

Université de Montréal

Essai sur les Modèles du Taux de Change

Incorporant la Règle de Taylor

Par

Houria Aoufi

Sous la direction de

Mme Marine Carrasco

Département des Sciences Économiques

Faculté des arts et des sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des Études Supérieures

en vue de l'obtention du grade de Maîtrise

en Sciences Économiques

Option Économétrie

Mai 2010

Résumé

L'objectif principal de notre étude est d'estimer le modèle de détermination du taux de change basé sur la règle de Taylor présenté dans l'article Molodtsova et Papell (2009) et tester ses différentes hypothèses. Les taux de change considérés sont les taux de change du dollar Canadien, du yen japonais et de l'Euro par rapport au dollar américain, soit : CA/USD, YEN/USD et EUR/USD respectivement. Ces taux sont définis comme étant le prix en dollar américain de la monnaie étrangère. Nous utilisons des données mensuelles allant de Janvier 1980 à Janvier 2008 pour le Canada et le Japon, et du janvier 1999 à décembre 2009 pour la zone Euro. Nous effectuons les tests nécessaires sur les variables étudiées (stationnarité, présence d'une relation de cointégration, endogénéité, validité et pertinence des instruments,...etc), Nous estimons ensuite le modèle général présenté dans l'article avec deux mesures de l'output gap : une déviation de la production industrielle désaisonnalisée par rapport à un filtre HP et une tendance linéaire, et nous testons les différentes hypothèses ou spécifications présentées dans l'article et nous retenons le meilleur modèle avec la mesure appropriée de l'output gap.

Mots clés : Taux de change, règle de Taylor, estimation en échantillon, variables instrumentales.

Abstract

The objective of our study is to estimate the model of determination of the foreign exchange rate based on the Taylor rule presented in the article Molodtsova and Papell (2009) and to test its various assumptions. Foreign exchange rates considered are foreign exchange rates of the Canadian dollar, of the Japanese yen and of the Euro compared to the American dollar, that is to say: CA/USD, YEN/USD and EUR/USD respectively. These rates are defined as the price in American dollar of the foreign currency. We use monthly data going from January 1980 to January 2008 for Canada and Japan, and from January 1999 at December 2009 for the euro area. We do the necessary tests on the studied variables (stationnarity, presence of cointegration, endogeneity, validity and relevance of the instruments,... etc), We consider then the model general presented in the article with two measurements of the output gap: percentage deviation of actual output from a Hodrick and Prescott (HP) and a linear time trend, and we test the various assumptions or specifications presented in the article and we retain the best model with the appropriate measure of the output gap.

Keywords : exchange rate, Taylor rule, in sample estimation, instrumental variables.

Table des matières

| | |
|--|-----------|
| Résumé..... | ii |
| Abstract..... | iii |
| Table des matières..... | iv |
| Liste des figures | vi |
| Liste des tableaux..... | vii |
| 1. Introduction..... | 1 |
| 2. Revue de la littérature | 2 |
| 2.1 Meese et Rogoff (1983) | 3 |
| 2.2 R.Lalonde et P.Sabourin | 4 |
| 2.3 T.Molodtsova et D.H. Papell (2009)..... | 6 |
| 3. Méthodologie | 8 |
| 4. Analyse descriptive des données | 9 |
| 4.1 Source des données | 9 |
| 4.2 Choix de la période d'étude | 10 |
| 4.3 Analyse des variables..... | 10 |
| 4.3.1 La variable dépendante : Variation du taux de change | 10 |
| 4.3.2 Variables explicatives | 12 |
| 5. Analyse empirique | 16 |
| 5.1 Étude de la stationnarité des variables | 16 |
| 5.2 Test de cointégration..... | 22 |
| 5.3 Test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité..... | 25 |
| 5.4 Méthode d'estimation | 26 |
| 5.5 Choix des instruments..... | 28 |
| 5.6 Signes attendus..... | 30 |
| 5.7 Test de validation et de pertinence des instruments..... | 30 |
| 5.8 Résultats de l'estimation | 32 |
| 5.8.1 Sans relation de cointégration | 32 |
| 5.8.2 Avec relation de cointégration | 35 |

| | |
|----------------------------|----|
| 6. Conclusion | 36 |
| Appendice A | 38 |
| Bibliographie..... | 40 |

