unis. D'autres facteurs, non inclus dans leur équation, pourraient influencer le TCR Canada/États-Unis, dont : la politique budgétaire, l'endettement extérieur, l'incertitude politique et les attentes des investisseurs.

Laidler et Aba (2001) estiment un modèle semblable à celui de Lafrance et Van Norden (1995). Leur analyse sème toutefois des doutes de la pertinence d'inclure les prix de l'énergie comme déterminant du TCR Canada/États-Unis : après 1990, le coefficient associé aux prix de l'énergie n'est plus statistiquement significatif et change de signe dans l'équation. Ceci s'explique par le rôle grandissant du Canada comme exportateur d'énergie. Il est aussi possible que les résultats significatifs obtenus pour la période précédent 1990 découlent d'une simple coïncidence statistique. Par ailleurs, Laidler et Aba corroborent l'importance des prix de base hors énergie et de l'écart des taux d'intérêt

de court terme dans la détermination du TCR Canada/États-Unis. À l'aide de technique de cointégration, Cerisola et al (1998) développent un modèle du TCR Canada/États-Unis dans lequel les déterminants de long terme sont les ratios Canada/États-Unis des variables suivantes : les termes de l'échange, la position extérieure globale (PEG) au PIB, le prix relatif des biens non échangeables, la dette nette au PIB et les taux d'intérêt réels de long terme.

Lalonde et Sabourin (2003) estiment un modèle à correction d'erreurs (MCE) du TCR effectif américain dans lequel on retrouve une relation de cointégration entre ce TCR effectif, la productivité relative des secteurs de l'économie et le prix réel du pétrole. La dynamique de court terme du TCR effectif est fonction des écarts de croissance du PIB réel et des taux d'intérêt réels, de la première différence du ratio de la position extérieure globale (PEG)/PIB et des chocs ayant un effet temporaire sur le prix du pétrole et la productivité relative des secteurs.

De Gregorio et Wolf (1994) examinent l'impact des fluctuations des termes de l'échange et de la productivité relative du secteur des biens échangeable entre les secteurs sur le comportement de TCR. Les auteurs développent un modèle d'une petite économie ouverte qui produit des biens exportables et des biens non échangeables et qui consomme des biens importables et des biens non échangeables. À l'aide de données sur 14 pays membres de l'OCDE, ils valident les prédictions du modèle, à savoir : une croissance plus rapide de la productivité dans le secteur des échangeables relativement aux non échangeable et une amélioration des termes de l'échange conduisent à une appréciation du TCR.

Faruqee (1994) met l'emphase sur la perspective des flux et des stocks dans l'élaboration d'un modèle de détermination du TCR compatible avec les équilibres interne et externe. Dans son modèle, le TCR peut être influencé par des chocs réels qui représentent des changements de prix relatifs compatibles avec l'équilibre international. À l'aide de test de cointégration, Faruqee découvre une relation de long terme entre le TCR effectif, la position extérieure globale et l'écart de productivité entre les secteurs. Ces deux facteurs

seraient à l'origine de la tendance baissière de la valeur réelle du dollar dans la période d'après guerre. L'appréciation tendancielle du yen en terme réel s'expliquerait par l'évolution de l'écart de productivité entre les secteurs.

Nous présentons maintenant le modèle de Debarbata Bagghi, et al. (2004) sur lequel se base notre étude. Le modèle attribue un rôle aux termes de l'échange et aux différentiels du taux d'intérêt réel dans la détermination du taux de change réel pour une petite économie ouverte, ils utilisent une analyse de cointégration de Johansen (pour neuf pays dont le Canada) pour démontrer la relation de long terme entre le TCR, les termes de l'échange et le différentiel du taux d'intérêt réel. Les auteures précisent que le différentiel du taux d'intérêt capte l'information sur le développement des marchés financiers spécialement les flux de capitaux et que les termes de l'échange capte l'information sur le développement des marchés de biens. Le modèle indique qu'une amélioration des termes de l'échange conduit à un transfert des dépenses et des ressources du secteur des biens importables vers le secteur des biens exportable et, donc, à une hausse des exportations nette et à une appréciation du TCR, de plus les auteurs montrent l'existence d'une relation positive entre le différentiel du taux d'intérêt et le TCR.

À la lumière de ce survol de la littérature, il apparaît que les termes de l'échange, le différentiel du taux d'intérêt réel et la productivité sont des facteurs prépondérants dans la détermination des TCR.

## CHAPITRE 2 : MODÈLE THÉORIQUE

Avant de présenter le modèle nous définissons d'abord l'équilibre macroéconomique et le taux de change réel d'équilibre.

L'équilibre macroéconomique implique tant l'équilibre interne qu'externe. L'équilibre interne est atteint lorsque l'emploi (la production) est à son niveau naturel (potentiel) et que l'inflation est stable. L'équilibre externe est atteint lorsque la contrainte budgétaire inter-temporelle d'une économie est satisfaite, soit lorsque la valeur actualisée nette de la balance courante est nulle. On dit alors que la balance de paiement est soutenable, car les balances courantes présentes et futures sont compatibles avec les entrées de capitaux. À titre d'exemple, un déficit de la balance courante qui est appelé à se résorber ou même à se renverser ne créera aucun problème d'ajustement de la balance des paiements. À l'inverse de perpétuels déficits peuvent poser un problème s'ils réduisent considérablement la capacité d'un pays à servir sa dette.

L'équilibre macroéconomique et le TCR d'équilibre sont étroitement reliés. Lorsque deux pays sont frappés par des chocs asymétriques, le TCR s'ajuste pour y maintenir l'équilibre macroéconomique. Le TCR d'équilibre est donc le niveau de TCR compatible avec l'équilibre macroéconomique. Il est donc appelé à varier lorsqu'une variable affectant les équilibres interne et/ou externe d'une économie fluctue.

Il serait donc important d'examiner l'évolution des déterminants des TCR d'équilibre du Canada et des États-Unis avant de se prononcer sur le caractère souhaitable ou non d'une union monétaire Canado-américaine. L'intuition est simple si le Canada et les États-Unis ont tendance à subir aux mêmes moments les mêmes variations au chapitre des déterminants de leur TCR d'équilibre respectif, ils nécessiteront les mêmes variations de TCR d'équilibre.

L'objet de la section suivante est de fournir une explication théorique pour chacun des déterminants utilisés pour modéliser le taux de change réel.

## 2.1 Décomposition du taux change réel

Si nous débutons par la définition habituelle du taux de change réel, nous pouvons écrire en logarithme que :

$$r_t = n_t + p_t - p_t^* \quad (2.1)$$

Où  $r_t$  est le taux de change réel,  $n_t$  est le taux de change nominal,  $p_t$  est un indice de prix domestique et  $p_t^*$  est un indice de prix à l'étranger.

Similairement, nous pouvons réécrire l'équation (2.1) pour ne tenir compte que des biens échangeables à l'échelle internationale :

$$r_t^E = n_t + p_t^E - p_t^{E*} \quad (2.2)$$

Où  $r_t^E$  est le taux de change réel des biens échangeables,  $n_t$  est le taux de change nominal,  $p_t^E$  est un indice des prix des biens échangeables domestiques (ou prix des exportations) et  $p_t^{E*}$  est un indice des biens échangeables à l'étranger (ou prix des importations).

De plus, les indices de prix peuvent être définis de manière à tenir compte du prix des biens échangeables et non échangeables. Ce qui nous donne :

$$p_t = \alpha_i p_t^{NE} + (1 - \alpha_i) p_t^E \quad (2.3)$$

$$p_t^* = \alpha_i^* p_t^{NE*} + (1 - \alpha_i^*) p_t^{E*} \quad (2.3')$$

Où  $\alpha_i$  et  $\alpha_i^*$  sont les poids respectifs des biens échangeables domestiques et étrangers.

Nous pouvons introduire les équations .2, .3, .3' dans l'équation .1, ce qui nous donne une équation générale du taux de change réel :

$$r_t = r_t^E + \alpha_i (p_t^{NE} - p_t^E) - \alpha_i^* (p_t^{NE*} - p_t^{E*}) \quad (2.4)$$

Cette décomposition du taux de change réel nous vient des travaux de MacDonalde (1997), et nous indique que le taux de change réel est influencé par deux facteurs :

1. Le mouvement de prix des biens échangeables et non échangeables du pays domestique ( $p_t^{NE} - p_t^E$ ) et du pays étranger ( $p_t^{NE*} - p_t^{E*}$ )
2. Le changement du taux de change réel des biens échangeables  $r_t^E$ .

## 2.2 Les termes de l'échange

Les termes de l'échange peuvent être décrits comme étant le prix relatif des exportations par rapport aux importations ( $X/M$ ). Lorsque ce ratio change, les profits provenant du commerce avec l'étranger changent également, de sorte que les revenus des agents sont altérés. En repense à ces changements dans leur situation financière, ceux ci modifient leur demande pour les produits non échangeables.

## 2.3 Différentiel de taux d'intérêt

$id = (i - inf) - (i^* - inf^*)$  avec  $i$  le taux d'intérêt domestique,  $i^*$  le taux d'intérêt étranger (dans notre cas celui des États-Unis).  $inf$  et  $inf^*$  sont les taux d'inflation domestique et étranger respectivement.

Théoriquement, on peut voir qu'une augmentation du taux d'intérêt domestique comparativement au taux d'intérêt étranger va augmenter la demande pour la monnaie domestique et donc contribuer à une augmentation du taux de change réel national.

La relation positive entre le différentiel de taux d'intérêt et le taux de change réel est confirmée par Stein (1994) et par Lim et Stein (1995).

## 2.4 La productivité

La productivité est influencée par le terme  $\alpha_i (p_i^{NE} - p_i^E) - \alpha_i^* (p_i^{NE*} - p_i^{E*})$  de l'équation (2.4)

Cette relation découle de l'effet Balassa-Samuelson qui montre qu'un accroissement plus rapide de la productivité dans le secteur des biens échangeables par rapport au secteur des biens non échangeables conduit à un accroissement plus rapide des prix des biens non échangeables comparativement aux prix des biens échangeables et donc une appréciation du taux de change réel. (Cette approche repose sur l'idée que la croissance de la productivité s'exprime de manière différente parmi les secteurs de l'économie. En fait les gains de productivité tendent à affecter dans une plus large mesure le secteur des biens échangeables, tandis que le secteur des biens non échangeables se caractérise par une productivité relativement stable).



Selon Allen (1995), une augmentation de la productivité dans le secteur des biens échangeable augmente le prix des biens échangeables pour deux principales raisons

1. Parce que la hausse des salaires, amenée par la productivité, tend à se diffuser dans l'ensemble de l'économie. Or, dans le secteur des biens non échangeables, les gains de productivité sont généralement insuffisants pour compenser l'augmentation des salaires. Dès lors, contrairement aux prix des biens échangeables, ceux des biens non échangeables s'élèvent au fil du temps.
2. Parce que l'augmentation de l'offre des biens échangeables, amenée par la productivité, accroît les revenus et la demande pour l'ensemble des biens de l'économie. Or, les gains de productivité dans le secteur des biens non échangeables sont généralement insuffisants pour compenser l'augmentation de la demande dans ce secteur. Le prix des biens non échangeables se trouve donc à augmenter.