Liste des figures

| | | |
|---|---|----|
| 1 | Variation du taux de change | 11 |
| 2 | Graphiques des séries de variables explicatives des USA | 13 |
| 3 | Graphiques des séries de variables explicatives de Canada | 14 |
| 4 | Graphiques des séries de variables explicatives de la zone Euro | 15 |
| 5 | Graphiques des variables intégrées d'ordre 1 prises conjointement | 23 |

Liste des tableaux

| | | |
|----|--|----|
| 1 | Résultats des tests de racine unitaire sur les variables qui portent sur USA et le Canada | 19 |
| 2 | Résultats des tests de racine unité sur les variables qui portent sur USA et la Zone Euro | 20 |
| 3 | Résultats des tests de racine unitaire sur les variables qui portent sur USA et le Japon. | 21 |
| 4 | Résultats du test de cointégration de Johansen | 25 |
| 5 | Résultats des tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs | 26 |
| 6 | Résultats des tests de validité et de pertinence des instruments | 31 |
| 7 | Significativité des coefficients du modèle pour le Canada en utilisant les deux mesures de l'output gap | 32 |
| 8 | Significativité des coefficients du modèle pour le Japon en utilisant les deux mesures de l'output gap | 32 |
| 9 | Significativité des coefficients du modèle pour la Zone Euro en utilisant les deux mesures de l'output gap | 33 |
| 10 | les P_values des tests d'hypothèses de Wald | 34 |
| 11 | Significativité des coefficients des modèles incluant la relation de cointégration. | 36 |
| 12 | Séries de données originales | 38 |
| 13 | Séries de données construites | 39 |

Introduction

Les modèles de détermination du taux de change basés sur l'approche monétaire ont échoué à expliquer les variations du taux de change. Dans cette approche, la modélisation du taux de change est fonction de l'offre et de la demande relatives des monnaies en question. La plupart de la littérature existante a testé la validité empirique de ces modèles monétaires, notamment l'étude de Meese et Roggof (1983) qui ont montré dans une analyse comparative du pouvoir explicatif de divers modèles structurels (le modèle monétaire à prix flexible, le modèle à prix rigides et le modèle à prix rigide avec le compte courant), qu'aucun de ces modèles ne permet de bien expliquer et prévoir le taux de change. De nombreux auteurs se sont penchés sur la question par la suite mais sans résultats concluants. Néanmoins, dans une étude récente basée sur la règle de Taylor (1993) pour la modélisation du taux de change, Molodtsova et Papell (2009) sont parvenus à de meilleurs résultats en matière de prévisions hors échantillon et ont montré que leur modèle performait mieux que la marche aléatoire. Nous nous basons sur cette récente étude de Molodtsova et papell (2009) pour motiver notre recherche qui consistera à effectuer des estimations en échantillon. Il est à noter que l'estimation en échantillon utilise l'information actuelle pour prévoir qu'est ce que devrait être le taux de change d'aujourd'hui, cette estimation génère alors la prévision dans l'échantillon.

L'objectif principal de notre étude est d'estimer le modèle de détermination du taux de change basé sur la règle de Taylor présenté dans l'article Molodtsova et Papell (2009), voir si le modèle arrive bien à expliquer les variations du taux de change et tester les différentes hypothèses discutées dans l'article.

Nous nous concentrons sur l'estimation de l'équation du taux de change proposé par les auteurs. Les taux de change considérés sont les taux de change du dollar Canadien, du yen japonais et de l'Euro par rapport au dollar américain, soit :

CA/USD, YEN/USD et EUR/USD respectivement. Ces taux sont définis comme étant le prix en dollar américain de la monnaie étrangère. Nous utilisons des données mensuelles allant de Janvier 1980 à Janvier 2008 pour le Canada et le Japon, et du janvier 1999 à décembre 2009 pour la zone Euro.

Nous effectuons les tests nécessaires sur les variables étudiées (stationnarité, présence d'une relation de cointégration, endogénéité, validité et pertinence des instruments,,...etc), Nous estimons ensuite le modèle général présenté dans l'article avec deux mesures de l'output gap : une déviation de la production industrielle désaisonnalisée par rapport à un filtre HP et une tendance linéaire, et nous testons différentes hypothèses ou spécifications présentées dans l'article et nous retenons le meilleur modèle avec la mesure appropriée de l'output gap.

1. Revue de la littérature

Dans cette partie nous examinons trois études portant sur la modélisation et la prévision du taux de change nominal.

2.1 Meese et Rogoff (1983)

Ont étudié le pouvoir explicatif des modèles monétaires structurels et la possibilité qu'ils peuvent prédire adéquatement les variations du taux de change. Les auteurs comparent l'exactitude des prédictions du taux de change hors échantillon obtenues avec des modèles structurels sur la base des séries chronologiques du taux de change.

La spécification générale des modèles structurels pour la détermination du taux de change peut se présenter sous la forme quasi-réduite suivante :

$$S = a_0 + a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(r_s - r_s^*) + a_4(\Pi_s - \Pi_s^*) + a_5TB + a_6TB^* + u_i \quad (1)$$

- où S : le logarithme de taux de change ;
 $m - m^*$: le logarithme de l'offre de monnaie américaine sur l'offre de monnaie étrangère ;
 $y - y^*$: le logarithme du ratio du revenu réel américain sur celui d'étranger ;
 $r_s - r_s^*$: le différentiel des taux d'intérêt de court terme ;
 $\Pi_s - \Pi_s^*$: le différentiel anticipé de l'inflation de long terme ;
 TB et TB^* : la balance commerciale américaine et étrangère.

Les auteurs supposent que le taux de change est homogène de degré 1 de l'offre relative de monnaie, ie : $a_1=1$.

Ils utilisent 3 modèles structurels du taux de change à savoir :

- (1) Le modèle monétaire à prix flexible de Frenkel et Bilson (qui suppose que la PPA est respecté) avec $a_4 = a_5 = a_6 = 0$ dans l'équation (1) ci-haut.
- (2) Le modèle à prix rigide de Frankel et Dornbush (qui suppose que la PPA tient à long terme mais il y aura des déviations du taux de change à court terme et suppose une parfaite mobilité des capitaux) avec $a_5 = a_6 = 0$.
- (3) Le modèle à prix rigide avec le compte courant de Hooper et Morton où on ne fait pas de restrictions sur les coefficients.

Les observations du taux de change sont mensuelles en dollar américain /yen japonais, dollar/livre anglaise et dollar/mark allemand pour la période de mars 1973 à juin 1981.

Les auteurs comparent les modèles groupés dans l'équation (1) en estimant la forme générale puis en testant les contraintes des différents modèles. Ils estiment le modèle en utilisant les méthodes de MCO et MCG où ils corrigent pour la corrélation par la méthode de (Cochrane–Orcutt) et la méthode de FAIR de variables instrumentales,

avec comme variables endogènes le taux d'intérêt de court terme et le taux d'inflation attendue de long terme. Les auteurs constatent alors que le modèle est bien performant sur la base de l'échantillon. Mais pour pouvoir prédire sur des horizons de 1 à 12 mois, le modèle devient faiblement performant. Par ailleurs, ils montrent que la méthode de MCG, avec correction de la corrélation sérielle, donne des résultats meilleurs que la méthode de FAIR à l'opposé des estimations de paramètres qui contredisent la théorie. Les auteurs remplacent le taux d'intérêt à long terme par d'autres "Proxy" mais cela donne aussi de mauvais résultats sauf pour le "Proxy" : le différentiel d'inflation des 12 mois passés qui génère de meilleures prévisions que la marche aléatoire pour un horizon de 1 mois pour les modèles (2) et (3). En fin, pour comparer les modèles de prévisions hors échantillon, les auteurs utilisent le critère de RMSE (root mean squar error).