De cette manière, lorsque la productivité augmente plus rapidement dans un pays par rapport à un autre, les gains de productivité réalisés se concentrent essentiellement dans le secteur des biens échangeables. Les prix des biens non échangeables augmentent et la devise en terme réel a tendance à s'apprécier dans le temps.

Empiriquement, selon l'hypothèse de l'effet Balassa-Samuelson, nous devrions trouver une relation positive entre la productivité nationale et le taux de change réel du pays à l'étude.

En plus des termes de l'échange et du différentiel des taux d'intérêt réels on va étudier la stationnarité du ratio de la productivité États-Unis/Canada, malgré que le modèle de Debarbata Bagghi et al. ne l'ait pas pris en considération, mais on remarque que plusieurs auteurs ont considéré la productivité comme un déterminant du taux de change réel. Avant de conclure on va tester la cointégration du ratio avec le TCR.

## CHAPITRE 3 : LA MÉTHODOLOGIE ET LES DONNÉES

### 3.1 La méthodologie

La convergence à long terme dans l'évolution des déterminants des TCR est essentielle pour qu'un projet d'une union monétaire entre le Canada et les États-Unis soit soutenable à long terme : une divergence indiquerait la présence de chocs aux impacts asymétriques sur les TCR du Canada et des États-Unis et, partant impliquerait la nécessité d'un ajustement du TCR entre les deux pays. Or, en l'absence de mécanismes d'ajustement substitués au taux de change flexible, le maintien de l'équilibre macroéconomique serait difficile.

Nous considérons qu'il y a convergence à long terme entre le Canada et les États-Unis pour un déterminant  $x$  lorsque  $x_{\text{É-U}} / x_{\text{Can}}$  est stationnaire autour d'une constante. Plus spécifiquement, nous testons l'hypothèse nulle,  $H_0$ , de la présence d'une racine unitaire (contre celle de la stationnarité autour d'une constante,  $H_1$ ). Le point de départ de l'analyse de convergence est d'examiner si les ratios sont stationnaires. La stationnarité des ratios sera évaluée à l'aide du test de Dikey-Fuller et Phillips-Perron. Le premier consiste à comparer une variable dépendante à ses valeurs retardées, ce qui peut être illustré comme suit :

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \epsilon_t$$

Si nous soustrayons  $y_{t-1}$  des deux cotés, nous obtenons :

$$y_t - y_{t-1} = \alpha y_{t-1} - y_{t-1} + \epsilon_t$$

Donc,

$$\Delta y_t = (\alpha - 1)y_{t-1} + \epsilon_t$$

Tester la non-stationnarité revient donc à tester l'hypothèse nulle d'une valeur de  $\alpha$  égale à 1, ce qui signifie que la variable contient une racine unitaire. Il se peut cependant que les termes d'erreurs des régressions effectuées soient auto-corrélés, ce qui pourrait modifier les résultats de nos tests. Afin de pallier cette éventualité, Dickey et Fuller (1981) ont apporté une modification à leur test (Dikey-Fuller augmenté ADF) qui tient compte des auto-corrélations. En utilisant un modèle à  $P$  retards, l'équation devient :

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \epsilon_t$$

Encore une fois si nous soustrayons  $y_{t-1}$  de chaque coté et regroupons, nous obtenons :

$$\Delta y_t = \Psi y_{t-1} + \Delta \Psi_1 y_{t-1} + \Delta \Psi_2 y_{t-2} + \dots + \Delta \Psi_{p-1} y_{t-p-1} + \epsilon_t$$

$$\text{Ou } \Psi = (\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_p) - 1$$

Dans ce cas, l'hypothèse nulle devient  $\Psi=0$ , ce qui implique la non-stationnarité du déterminant. Si ces ratios sont stationnaires (que leur moyenne et leur variance sont constantes dans le temps), nous pourrions conclure que les déterminants ne se dispersent pas, et donc qu'ils convergent. Le test de Phillips-Perron (PP) quant à lui permet de tester la stationnarité à l'aide d'une méthode non paramétrique.

À court terme la convergence des déterminants est moins importante, afin de faciliter l'ajustement en cas de chocs asymétrique transitoires et récurrents entre le Canada et les États-Unis, on pourrait (théoriquement) envisager un mécanisme de redistribution des revenus entre les deux pays, et si cela est impossible un fond de stabilisation géré à l'échelle nationale pourrait compenser les fluctuations divergentes et temporaires des déterminants.

### 3.1.1 Contribution de notre approche

Certains auteurs, tels Vaubel (1976), Poloz (1990) et DeGauwe et Heens (1993), considèrent qu'une réduction dans le temps de la variance du TCR entre deux économies indique leur convergence. Nous avons des réserves face à cette approche. D'abord, la variance est un moment qui est défini seulement lorsque la distribution d'une variable aléatoire est stationnaire. Or, selon la plupart des études empiriques testant la viabilité de la relation de la parité des pouvoirs d'achat, les TCR sont non stationnaires (MacDonald, 1995). Par conséquent, l'application de la variance à ces TCR n'est pas valable. Nous examinons dans ce rapport la convergence des principales causes (déterminants) des ajustements des TCR. De plus les analyses de la variance ne permettent pas d'identifier la nature des chocs qui frappent les économies. Même si elle ne fait pas la distinction entre les chocs d'offre et de demande, notre analyse nous renseigne d'une certaine façon sur

l'origine de l'asymétrie des chocs (termes de l'échange, productivité, flux de capitaux) qui frappe les économies canadienne et américaine.

### 3.2 Les Données

Nous avons utilisé des données trimestrielles couvrant la période du premier trimestre de 1973 au quatrième trimestre de 2004. Celles-ci proviennent de trois banques de données, toutes disponible sur CD-ROM :

- International Financial Statistics (IFS) du Fond Monétaire International.
- CANSIM2 de Statistique Canada.
- OECD Quarterly Labour Force Statistics.

**Tableau 1: Symboles, sources et codes des Variables du modèle**

Variables	Symboles	Banques de données	Codes
Taux de change nominal	N	IFS	156..RF.ZF..
Indice implicite des prix du PIB (IP) du Canada	IP	IFS	15699BIRZF
Indice implicite des prix du PIB (IP) des États-Unis	IP*	IFS	11199BIRZF
PIB nominal du Canada	PIB	IFS	15699B.CZF
PIB nominal des États-Unis	PIB*	IFS	11199B.CZF
Nombre de travailleurs au Canada	NT	Cansim2	-
Nombre de travailleurs au États-Unis	NT*	OECD	-
Nombre d'heures travaillées au Canada	NHT	Cansim2	-
Nombre d'heures travaillées aux États-Unis	NHT*	U.S.Census	-
Obligations du gouvernement du Canada (>10ans)	IN	IFS	15661...ZF...
Obligations du gouvernement des États-Unis (>10ans)	IN*	IFS	11161...ZF...
Prix unitaire des exportations au Canada	X	IFS	15690C.CZF
Prix unitaire des importations au Canada	M	IFS	15698C.CZF
Prix unitaire des exportations aux États-Unis	X*	IFS	11190C.CZF
Prix unitaire des importations aux États-Unis	M*	IFS	11198C.CZF

Dans notre étude, le Canada est considéré comme une petite économie sur les marchés financiers et sur les marchés des biens échangeables, car nous considérons que le pays ne peut influencer les taux d'intérêt mondiaux et les prix des biens échangeables.

Les déterminants potentiels du taux de change réel canadien sont les termes de l'échange, le différentiel de taux d'intérêt et la productivité.

### 3.2.1 Variables nominales v/s variables réelles

Pour transformer l'ensemble de nos variables nominales en variables réelles, trois alternatives sont souvent utilisées dans la littérature : l'indice des prix de gros (WPI), l'indice des prix à la consommation (P) et l'indice implicite des prix du PIB (IP). Il est généralement accepté que WPI soit une mesure des biens échangeable, alors que P et IP soient des mesures du prix des biens échangeables et non échangeables. Comme notre modèle tient compte de l'ensemble des biens échangeables et non échangeables, il est préférable d'utiliser l'indice des prix à la consommation ou l'indice des prix du PIB. Nous utilisons l'indice des prix du PIB dans cette étude. Il est noté que des résultats similaires sont trouvés lorsqu'on sélectionne l'indice des prix à la consommation ou l'indice implicite des prix du PIB.

### 3.2.2 Composition du taux de change réel (R)

Le taux de change réel est défini comme le produit du taux de change nominal (N) par le ratio de l'indice des prix du PIB étranger (IP\*) sur celui domestique (IP). Dans la présente recherche, le taux de change nominal désigne le montant de la monnaie nationale nécessaire à l'achat d'une unité de la devise étrangère, soit le prix du dollar américain en dollar canadien.

Ici, nous utilisons le TCR bilatéral États-Unis/Canada. Une hausse du TCR correspond à une dépréciation réelle du dollar canadien vis-à-vis la devise américaine.

$$\text{TCR} = N \frac{\text{IP}^*}{\text{IP}}$$

### 3.2.3 Les termes de l'échange (XM)

Les termes de l'échange des États-Unis et du Canada sont calculés comme étant le ratio de la valeur unitaire des exportations sur celle des importations. Ils sont calculés à partir de données trimestrielles.

$X/M$  : représente les termes de l'échange au Canada

$X^*/M^*$  : représente les termes de l'échange aux États-Unis

Le ratio États-Unis/Canada des termes de l'échange est représenté par :

$$XM = \frac{X^*/M^*}{X/M}$$

### 3.2.4 Différentiel de taux d'intérêt de long terme (DI)

C'est le différentiel de taux d'intérêt réel de long terme entre le Canada et les États-Unis.

Le taux d'intérêt réel est donné par le taux d'intérêt nominal (taux des obligations gouvernemental de long terme > 10) moins le taux d'inflation (taux de croissance trimestriel de l'indice des prix du PIB).

$I = IN - inf$  : représente le taux d'intérêt réel du Canada

$I^* = IN^* - inf^*$  : représente le taux d'intérêt réel des États-Unis

Pour la suite de notre étude nous allons utiliser le rapport des taux d'intérêt réels États-Unis/Canada au lieu du différentiel (pour faciliter l'analyse, puisque les autres déterminants sont exprimés en ratios). Il est noté que des résultats similaires sont trouvés lorsqu'on utilise le différentiel.

Le ratio États-Unis/Canada des taux d'intérêt réels est représenté par :

$$DI = \frac{I^*}{I}$$

### 3.2.5 Composition de la productivité du Canada et des États-Unis (P)

On calcule la productivité à partir du ratio du PIB réel par rapport au nombre d'heures travaillées du pays à l'étude. Le PIB réel est donné par le PIB nominal divisé par l'indice des prix du PIB (IP). Cette variable est calculée pour le Canada et pour les États-Unis.

Cet indice, appelé productivité moyenne du travail (PMT), a comme avantage d'être relativement facile à évaluer car les données requises sont disponibles et homogènes pour plusieurs pays. L'utilisation de la productivité moyenne du travail a cependant comme désavantage qu'elle restreint la profondeur de l'analyse. De par sa définition, un changement dans la productivité du travail implique des changements potentiels dans la technologie utilisée ainsi que dans l'accumulation du capital qui ne sont pas pris en considération dans la mesure de productivité moyenne du travail.

$$\text{PMT} = \frac{\text{PIB} / \text{IP}}{\text{NHT}} : \text{représente la productivité moyenne du travail au Canada.}$$

$$\text{PMT}^* = \frac{\text{PIB}^* / \text{IP}^*}{\text{NHT}^*} : \text{représente la productivité moyenne du travail aux États-Unis.}$$

Le ratio États-Unis/Canada de la productivité est représenté par :

$$P = \frac{\text{PMT}^*}{\text{PMT}}$$

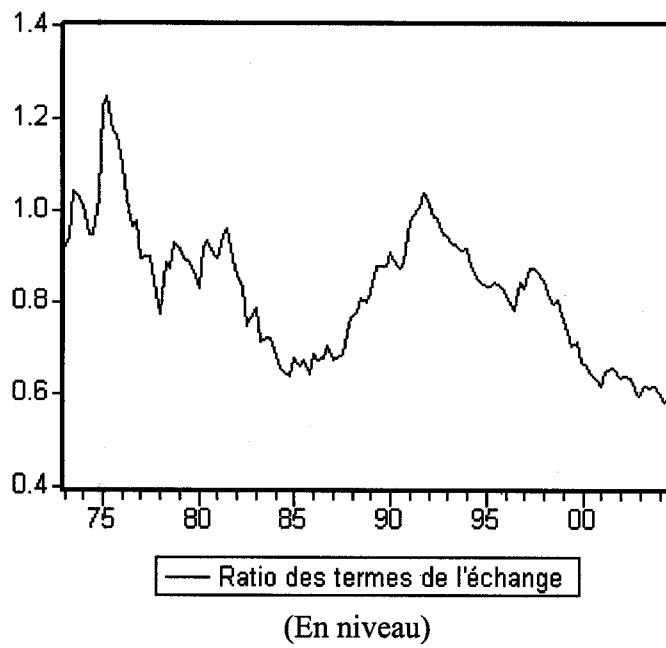
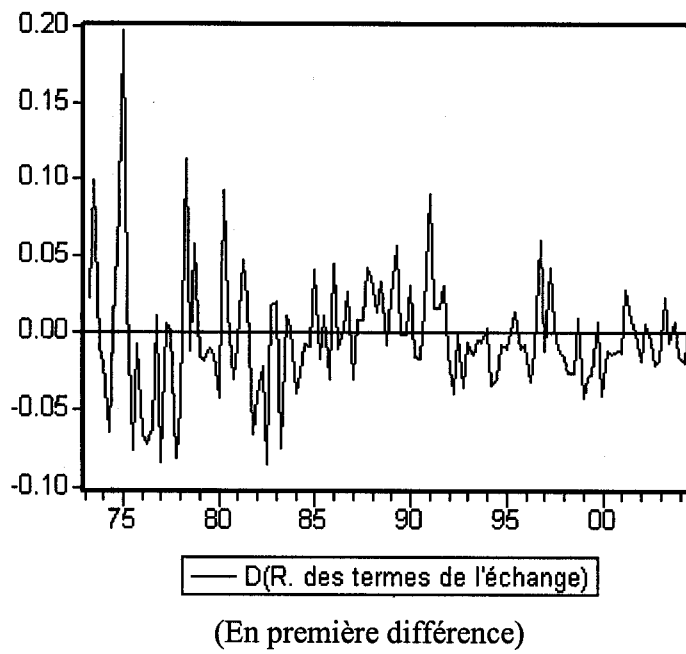
## CHAPITRE 4 : L'ANALYSE DES RÉSULTATS

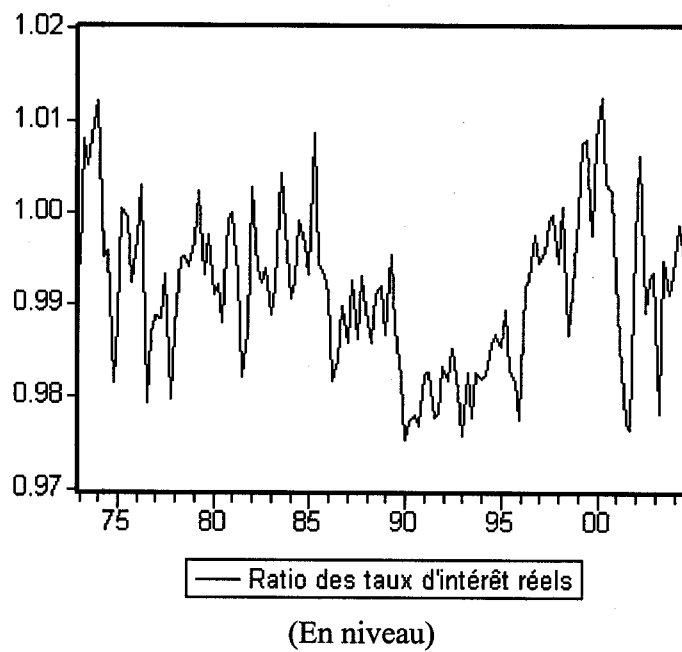
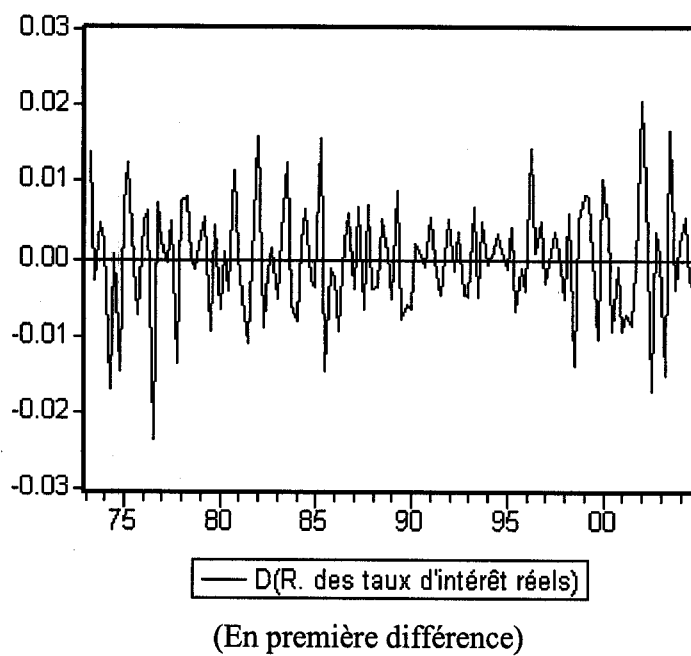
### 4.1 La convergence à long terme des déterminants du TCR du Canada et des États-Unis

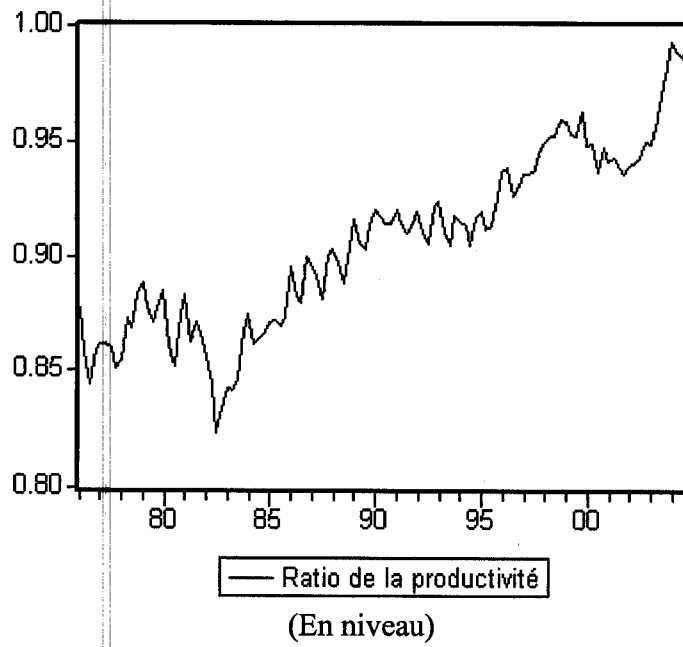
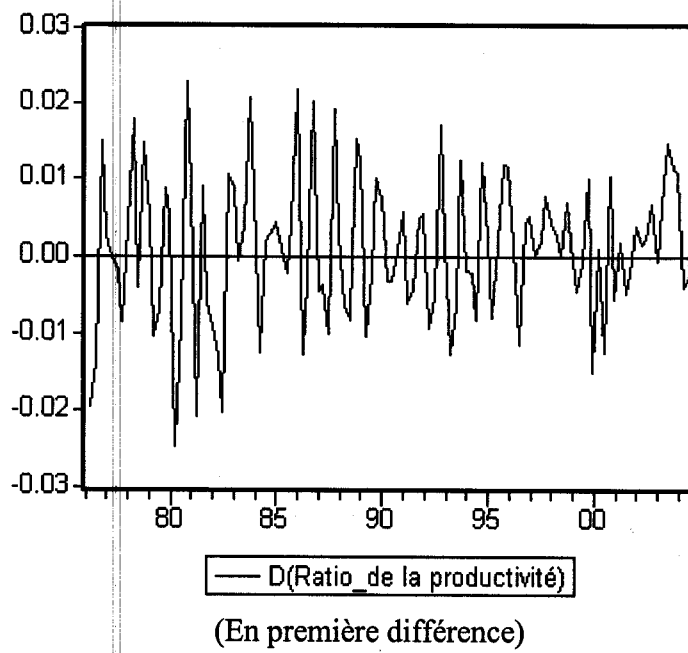
Une première analyse graphique nous permet de constater qu'aucune des séries ne semble stationnaire en niveau (voir graphiques 1, 3, 5), mais en première différence les trois séries sont stationnaires (voir graphiques 2, 4, 6). Les tests de racines unitaires (tableau1) confirment cette première inspection visuelle.

Nous allons appliquer les tests de Dickey-Fuller Augmenté et Phillips-Perron (ADF et PP) pour les trois déterminants sur l'échantillon au complet et pendant la période qui s'étend de 1989Q1 à 2004Q4 (voir annexes, graphiques 1a, 2a, 3a, 4a, 5a, 6a). Nous examinons ce sous échantillon car il est possible que nous assistions à un changement structurel des économies canadienne et américaine et du degré de convergence des déterminants de leurs TCR d'équilibre respectif suite à l'entrée en vigueur de L'ALÉ en 1989.



**Graphique 1****Graphique 2**

**Graphique 3****Graphique 4**

**Graphique 5****Graphique 6**

Pour tester la stationnarité du taux de change réel et ses déterminants, nous ne pouvons pas recourir au test de Dickey-Fuller (classique) car les résidus des séries ne sont pas des bruits blancs (existence d'autocorrélation), par conséquent, nous allons utiliser le test de Dickey-Fuller Augmenté afin de tenir compte de cette structure, de plus nous allons utiliser le test de Phillips-Perron pour confirmer nos résultats. Pour déterminer le nombre de retards à inclure dans le modèle nous sommes partis d'une valeur relativement élevée  $k=8$  (méthode du retard maximal significatif de Campbell et Perron 1992), et avons réduit graduellement le nombre de retards selon que le coefficient du dernier est significatif ou non.