Les résultats montrent que la marche aléatoire génère pour des horizons de prévisions de 1 à 12 mois, un RMSE inférieur à ceux des autres modèles construits par les auteurs malgré que leurs prévisions sont basées sur des valeurs réalisés des variables explicatives, plutôt que prédites. Cette étude remet donc en question les modèles macroéconomiques qui expliquent les mouvements des taux de change.

Les auteurs mentionnent plusieurs explications possibles pour cet échec :

- L'instabilité structurelle due aux chocs pétroliers de la période d'étude,
- Le changement de régime du taux de change dans la politique macroéconomique,
- Problème dans la spécification des fonctions de demande de monnaie.

2.2 R.Lalonde et P.Sabourin(2003)

S'intéressent à la prévision et la convergence du taux de change vers un équilibre stationnaire endogène. Les variables qui sont considérés avoir un lien de

long terme avec le taux de change réel effectif américain sont les suivantes : Le différentiel de taux d'intérêt réel, la productivité relative de la main d'œuvre, le prix réel de l'énergie, le ratio des actifs net à l'étranger. Leur période d'étude va du troisième trimestre 1979 au premier trimestre 2002.

Ils ont trouvé que toutes les variables mentionnées ci-haut sont non stationnaires. Les tests de cointégration de Johansen et de Saikkonen (1991) (qui prend en compte l'endogénéité des variables) montrent l'existence d'une relation de cointégration, où le prix réel du pétrole, les actifs nets à l'étranger et la productivité relative interviennent. La variable des actifs net à l'étranger est exclues de la relation de cointégration car les autres paramètres deviennent instables à l'ajout de cette variable et stables si on l'a retire, et que la qualité des prévisions hors échantillon est bien meilleure (RMSE est 2 fois moins que le modèle alternatif).

La présence d'une relation de long terme permet la construction d'un modèle à correction d'erreur qui prévoit les variations du taux de change à l'aide de l'écart des séries par rapport au sentier d'équilibre.

Le modèle à correction d'erreurs qu'ils ont estimé est le suivant :

$$\Delta e_t = A(L)\Delta e_{t-1} + C(L)\Delta nfa_t + D(L)\Delta ydiff_t + E(L)\Delta RRdiff_t - \lambda(Coint_{t-1}).$$

où e_t : le taux de change réel

$rwti_t$: le prix réel du pétrole.

Δnfa_t : la première différence du ratio des actifs nets à l'étranger au PIB,

$\Delta ydiff_t$: le différentiel des taux de croissance du PIB réel,

$\Delta RRdiff_t$: le différentiel des taux d'intérêt réels,

$Coint_t = e_t - (5.1 Prod_t + 0.17 Lrwtr_t + 4.03)$; représente les chocs ayant un effet temporaire sur le prix réel du pétrole et la productivité relative,

$Prod_t$: la productivité relative,

$Lrwtr_t$: le prix de pétrole.

Les auteurs utilisent l'approche des variables instrumentales pour estimer le modèle, ils calculent les écarts types des coefficients à l'aide de l'approche de Newey-West.

Pour évaluer la qualité des prévisions, les auteurs effectuent 2 types d'analyses :

- (1) simulation dynamique à l'aide des paramètres estimés sur l'ensemble de l'échantillon ou sur des sous ensembles d'échantillon.
- (2) prévision hors échantillon à 4 et 8 trimestres : où ils calculent 2 périodes de prévisions, une de 1992T3 au 2002T1 et l'autre de 1996 T1 au 2002 T1.