Le test de Dickey-Fuller Augmenté comporte 3 variantes selon le type de modèle considéré :

1. Modèle 1 : Avec constante

$$\Delta y_t = \beta + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t$$

2. Modèle 2 : Avec constante et tendance déterministe

$$\Delta y_t = \beta + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t$$

3. Modèle 3 : Sans constante, ni tendance déterministe

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t$$

Avec  $\epsilon_t$  : bruit blanc

Les hypothèses du test sont :

$H_0 : \alpha = 1$  (existence d'une racine unitaire) VS  $H_1 : \alpha < 1$  (stationnarité de la série)

Les résultats des différentes versions du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), pour chacune des séries, en niveau et en première différence, sont repris dans les tableaux en annexes.

Dans le tableau ci-après on retrouve les résultats de la première version du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et du test de Phillips-Perron, soit le modèle avec constante, pour chacune des séries (taux de change réel, ratio des termes de l'échange, ratio des taux d'intérêt réels et ratio de la productivité). Les tests de racines unitaires sont effectués en niveau et en première différence sur chacune des deux périodes.

Tableau 2 : Tests de racines unitaires

Ratios	En niveau		En première différence	
	ADF	PP	ADF	PP
<b>XM</b> (1973Q1 :2004Q4)	(-2,8849)** -1,4894*	(-1,9424) -1,1311	(-2,8851) -5,3825	(-1,9425) -8,9269
<b>DI</b> (1973Q1 :2004Q4)	(-3,4466) -3,3792	(-1,9424) -0,0658	(-2,8851) -7,4767	(-1,9425) -16,6583
<b>P</b> (1976Q1 :2004Q4)	(-2,8874) -0,2410	(-1,9428) 1,4330	(-2,8877) -4,1201	(-1,94280) -11,2470
<b>TCR</b> (1973Q1 :2004Q4)	(-2,8849) -2,2557	(-1,9424) -0,1937	(-2,8851) -3,7396	(-1,9425) -7,0010
<b>XM</b> (1989Q1 :2004Q4)	(-1,9458) -0,6317	(-3,4836) -2,5085	(-2,9101) -5,0956	(-3,4824) -8,4322
<b>DI</b> (1989Q1 :2004Q4)	(-1,9458) -1,4337	(-1,9456) -1,8707	(-1,9459) -5,3814	(-1,9457) -9,9770
<b>P</b> (1989Q1 :2004Q4)	(-1,9458) 2,0683	(-1,9456) 1,7260	(-1,9459) -5,3257	(1,9457) -7,8542
<b>TCR</b> (1989Q1 :2004Q4)	(-1,9458) -0,0536	(-3,4812) 0,5215	(-1,9459) -2,5154	(-3,4824) -5,324

Seuil de signification de 5%

Nous avons utilisé la méthode du retard maximal significatif P (2), XM (4), TCR(4), DI(4)

XM : ratio des termes de l'échange

DI : ratio des taux d'intérêt réels

P : ratio des productivités

TCR : taux de change réel

\*les valeurs des tests

\*\* les valeurs critiques

En se basant sur les résultats contenus dans le tableau précédent et en annexes, nous remarquons que :

Pour l'échantillon au complet (1973/1 - 2004/4), la valeur de la statistique ADF de chacune des quatre séries est supérieure aux valeurs tabulées du test ADF au seuil de 1%, 5% et 10% (ces résultats sont confirmés par le test PP). Par conséquent selon la règle de décision, comme la valeur de la statistique est supérieure aux valeurs critiques, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse  $H_0 : \alpha = 1$ . Nous concluons donc l'existence d'une racine unitaire pour chacune des séries.

Pour l'échantillon de (1989/1 - 2004/4), nous retrouvons les mêmes résultats que celles sur l'échantillon au complet, soit l'existence d'une racine unitaire pour chacune des quatre séries. La valeur de la statistique ADF de chacune des quatre séries est supérieure aux valeurs tabulées du test ADF au seuil de 1%, 5% et 10%. Le test de Phillips-Perron

confirme les résultats (Des tests de racines unitaires et de stationnarité sur un échantillon couvrant une période aussi courte que 1989/1 - 2004/4 peuvent poser des problèmes. Ces tests ne constituent donc qu'un élément d'information complétant une analyse graphique-annexes-).

En première différence et pour les deux échantillons les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) indiquent que les quatre séries sont stationnaires. La valeur de la statistique ADF de chacune des quatre séries est inférieure aux valeurs tabulées, nous rejetons l'hypothèse  $H_0 : \alpha = 1$  et nous acceptons  $H_1 : \alpha < 1$  soit l'hypothèse de la stationnarité.

En résumé, nous constatons que l'ensemble de nos variables sont non-stationnaires et intégrées du même ordre.

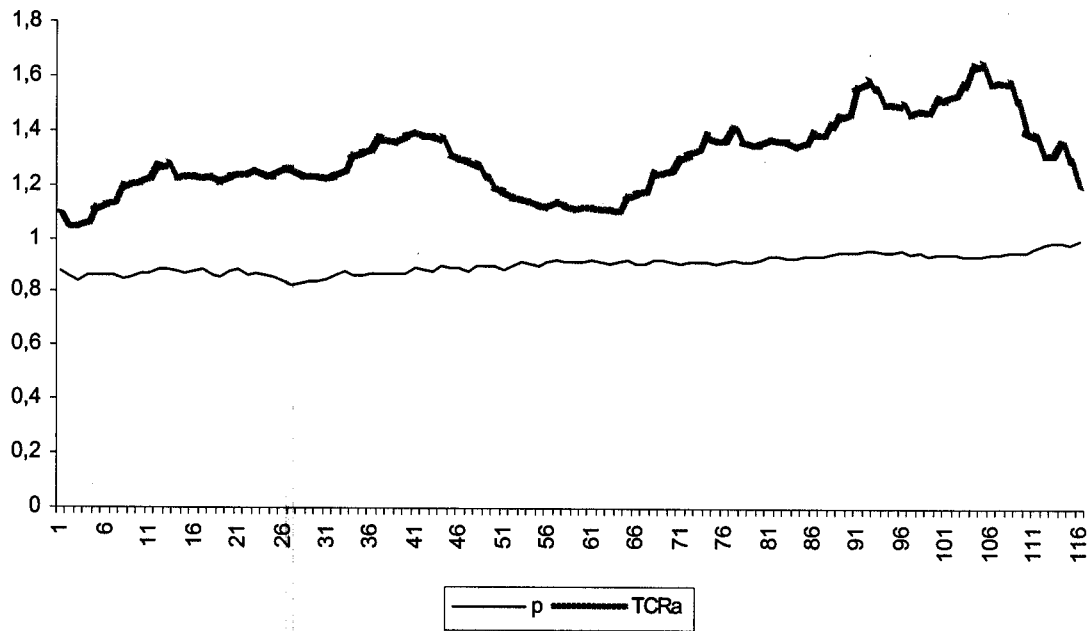
Le Canada et les États-Unis ont connu des mouvements divergents de leur productivité relative, des termes de l'échange et des taux d'intérêts réels respectifs depuis trois décennies. Cette divergence indique la présence de chocs aux impacts asymétriques persistants sur les TCR du Canada et des États-Unis. Si les deux pays avaient décidé de former une union monétaire, cette asymétrie aurait rendu difficile la mise en œuvre d'une politique monétaire commune et mutuellement bénéfique, car leur TCR aurait divergé. Ces résultats laissent donc présager qu'une union monétaire entre le Canada et les États-Unis serait difficile à soutenir à long terme. À moins que les déterminants du TCR ne convergent dans le futur, les économies canadienne et américaine continueront à nécessiter des ajustements différents de leur TCR respectif et, partant, le TCR entre les deux pays sera appelé à fluctuer.

## 4.2 Analyse du pouvoir explicatif des déterminants du taux de change réel États-Unis/Canada

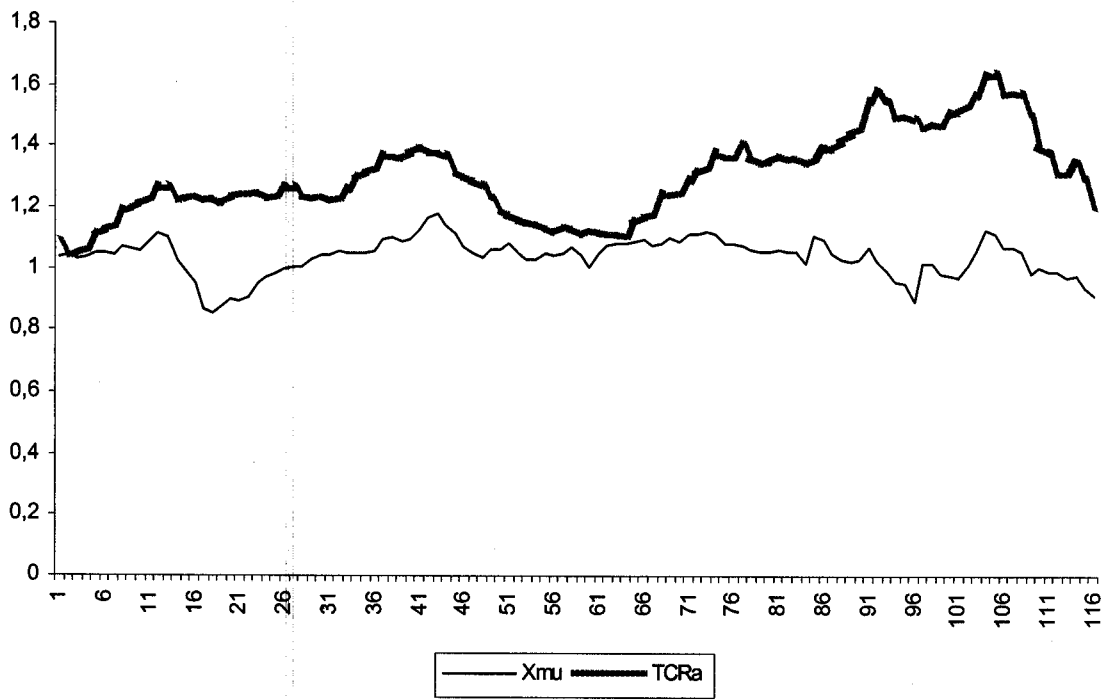
Dans cette section, nous testons le lien empirique entre le TCR et les déterminants afin d'obtenir une meilleure idée de l'importance à accorder à chacun d'eux dans l'analyse de convergence. Puisqu'il est question de la détermination du TCR, nous vérifions d'abord s'il existe une relation de long terme stable entre le TCR États-Unis/Canada et les ratios États-Unis/Canada des termes de l'échange, des taux d'intérêt réels et de la productivité. Pour ce faire, nous utilisons le test de cointégration de Johansen, qui examine le nombre total de vecteurs de cointégration possible dans le système et donne de l'information sur la dynamique de ce dernier. Nous établissons ensuite le sens de la relation de long terme, le cas échéant via des tests de causalité à la Granger.

Avant de tester s'il existe ou non une relation de cointégration entre des séries, il faut premièrement s'assurer qu'elles sont intégrées du même ordre. Avant de procéder aux tests de cointégration, nous établissons l'ordre d'intégration,  $I(d)$ , des séries chronologiques à l'aide de tests de racines unitaires. À la section précédente, nous avons établi que les trois déterminants et le TCR États-Unis/Canada étaient caractérisés par une racine unitaire, et qu'ils sont stationnaires en première différence, puisque ces quatre variables sont intégrées du même ordre,  $I(1)$ . Nous sommes en mesure de tester s'il existe ou non une relation de long terme entre elles. Avant de procéder à des tests plus formels, un coup d'œil aux graphiques (4, 5, 6) nous permet de voir les liens entre le TCR et chacun des déterminants.

Graphique 7 : La productivité et le TCR

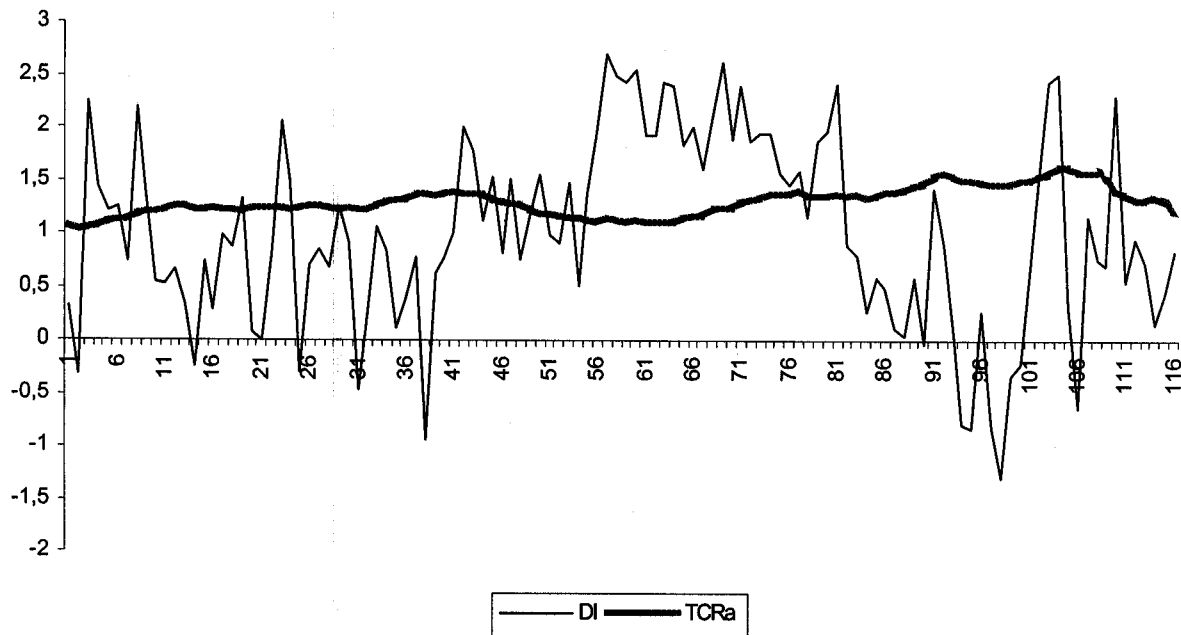


Graphique 8 : Le ratio des termes de l'échange et le TCR





Graphique 9 : Le ratio des taux d'intérêt réels et le TCR



Nous avons vu que le test de Dickey-Fuller (ainsi que le test de Phillips Perron) appliqué sur les variables TCR, XM, DI et P, une fois différenciées, conduisent au rejet de l'hypothèse  $H_0$  de racine unitaire.

Pour déterminer l'existence et le nombre de relations de cointégration, Johansen (1988) propose un test fondé sur les valeurs propres d'une matrice issue d'un calcul en deux étapes :

Étape 1 : calcul de deux résidus  $u_t$  et  $v_t$

Nous effectuons deux régressions :

$$\text{Première régression : } \Delta Y_t = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 \Delta Y_{t-1} + \hat{A}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \hat{A}_p \Delta Y_{t-p} + u_t$$

$$\text{Deuxième régression : } Y_{t-1} = \hat{A}_0 + \hat{A}_1 \Delta Y_{t-1} + \hat{A}_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \hat{A}_p \Delta Y_{t-p} + v_t$$

$$\text{Avec } Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \dots \\ \dots \\ y_{k,t} \end{bmatrix}$$

Nous avons les mêmes variables explicatives, seule la spécification du bloc de la variable à expliquer est modifiée.

$u_t$  et  $v_t$  sont donc des matrices de résidus de dimension  $(k, n)$  avec  $k$  = nombre de variables,  $n$  = nombre d'observations.

Étape 2 : Calcul de la matrice permettant le calcul des valeurs propres

Nous calculons quatre matrices de variances-covariances de dimension  $(k, k)$  à partir des résidus  $u_t$  et  $v_t$ .

$$\hat{\Sigma}_{uu} = (1/n) \sum_{t=1}^n u_t u_t'$$

$$\hat{\Sigma}_{vv} = (1/n) \sum_{t=1}^n v_t v_t'$$

$$\hat{\Sigma}_{uv} = (1/n) \sum_{t=1}^n u_t v_t'$$

$$\hat{\Sigma}_{vu} = (1/n) \sum_{t=1}^n v_t u_t'$$

Puis nous extrayons les  $k$  valeurs propres de la matrice  $M$  de dimension  $k, k$  calculé de la manière suivante :

$$M = \hat{\Sigma}_{vv}^{-1} \hat{\Sigma}_{vu} \hat{\Sigma}_{uu}^{-1} \hat{\Sigma}_{uv}$$

À partir de ces valeurs propres, on calcule une statistique :

$$\lambda_{\text{trace}} = -n \sum_{i=r+1}^k \text{Ln}(1 - \lambda_i) \text{ avec } n = \text{nombre d'observations, } \lambda_i = i^{\text{ème}} \text{ valeur propre de la}$$

matrice  $M$ ,  $k$  = nombre de variables,  $r$  = rang de la matrice.

Cette statistique suit une loi de probabilité (similaire à un  $X^2$ ) tabulée à l'aide de simulations par Johansen et Juselius (1990). Ce test de Johansen fonctionne par exclusion d'hypothèses alternatives :

- rang de la matrice  $\pi$  égal 0 ( $r = 0$ ), soit  $H_0 : r = 0$  contre  $H_1 : r > 0$  ; si  $H_0$  refusé, on passe au test suivant (dans le cas contraire la procédure est arrêtée, et le rang de la matrice est  $r = 0$ , et donc il n'existe pas de relation de cointégration), si  $\lambda_{\text{trace}} >$  à la valeur critique lue dans la table, on rejette  $H_0$ .
- rang de la matrice  $\pi$  égal 1 ( $r = 1$ ), soit  $H_0 : r = 1$  contre  $H_1 : r > 1$  ; si  $H_0$  refusé, on passe au test suivant (dans le cas contraire la procédure est arrêtée, et le rang de la matrice est  $r = 1$ , et donc il existe une seule relation de cointégration).
- rang de la matrice  $\pi$  égal 2 ( $r = 2$ ), soit  $H_0 : r = 2$  contre  $H_1 : r > 2$  ; si  $H_0$  refusé, on passe au test suivant, etc.

Si après avoir refusé les différentes hypothèses  $H_0$  à la fin de la procédure, on test  $H_0 : r = k-1$  contre  $H_1 : r = k$  et que l'on soit amené à refuser  $H_0$ , alors le rang de la matrice est  $r = k$ .

Dans notre cas le logiciel d'économétrie Eviews nous fourni directement l'ensemble de ces informations : la statistique  $\lambda_{\text{trace}}$  calculée entre 1 et  $k$  ainsi que les valeurs critiques associées.

En première étape nous allons déterminer le nombre de retards de notre modèle selon le critère d'Akaike. En suite nous procédons au test de Johansen :

**Tableau 3 : Tests de cointégration de Johansen entre TCR P XM DI**

Nombre de vecteurs de cointégration Sous $H_0$	Valeur propre	LR ( $\lambda_{\text{trace}}$ )	Seuil critique à 5%
$r = 0$	0,182630	38,94609	37,21
$r = 1$	0,104309	16,56151	29,68
$r = 2$	0,029740	4,333724	15,41
$r = 3$	0.008833	0.984808	3.76

Échantillon : 1976Q1 :2004Q4

Le nombre de retard significatif au sein du modèle  $P = 3$ , déterminé selon le critère d'information d'Akaike.

Premier test : rang de la matrice  $\pi$  égal 0 ( $r = 0$ ), soit  $H_0 : r = 0$  contre  $H_1 : r > 0$ .

La valeur critique est égale à 37,21 pour un seuil de 5% inférieure à la statistique  $\lambda_{\text{trace}}$  (38,9460) ; on rejette donc l'hypothèse  $H_0$ , le rang de la matrice n'est pas 0.

Deuxième test : rang de la matrice  $\pi$  égal 1 ( $r = 1$ ), soit  $H_0 r = 1$  contre  $H_1 : r > 1$ .

La valeur critique est égale à 29,68 pour un seuil de 5% supérieure à la statistique  $\lambda_{\text{trace}}$  (16,5615) ; on ne peut pas rejeter l'hypothèse  $H_0$ , on considère donc que le rang de la matrice  $\pi$  est égal à 1.

Le test de cointégration nous indique l'existence d'une seule relation de long terme stable  $r = 1$ , entre le TCR États-Unis/Canada, le ratio des termes de l'échange, le ratio des taux d'intérêt réels et le ratio de la productivité.

Ce test de Johansen permet de déterminer le nombre de relations de cointégration ; ce pendant il n'indique pas quelles variables sont cointégrées. Il convient de tester par combinatoire entre les variables.

**Tableau 4 : Tests de cointégration de Johansen entre TCR XM DI**

Nombre de vecteurs de cointégration Sous $H_0$	Valeur propre	LR ( $\lambda_{\text{trace}}$ )	Seuil critique à 5%
$r = 0$	0,161265	33,85277	29,68
$r = 1$	0,071800	12,22200	15,41
$r = 2$	0,024552	3,057534	3,76

Échantillon : 1976Q1 :2004Q4

Le nombre de retard significatif au sein du modèle  $P = 3$ , déterminé selon le critère d'information d'Akaike.

Là encore on constate que le rang de la matrice n'est pas 0 (ligne 1), mais qu'on revanche, on ne peut pas rejeter l'hypothèse  $H_0$  à 5% (ligne 2) dans l'hypothèse d'un rang de la matrice  $\pi$  égal 1.

On remarque que lorsqu'on élimine la productivité et on test la cointégration entre TCR, XM et DI on trouve toujours une relation stable cela veut dire que la productivité ne fait pas partie des déterminants du TCR. On retrouve les mêmes résultats du modèle de Debarbata Bagghi, et al. (2004).