Les simulations dynamiques montrent que l'équation capte très bien les mouvements du taux de change surtout pour la période 1979-1995 et les équations génèrent un RMSE inférieur à celui d'une marche aléatoire. Les résultats des tests imbriqués montrent qu'il n'est pas possible d'améliorer les prévisions en utilisant une marche aléatoire.

Les auteurs concluent que la performance relativement bonne des prévisions hors échantillon s'explique par la stabilité des paramètres de la relation de cointégration.

2.3 T.Molodtsova et D.H. Papell (2009)

Ont examiné le pouvoir de prévision hors échantillon du taux de change en utilisant la règle de Taylor. Cette règle stipule que la banque centrale ajuste le taux d'intérêt en fonction du taux d'inflation et d'output "gap" (niveau de production – production potentielle).

Donc la politique monétaire de la banque centrale se base sur la spécification suivante :

$$i_t^* = \pi_t + \varphi (\pi_t - \pi^*) + \gamma y_t + r^*$$

où i_t^* : le taux d'intérêt nominal cible à court terme,
 $\pi_t - \pi^*$: taux d'inflation - taux d'inflation cible et,
 y_t : l'output gap.
 r^* : le taux d'intérêt réel.

La variable dépendante utilisée est la variation de taux de change de monnaies des 12 pays industrialisés à savoir : Japon, Suisse, Australie, Canada, Royaume Uni, Suède, Danemark, France, Italie, nouvelle Zélande et Portugal par rapport a la monnaie du pays domestique, les États-Unis d'Amérique. Les données sont mensuelles de mars 1973 à décembre 1998 pour les pays de l'union européenne et jusqu'à juin 2006 pour les autres. La monnaie domestique est le dollar américain.

Les auteurs développent l'équation suivante du différentiel taux d'intérêt, domestique et étranger :

$$i_t - \tilde{i}_t = \alpha + \alpha_{u\pi} \pi_t - \alpha_{f\pi} \tilde{\pi}_t + \alpha_{uy} y_t - \alpha_{fy} \tilde{y}_t - \alpha_q \tilde{q}_t + \rho_u i_{t-1} - \rho_f \tilde{i}_{t-1} + \eta_t,$$

et passent du modèle du taux d'intérêt au modèle du taux de change par l'équation suivante:

$$\Delta s_{t+1} = \omega - \omega_{u\pi} \pi_t + \omega_{f\pi} \tilde{\pi}_t - \omega_{uy} y_t + \omega_{fy} \tilde{y}_t + \omega_q \tilde{q}_t - \omega_{ul} i_{t-1} + \omega_{fl} \tilde{i}_{t-1} + \eta_t \quad (*)$$

Ce passage est justifié par le fait que les facteurs qui font varier le taux d'intérêt font aussi varier le taux de change. Le modèle est estimé par l'utilisation des moindres carrés ordinaires MCO, et la statistique CW est utilisée pour évaluer la performance de la prévision hors échantillon

L'estimation est faite sur la période (mars 1973 – février 1982). Le reste de la période d'étude est réservé pour fins de prévisions hors échantillon.

Ils ont considéré 4 spécifications pour le modèle :

- Modèle asymétrique avec $\omega_q \neq 0$ (on introduit la variable \tilde{q}_t dans l'équation (*)) et modèle symétrique $\omega_q = 0$ où on l'exclue.
- Modèle avec lissage avec $\omega_{ui} \neq \omega_{fi} \neq 0$ (on introduit les variables i_{t-1} et \tilde{i}_{t-1} dans l'équation (*)) et modèle sans lissage où on les exclues.
- Modèle homogène avec $\omega_{u\pi} = \omega_{f\pi}$, $\omega_{uy} = \omega_{fy}$, $\omega_{ui} = \omega_{fi}$ et modèle hétérogène avec $\omega_{u\pi} \neq \omega_{f\pi}$, $\omega_{uy} \neq \omega_{fy}$, $\omega_{ui} \neq \omega_{fi}$
- Modèle avec ou sans constante.