Toutefois, rien ne garanti que les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel sont relié au TCR États-Unis/Canada : Il se pourrait que seules les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel soient cointégrées et que ces variables n'aient aucune influence sur l'évolution du TCR États-Unis/Canada à long terme. Un test de cointégration entre les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel amène toutefois à rejeter cette conjecture.

**Tableau 5 : Tests de cointégration de Johansen entre XM DI**

Nombre de vecteurs de cointégration Sous $H_0$	Valeur propre	LR ( $\lambda_{trace}$ )	Seuil critique à 5%
r=0	0,068995	8,868213	12,53
r=1	0,000608	0,074858	3,84

Échantillon : 1973Q1 :2004Q4

Le nombre de retard significatif au sein du modèle  $P = 4$ , déterminé selon le critère d'information d'Akaike

Le rang de la matrice est 0; la valeur critique est égale à  $12,53 > \lambda_{trace} = 8,8682$ , pour un seuil de 5%, on ne peut pas rejeter l'hypothèse  $H_0$ , on considère donc qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables XM et DI.

Suivant des tests de cointégration additionnels, nous concluons que la relation de long terme obtenue précédemment entre les trois variables est vérifiée.

**Tableau 6 : Tests de cointégration de Johansen entre XM TCR**

Nombre de vecteurs de cointégration Sous $H_0$	Valeur propre	LR ( $\lambda_{trace}$ )	Seuil critique à 5%
r=0	0.074863	12.83340	15.41
r=1	0.037097	4.196055	5.76

Échantillon : 1973Q1 :2004Q4

Le nombre de retard significatif au sein du modèle  $P = 3$ , déterminé selon le critère d'information d'Akaike

La valeur critique est égale à  $15,41 > \lambda_{trace} = 12,8334$ , pour un seuil de 5%, on ne peut pas rejeter l'hypothèse  $H_0$ , on considère donc qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables XM et TCR.

**Tableau 7 : Tests de cointégration de Johansen entre DI TCR**

Nombre de vecteurs de cointégration Sous Ho	Valeur propre	LR ( $\lambda_{trace}$ )	Seuil critique à 5%
r =0	0.099814	15.14243	15.41
r =1	0.030781	3.470352	3.76

Échantillon : 1973Q1 :2004Q4

Le nombre de retard significatif au sein du modèle P = 2, déterminé selon le critère d'information d'Akaike

Le résultat de ce test montre qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre TCR et DI, on ne peut pas rejeter l'hypothèse H0.

Nous avons montré l'existence d'une seule relation de long terme entre le TCR, XM et DI. Nous allons estimer cette relation en régressant la variable TCR sur XM et DI, et tester la stationnarité sur le résidu de cette régression (annexes).

**Tableau 8 : Test ADF sur le résidu**

ADF Test Statistic -2,849600	1% Critical Value	-2,5824
	5% Critical Value	-1,9425
	10% Critical Value	-1,6171

Nous avons utilisé la méthode du retard maximal significatif (Akaike) P (4)

Le test de Dickey-Fuller augmenté appliqué au résidu de la dernière régression conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire. Nous pouvons donc considérer que le résidu est stationnaire et, par conséquent, accepter l'hypothèse de cointégration entre TCR, XM et DI.

D'après les résultats contenus dans les précédents tableaux, on remarque que seuls les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel sont les déterminants du taux de change réel États-Unis/Canada.

### 4.3 Le lien de causalité entre le TCR États-Unis/Canada et ses déterminants potentiels

Les tests de cointégration nous permettent d'identifier ou non l'existence d'une relation de long terme entre le TCR États-Unis/Canada et ses déterminants potentiels, mais pas le sens de cette relation dynamique. La mise en évidence de relations causales entre les variables économiques fournit des éléments de réflexion propices à une meilleure compréhension des phénomènes économiques. Pour faire, nous recourons à des tests de causalité à la Granger, qui estiment dans quelle mesure l'information contenue dans une variable améliore la prévision d'une autre. Plus spécifiquement, on dira d'une variable  $y_1$  qu'elle est causée à la Granger par une variable  $y_2$  si l'information (présente et passée) contenue dans  $y_2$  améliore la prévision de  $y_1$ .

Soit le modèle VAR (P) pour deux variables  $y_{1t}$  et  $y_{2t}$  :

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & b_{11} \\ a_{21} & b_{21} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{12} & b_{12} \\ a_{22} & b_{22} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} a_{1p} & b_{1p} \\ a_{2p} & b_{2p} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

La détermination du retard  $p$  est effectuée par le critère d'Akaike.

Soit :

- $y_{2t}$  ne cause pas  $y_{1t}$  si l'hypothèse suivante est acceptée  $H_0$  :  
 $b_{11} = b_{12} = \dots = b_{1p} = 0$
- $y_{1t}$  ne cause pas  $y_{2t}$  si l'hypothèse suivante est acceptée  $H_0$  :  
 $a_{21} = a_{22} = \dots = a_{2p} = 0$

Ces tests sont conduits à l'aide d'un test de Fisher classique de nullité des coefficients, équation par équation.

Les résultats des tests de causalité entre nos variables sont présentés aux (tableaux 9 et 10) soit entre le TCR États-Unis/Canada et le ratio des termes de l'échange ainsi qu'entre le TCR et le ratio des taux d'intérêt réels.

**Tableau 9 : Test de causalité à la Granger entre TCR et XM**

Hypothèse nulle :	Statistique F	Probabilité
TCR ne cause pas (à la Granger) XM	1.16906	0.31452
XM ne cause pas (à la Granger) TCR	0.62894	0.53508

Échantillon : 1973Q1 :2004Q4

114 observations.

Le nombre de retard significatifs, P, est déterminé selon le critère d'Akaike (4 retards).

Nous procédons au test de Fisher,

- H0 : TCR ne cause pas XM

$F^* = 1,1690 < F^{0,05}_{(4; 108)} \approx 2,45$ , on accepte l'hypothèse H0, TCR n'explique pas significativement XM, il n'y a donc pas causalité au sens de Granger de TCR vers XM.

- H0 : XM ne cause pas TCR

$F^* = 0,6289 < F^{0,05}_{(4; 108)} \approx 2,45$ , on accepte l'hypothèse H0, XM n'explique pas significativement TCR, il n'y a donc pas causalité au sens de Granger de XM vers TCR.

**Tableau 10 : Test de causalité à la Granger entre TCR et DI**

Hypothèse nulle :	Statistique F	Probabilité
TCR ne cause pas (à la Granger) DI	3.48750	0.03403
DI ne cause pas (à la Granger) TCR	0.75028	0.47466

Échantillon : 1973Q1 :2004Q4

114 observations.

Le nombre de retard significatifs, P, est déterminé selon le critère d'Akaike (4 retards).

Nous procédons au test de Fisher,

- H0 : TCR ne cause pas DI

$F^* = 3,4875 > F^{0,05}_{(4; 108)} \approx 2,45$ , on rejette l'hypothèse H0, TCR explique significativement DI, il y a donc causalité au sens de Granger de TCR vers DI.

- H0 : DI ne cause pas TCR

$F^* = 0,7502 < F^{0,05}_{(4; 108)} \approx 2,45$ , on accepte l'hypothèse H0, DI n'explique pas significativement TCR, il n'y a donc pas causalité au sens de Granger de DI vers TCR.



Les résultats des tests montrent qu'il existe une seule relation de causalité statistiquement significative (à 5%), soit entre le TCR et le taux d'intérêt réel. Cependant celle-ci va du TCR États-Unis/Canada au taux d'intérêt réel, soit l'inverse de ce à quoi on s'attendait. Puisque la notion de causalité à la Granger dépend de l'ensemble d'information, de tels résultats pourraient toutefois s'expliquer par une spécification incomplète (les tests de causalité sont sensibles à différents ensembles de variables, l'absence de variables significatives pouvant faire disparaître des liens causals significatifs et/ou faire apparaître de fausses relations «Lutkepohl, 1982»).

Peu importe le sens de la relation de causalité entre les variables, il n'en demeure pas moins qu'il existe un lien étroit à long terme entre le TCR États-Unis/Canada, le ratio des termes de l'échange et le ratio des taux d'intérêt réels. Par conséquent la convergence du ratio des termes de l'échange et du ratio des taux d'intérêt réels est fondamentale pour qu'une union monétaire entre le Canada et les États-Unis puisse réussir à long terme.

## CONCLUSION

L'objectif premier de ce rapport est de déterminer si le Canada et les États-Unis peuvent aller aussi loin que l'Europe en ayant une monnaie commune. Alors qu'une multitude d'écrits alimentent le débat sur les avantages et les inconvénients d'utiliser une même monnaie pour les deux pays, très peu d'auteurs s'aventurent à étudier le caractère souhaitable de l'union monétaire sous l'angle des déterminants du taux de change réel. C'est ce que ce rapport tente de faire.

La première étape de cette évaluation fut de déterminer les conditions faisant en sorte que des pays auront avantage à établir l'union monétaire. En se servant des études empiriques développées par Vaubel (1976), Poloz (1990) et Degrauwe et Heens (1993) nous avons pu conclure que la propension à effectuer une union monétaire était inversement proportionnelle à la variation des taux de change réel entre les pays concernés. À partir de ce raisonnement et on se basant sur l'étude de Debarbata Bagghi, et al. (2004) sur les déterminants du taux de change réel, nous avons évalué le comportement des différents déterminants du taux de change réel à travers les années. Si ces déterminants tendent à converger dans le temps, il serait possible que dans un futur plus ou moins rapproché, ceux-ci évoluent de façon similaire au point où la variation des taux de change sera négligeable et qu'une union monétaire soit faisable.

La façon de mesurer la convergence des déterminants des TCR fut d'évaluer, dans un premier temps, leur stationnarité sous la forme de ratio à l'aide de méthode de Dickey-Fuller (AD) et (ADF) et celle de Philipps-Perron (PP). Par la suite nous avons effectué une analyse de cointégration, à l'aide de la méthode de Johansen, afin de vérifier le pouvoir explicatif des déterminants que nous avons sélectionnés.

Les résultats des tests nous indiquent, dans un premier temps que les déterminants que nous avons sélectionnés n'ont pas tous un pouvoir explicatif sur le taux de change réel seuls les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel explique le TCR, la productivité de sa part n'explique pas le TCR cependant, les tests de stationnarité sur les ratios des

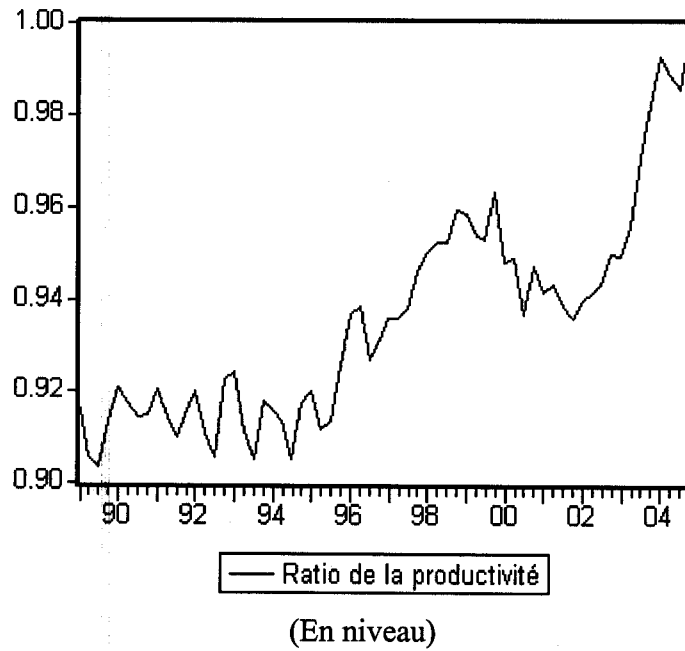
termes de l'échange et des taux d'intérêt réels nous amènent à conclure qu'aucun de ces déterminants ne convergent dans le temps, et donc une union monétaire canado-américaine n'est pas envisageable de point de vue économique (du moins à court terme).

Récemment, les divergences entre les économies canadienne et américaine se sont même accentuées. Entre autres, la situation fiscale et la balance courante des États-Unis se sont sensiblement détériorées relativement au Canada, entraînant de fortes variations du taux de change réel entre les deux pays. Cette tendance pourrait toutefois se renverser dans le future et qui sait d'ici dix à vingt ans, le Canada et les États-Unis pourraient envisager de s'unir pour former une union monétaire.

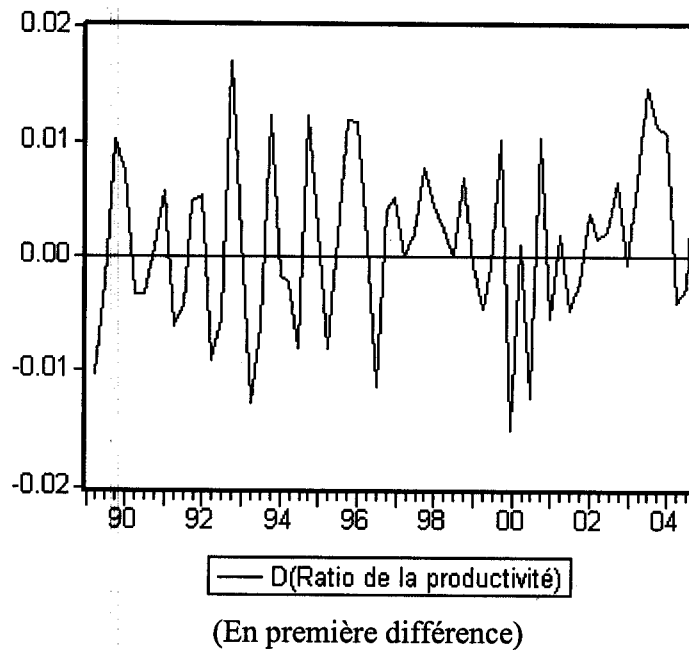
**ANNEXES**

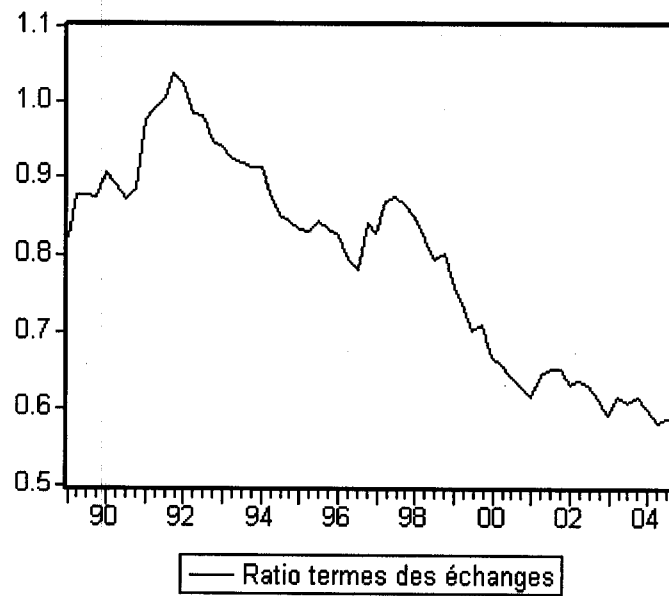
## Tests de racine unitaire pour l'échantillon 1989/1 – 2004/4

Graphique 1a

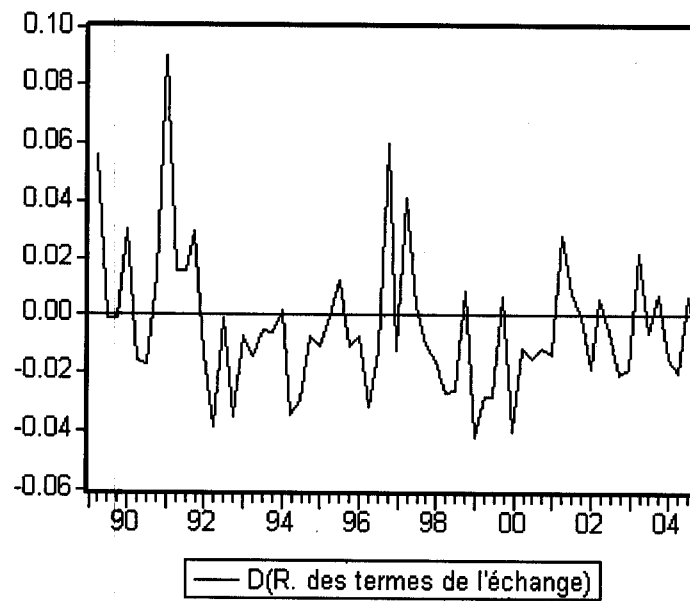


Graphique 2a

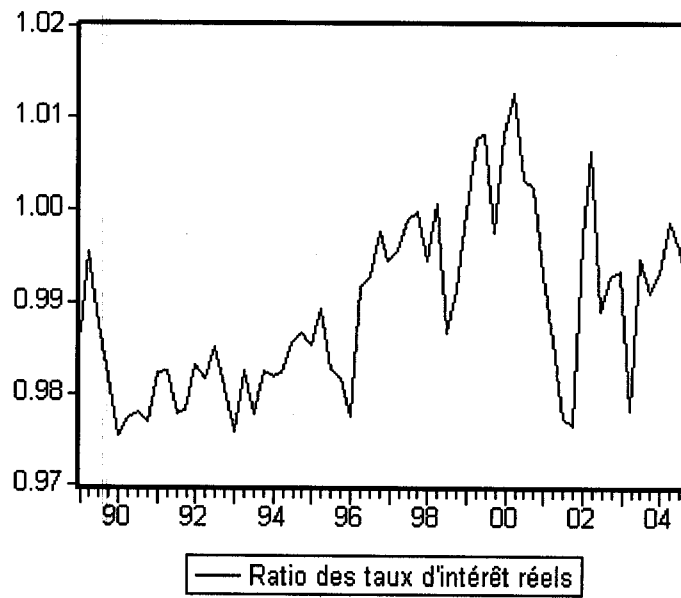


**Graphique 3a**

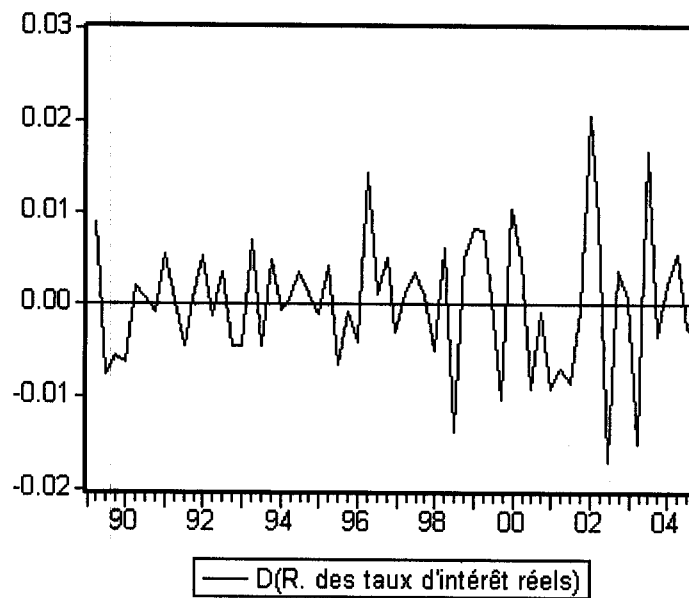
(En niveau)

**Graphique 4a**

(En première différence)

**Graphique 5a**

(En niveau)

**Graphique 6a**

(En première différence)

**Tests ADF (Ratio de la productivité)**

Échantillon 1976/1 – 2004/4

**1. Avec constante (En niveau)**

ADF Test Statistic	-0.241021	1% Critical Value*	-3.4900
		5% Critical Value	-2.8874
		10% Critical Value	-2.5804

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(P)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 16:34

Sample(adjusted): 1977:2 2004:4

Included observations: 111 after adjusting endpoints

**2. Avec constante et tendance déterministe (En niveau)**

ADF Test Statistic	-2.813179	1% Critical Value*	-4.0429
		5% Critical Value	-3.4504
		10% Critical Value	-3.1503

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(P)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 16:36

Sample(adjusted): 1977:2 2004:4

Included observations: 111 after adjusting endpoints

**3. sans constante ni tendance déterministe (En niveau)**

ADF Test Statistic	1.679480	1% Critical Value*	-2.5843
		5% Critical Value	-1.9429
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(P)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 16:37

Sample(adjusted): 1977:2 2004:4

Included observations: 111 after adjusting endpoints



## 4. Avec constante (En première différence)

ADF Test Statistic	-4.120175	1% Critical Value*	-3.4906
		5% Critical Value	-2.8877
		10% Critical Value	-2.5805

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(P,2)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 16:40

Sample(adjusted): 1977:3 2004:4

Included observations: 110 after adjusting endpoints

## 5. Avec constante et tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-4.200192	1% Critical Value*	-4.0437
		5% Critical Value	-3.4508
		10% Critical Value	-3.1505

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(P,2)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 16:41

Sample(adjusted): 1977:3 2004:4

Included observations: 110 after adjusting endpoints

## 6. Sans constante ni tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-3.817223	1% Critical Value*	-2.5844
		5% Critical Value	-1.9429
		10% Critical Value	-1.6172

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(P,2)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 16:42

Sample(adjusted): 1977:3 2004:4

Included observations: 110 after adjusting endpoints

## Tests ADF (Ratio des termes de l'échange)

Échantillon 1973/1 – 2004/4

### 1. Avec constante (En niveau)

ADF Test Statistic	-1.489443	1% Critical Value*	-3.4843
		5% Critical Value	-2.8849
		10% Critical Value	-2.5791

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(XM)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 16:55  
 Sample(adjusted): 1974:2 2004:4  
 Included observations: 123 after adjusting endpoints