48 modèles sont estimés pour chaque pays (combinaison des modèles : symétrique ou asymétrique, homogène ou hétérogène, avec ou sans lissage, et avec ou sans constante) et avec 3 mesures d'output gap : un filtre HP, linéaire et quadratique. Les auteurs arrivent à trouver de bons résultats de prévisions hors échantillon pour les pays, les plus fortes sont celles du modèle symétrique avec coefficient hétérogène, avec lissage et une constante.

2. Méthodologie

La démarche méthodologique consacrée dans ce travail est la suivante :

1. Analyse descriptive sur les quatre séries de variables : la variation du taux de change, l'output gap, le taux d'inflation et le taux d'intérêt, en étudiant leurs évolutions dans le temps et en analysant leurs propriétés.
2. Tests de stationnarité de toutes les séries, en utilisant le test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté (ADF), tests de cointégration entre variables non stationnaires intégrés d'ordre 1 et nous testons par la suite l'endogénéité.
3. Nous estimons le modèle du taux de change présenté dans l'article de Molodtsova et Papell (2009) pour le Canada, le Japon et la zone Euro. Nous présentons toutes les équations du modèle et discutons la capacité de la spécification retenue à bien décrire le taux de change, en expliquant les fondements théoriques et en identifiant des spécifications alternatives, si

nécessaire, pour chaque équation. Nous appliquons des tests statistiques permettant la validation du modèle tels que : tests sur les coefficients, analyse et tests sur les résidus, tests sur la structure dynamique, tests de stabilité, autres tests de diagnostic. Nous discuterons des résultats obtenus en tenant compte des résultats théoriques attendus.

Nous verrons par l'application de ce modèle, que la structure ou la dynamique de l'équation théorique peut être changée relativement à la nature des données, la structure économique du pays, ainsi que certains critères économétriques qui servent à bien identifier et valider le modèle qui sera retenu à la fin. Pour ce faire, l'approche considérée dans cette étude est principalement économétrique. Elle consiste d'abord à transformer les données, si nécessaire, pour assurer la stationnarité des séries et à spécifier un modèle (la forme dynamique, l'introduction de nouvelles variables explicatives, changements d'instruments...etc). Enfin, nous estimons le modèle nous essayons de le valider à partir de quelques tests pertinents de diagnostic, retourner ensuite à l'étape de l'identification, si nécessaire.

3. Analyse descriptive des données

3.1 Source des données

Nous avons utilisé les mêmes sources de données que celle de l'article mais pour une période plus longue, à savoir :

1. La base de données de « International Financial Statistics (IFS) » du Fond Monétaire International (FMI) pour construire les variables macroéconomiques fondamentales pour les États-Unis d'Amérique, le Canada et la zone Euro. Nous avons choisis les mêmes mesures de variables que celles utilisées par Molodtsova et Papell (2009), la production industrielle désaisonnalisée comme une mesure du PIB, le taux du marché monétaire

comme mesure du taux d'intérêt nominal et l'indice des prix à la consommation pour calculer le taux d'inflation et les mêmes formules pour calculer la variation de taux de change, le taux d'inflation. Le taux de change réel est pris en logarithme.

2. La base de données de la Banque Fédérale de Saint Luis pour extraire les taux de change.

L'appendice A résume les numéros, sigles, sources et descriptions de toutes les séries, originales et construites, retenues pour l'estimation des modèles.