### 2. Avec constante et tendance déterministe (En niveau)

ADF Test Statistic	-1.971387	1% Critical Value*	-4.0348
		5% Critical Value	-3.4466
		10% Critical Value	-3.1481

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(XM)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 16:56  
 Sample(adjusted): 1974:2 2004:4  
 Included observations: 123 after adjusting endpoints

### 3. Sans constante ni tendance déterministe (En niveau)

ADF Test Statistic	-1.134351	1% Critical Value*	-2.5824
		5% Critical Value	-1.9425
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(XM)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 16:56  
 Sample(adjusted): 1974:2 2004:4  
 Included observations: 123 after adjusting endpoints

## 4. Avec constante (En première différence)

ADF Test Statistic	-5.382598	1% Critical Value*	-3.4847
		5% Critical Value	-2.8851
		10% Critical Value	-2.5792

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(XM,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 16:57  
 Sample(adjusted): 1974:3 2004:4  
 Included observations: 122 after adjusting endpoints

## 5. Avec constante et tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-5.382007	1% Critical Value*	-4.0355
		5% Critical Value	-3.4469
		10% Critical Value	-3.1482

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(XM,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 16:58  
 Sample(adjusted): 1974:3 2004:4  
 Included observations: 122 after adjusting endpoints

## 6. Sans constante ni tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-5.331827	1% Critical Value*	-2.5825
		5% Critical Value	-1.9426
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(XM,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 17:00  
 Sample(adjusted): 1974:3 2004:4  
 Included observations: 122 after adjusting endpoints

## Tests ADF (Ratio des taux d'intérêt réels)

Échantillon 1973/1 – 2004/4

### 1. Avec constante (En niveau)

ADF Test Statistic	-3.491198	1% Critical Value*	-3.4843
		5% Critical Value	-2.8849
		10% Critical Value	-2.5791

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(I)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:07

Sample(adjusted): 1974:2 2004:4

Included observations: 123 after adjusting endpoints

### 2. Avec constante et tendance déterministe (En niveau)

ADF Test Statistic	-3.379284	1% Critical Value*	-4.0348
		5% Critical Value	-3.4466
		10% Critical Value	-3.1481

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(I)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:08

Sample(adjusted): 1974:2 2004:4

Included observations: 123 after adjusting endpoints

### 3. Sans constante ni tendance déterministe (En niveau)

ADF Test Statistic	-0.410190	1% Critical Value*	-2.5824
		5% Critical Value	-1.9425
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(I)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:09

Sample(adjusted): 1974:2 2004:4

Included observations: 123 after adjusting endpoints

## 4. Avec constante (En première différence)

ADF Test Statistic	-7.476704	1% Critical Value*	-3.4847
		5% Critical Value	-2.8851
		10% Critical Value	-2.5792

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(1,2)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:11

Sample(adjusted): 1974:3 2004:4

Included observations: 122 after adjusting endpoints

## 5. Avec constante et tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-7.497381	1% Critical Value*	-4.0355
		5% Critical Value	-3.4469
		10% Critical Value	-3.1482

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(1,2)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:12

Sample(adjusted): 1974:3 2004:4

Included observations: 122 after adjusting endpoints

## 6. Sans constante ni tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-7.502909	1% Critical Value*	-2.5825
		5% Critical Value	-1.9426
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(1,2)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:13

Sample(adjusted): 1974:3 2004:4

Included observations: 122 after adjusting endpoints

**Tests ADF (Taux de change réel)**

Échantillon 1973/1 – 2004/4

**1. Avec constante (En niveau)**

ADF Test Statistic	-2.255731	1% Critical Value*	-3.4843
		5% Critical Value	-2.8849
		10% Critical Value	-2.5791

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCR)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:18

Sample(adjusted): 1974:2 2004:4

Included observations: 123 after adjusting endpoints

**2. Avec constante et tendance déterministe (En niveau)**

ADF Test Statistic	-2.121812	1% Critical Value*	-4.0348
		5% Critical Value	-3.4466
		10% Critical Value	-3.1481

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCR)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:19

Sample(adjusted): 1974:2 2004:4

Included observations: 123 after adjusting endpoints

**3. Sans constante ni tendance déterministe (En niveau)**

ADF Test Statistic	-0.134291	1% Critical Value*	-2.5824
		5% Critical Value	-1.9425
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCR)

Method: Least Squares

Date: 09/16/05 Time: 17:20

Sample(adjusted): 1974:2 2004:4

Included observations: 123 after adjusting endpoints

## 4. Avec constante (En première différence)

ADF Test Statistic	-3.739604	1% Critical Value*	-3.4847
		5% Critical Value	-2.8851
		10% Critical Value	-2.5792

\*Mackinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(TCR,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 17:21  
 Sample(adjusted): 1974:3 2004:4  
 Included observations: 122 after adjusting endpoints

## 5. Avec constante et tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-3.817241	1% Critical Value*	-4.0355
		5% Critical Value	-3.4469
		10% Critical Value	-3.1482

\*Mackinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(TCR,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 17:22  
 Sample(adjusted): 1974:3 2004:4  
 Included observations: 122 after adjusting endpoints

## 6. Sans constante ni tendance déterministe (En première différence)

ADF Test Statistic	-3.754702	1% Critical Value*	-2.5825
		5% Critical Value	-1.9426
		10% Critical Value	-1.6171

\*Mackinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(TCR,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/16/05 Time: 17:23  
 Sample(adjusted): 1974:3 2004:4  
 Included observations: 122 after adjusting endpoints

### Régression de TCR sur XM et DI

Dependent Variable: TCR  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/18/05 Time: 20:00  
 Sample: 1973:1 2004:4  
 Included observations: 128

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XM	-0.622964	0.065926	-9.449497	0.0000
DI	1.820097	0.055550	32.76521	0.0000
R-squared	0.426636	Mean dependent var	1.291961	
Adjusted R-squared	0.422086	S.D. dependent var	0.143141	
S.E. of regression	0.108816	Akaike info criterion	-1.582807	
Sum squared resid	1.491968	Schwarz criterion	-1.538244	
Log likelihood	103.2997	Durbin-Watson stat	0.181874	

### Test de Dickey-Fuller augmenté sur le résidu

ADF Test Statistic	-2.849600	1% Critical Value*	-2.5824
		5% Critical Value	-1.9425
		10% Critical Value	-1.6171

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y1)  
 Method: Least Squares  
 Date: 09/18/05 Time: 19:57  
 Sample(adjusted): 1974:2 2004:4  
 Included observations: 123 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y1(-1)	-0.148788	0.052214	-2.849600	0.0052
D(Y1(-1))	0.215784	0.088020	2.451544	0.0157
D(Y1(-2))	0.001817	0.088440	0.020550	0.9836
D(Y1(-3))	-0.023138	0.087937	-0.263121	0.7929
D(Y1(-4))	0.049174	0.083793	0.586855	0.5584
R-squared	0.099488	Mean dependent var	-0.000879	
Adjusted R-squared	0.068963	S.D. dependent var	0.032893	
S.E. of regression	0.031739	Akaike info criterion	-4.022746	
Sum squared resid	0.118868	Schwarz criterion	-3.908430	
Log likelihood	252.3989	Durbin-Watson stat	2.055321	



## BIBLIOGRAPHIE

Allen, Polly Reynolds, (1995), "The Economic and policy implication of the NATREX approach, Chapter 1 in Fundamental Determinants of the Exchange Rate (edited by JL stein and P.R. Allen), Oxford University Press, pp 1-37.

Amano, Robert A. et Simon Van Norden (1995). "Terms of Trade and Real Exchange Rates: The Canadian Evidence." *Journal of International Money and Finance*, Vol 14, pp 83-104, 1995.

Balassa, Bella (1964) "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal" *Journal of Political Economy*, Vol 72 pp 584-596.

Burda, M. (1992), "The Determinants of East-West German Migration: Some First Results", manuscript non-publié, Wissenschaftszentrum Berlin.78

Debarbata Bagghi, Georgios E. Chortareas (2004)"The Real Exchange Rate in Small, Open, Developed Economics: Evidence from Cointegration Analysis" *The Economic Record*, Vol 80 No 248 (2004) pp 76-88

DeGrawe, Paul et Hidle Heens (1993). "Real Exchange Rate Variability in Monetary Unions", *Recherches Économiques de Louvain*, Vol 59 pp 105-117.

De Gregorio, José et Holger C. Wolf (1994)."Terms of Trade, Productivity and the Real Exchange Rate" National Bureau of Economic Research, Working Paper 4807.

Faruqee Hamid (1994). " Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock Flow Perspective ", IMF Working Paper 90, Fond Monétaire International Washington, D.C.

Frankel, Jeffery A et Andrew K. Rose (1997) "Is EMU more justifiable ex post than ex ante" *European Economic Review*, Vol 41 pp 753-760

Ingram J (1969) "Comment : The Optimum Currency Problem" in MUNDELL R.A. and SWOBODA A. , *Monetary Problems in International Economy*, Chicago University Press.

Kenen, Peter B (1969). "The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View" *Monetary Problems of International Economy* University of Chicago Press pp 41-60.

Krugman, Paul. (1993) "Lessons for Massachusetts for EMU" in F. Giavazzi et F. Torres, *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, University of Chicago Press, pp 41-60

Lafrance, Robert et Simon Van Norden (1995) " Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien" . *Revue de la Banque du Canada* pp 17-33.

Laidler D et S. Aba (2001) "The Canadian Dollar : Still a Commodity Currency" C.D Howe Institute Backgrounder, Toronto.

Lalonde, René et Patrick Sabourin (2003). " Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain " Document de travail 2003 Banque du Canada.

Lim, G.C et Stein, J.L (1995) "The dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy : Australia " Chapter 3 *Fundamental Determinants of Exchange Rate*, Oxford University Press pp85-125.

MacDonald, Ronald (1995). "Long Run Exchange Rate Modeling. A Survey of the Recent Evidence" Document de travail du Fonds Monétaire International. Working Paper 95 pp 437-439.

McKinnon Ronald (1963). "Optimum Currency Areas" American Economic Review Vol 53 pp 717-725.

Mundell, Robert A (1961) "A Theory of Optimal Currency Areas" American Economic Review, Vol 51 pp 657-665.

Poloz Stephen S.(1990). "Real Exchange Rate Adjustment Between Regions in a Common Currency Area." Banque du Canada.

Ricci Luca A. (1997), "Exchange Rate Regimes and Locations" Document de travail 97/69, Fond Monétaire International.

Romer, M. (1986), "Increasing Returns and Long Run Growth", Journal of Political Economy, 94, pp. 1002-1037.

Stein Jerome L, (1994)" The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows." Chapter2 Fundamental Determinants of Exchange Rate, Oxford University Press pp 38-84.

Tavlas, S George (1993) "The New Theory of Optimum Currency Areas" The World Economy, 16 pp 663-683.

Tavlas, .S George. (1994), "The Theory of Monetary Integration", Open Economies Review, vol. 5 n°2, 99. pp 211-230.

Vaubel, Roland (1976) "Real Exchange Rate Changes in European Community : The Empirical Evidence and its Implications for European Currency Unification " Welwirtschaftliches Archive Vol 112 pp 429-470.