3.2 Choix de la période d'étude

Nous disposons d'un grand échantillon qui va de mars 1973 à décembre 2009, mais nous avons choisi une période allant de janvier 1980 à janvier 2008. Cette période d'étude a été choisie en observant les graphiques des variables. Nous verrons dans ce qui suit que cette période est stable comparativement à l'ensemble de l'échantillon. La période précédent l'année 80 est caractérisée par de fortes variations des taux d'intérêt et du taux d'inflation. Et pour éviter les conséquences de la crise économique de l'année 2007, nous arrêtons notre échantillon à janvier 2008, car après cette période il y aura une baisse remarquable de tous les indicateurs économiques

3.3 Analyse des variables

4.3.1 La variable dépendante : Variation du taux de change

Nous avons calculé la variation du taux de change par la même formule utilisée dans l'article soit :

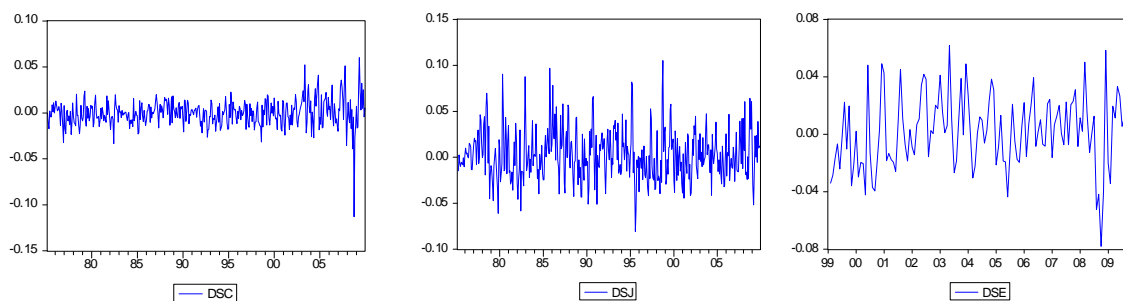
$$\Delta S_{t+1} = \text{LN}(S_{t+1}) - \text{LN}(S_t)$$

Cette transformation est utilisée pour rendre la série stationnaire.

S_t représente le taux de change nominal autrement dit le prix en dollars américains de la monnaie étrangère. Il est à noter que la série S_t a une tendance non stable avec de fortes fluctuations marquées au début et à la fin de la période.

La figure suivante montre les graphiques de la variable : variation du taux de change nominal pour chaque pays.

Figure 1. Variation du taux de change nominal



La figure 1 illustre la variation de taux de change du dollar canadien /dollar américain, du yen japonais/dollar américain et de l'euro/dollar américain respectivement, sur une période allant de mars 1973 à décembre 2009 pour le Canada et le Japon et de janvier 1999 à décembre 2009 pour la zone Euro. Les graphiques des séries montrent clairement une variation stable du taux de change dans le temps et un choc remarquable durant la décennie 2008 causé par la crise économique.

Le dollar canadien fluctue depuis les années 1970, pour ajuster ces fluctuations, la banque du Canada procède aux achats et ventes sur les marchés de changes, et pour limiter les flux des capitaux au Canada qui font varier le cours du dollars canadien, elle ajuste les taux d'intérêt canadien par rapport aux taux américains. Le taux de change CA/USD a atteint son taux le plus élevé 1.04 \$US en 1974, et a atteint son taux le plus bas de 0.63\$US en 2002. Le marché du change de l'euro par rapport au dollar US est le marché le plus actif de l'Euro. Le taux de

change euro/\$US est l'indicateur financier le plus traité dans le monde, il est suivi quotidiennement par tous les milieux économiques et financiers. Nous pouvons résumer les variations du taux de change Euro-Dollar entre 1999 et 2009 comme suit :

- 4 janvier 1999 : 1 EUR = 1,1680 USD
- 26 octobre 2000 : 1 EUR = 0,8525 USD (plus bas cours)
- 15 juillet 2002 : l'euro retrouve la parité avec le dollar pour la première fois depuis le 23 février 2000
- 15 juillet 2008 : 1 EUR = 1,6038 USD
- 3 décembre 2009 : 1 EUR = 1,5120 USD

4.3.2 Variables explicatives

Les variables qui expliquent la variation du taux de change considérées dans l'article sont celles de l'équation suivante

$$\Delta S_{t+1} = \omega - \omega_{u\pi} \pi_t + \omega_{f\pi} \tilde{\pi}_t - \omega_{wy} y_t + \omega_{fy} \tilde{y}_t + \omega_q \tilde{q}_t - \omega_{ul} i_{t-1} + \omega_{fl} \tilde{i}_{t-1} + \eta_t$$

où :

S_t : représente le taux de change nominal

$\pi_t, \tilde{\pi}_t$: les taux d'inflation du pays domestique et étranger respectivement, calculé de la manière suivante :

$$\pi_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-12})$$

y_t : l'output gap (la production industrielle – la production potentielle), une déviation de la production industrielle désaisonnalisée par rapport à un filtre HP ou une tendance linéaire.

\tilde{q}_t : le taux de change réel calculé comme suit :

$$\tilde{q}_t = \ln((p_{local} * S_t) / \tilde{p}_{étranger})$$

avec IPC : l'indice des prix à la consommation

i_{t-1} : le taux d'intérêt retardé d'une période.

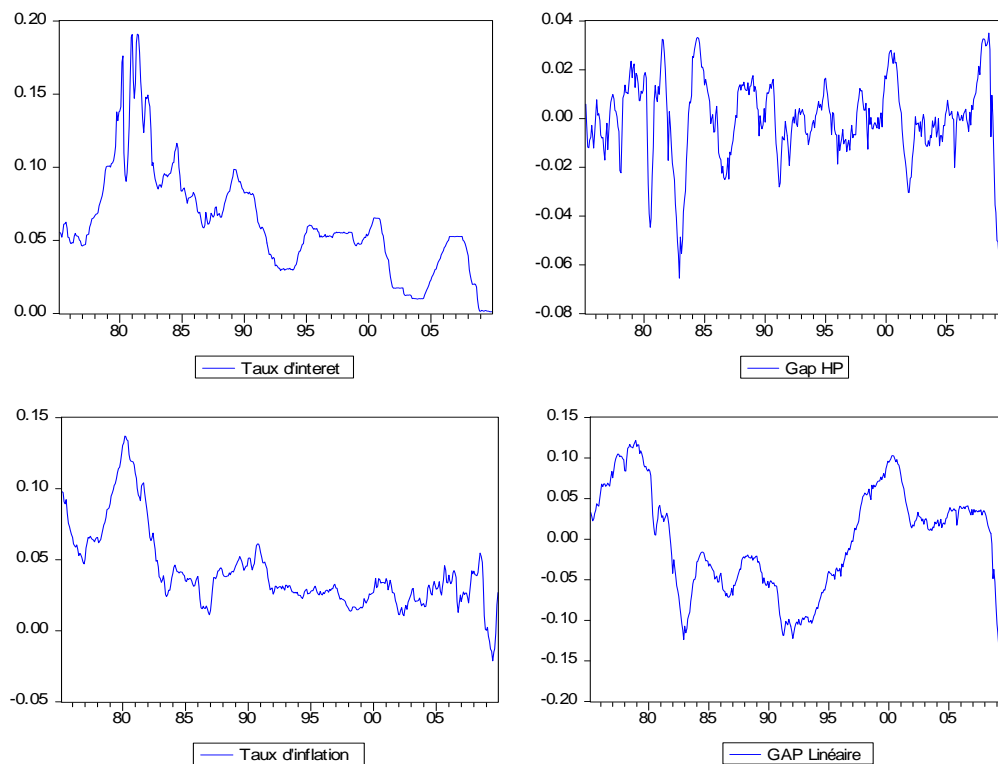
Nous présentons ci-après une brève description des séries de variables explicatives en illustrant graphiquement leur évolution dans le temps.

4.3.2.1 USA

La figure suivante montre les graphiques des séries de variables explicatives des états unis d'Amérique.

On remarque une tendance à la baisse pour la série du taux d'intérêt avec une forte variation avant l'année 1980, une variation stable de l'output gap HP tandis que le taux d'inflation montre une forte variation jusqu'à l'année 1980 où il devient stable.

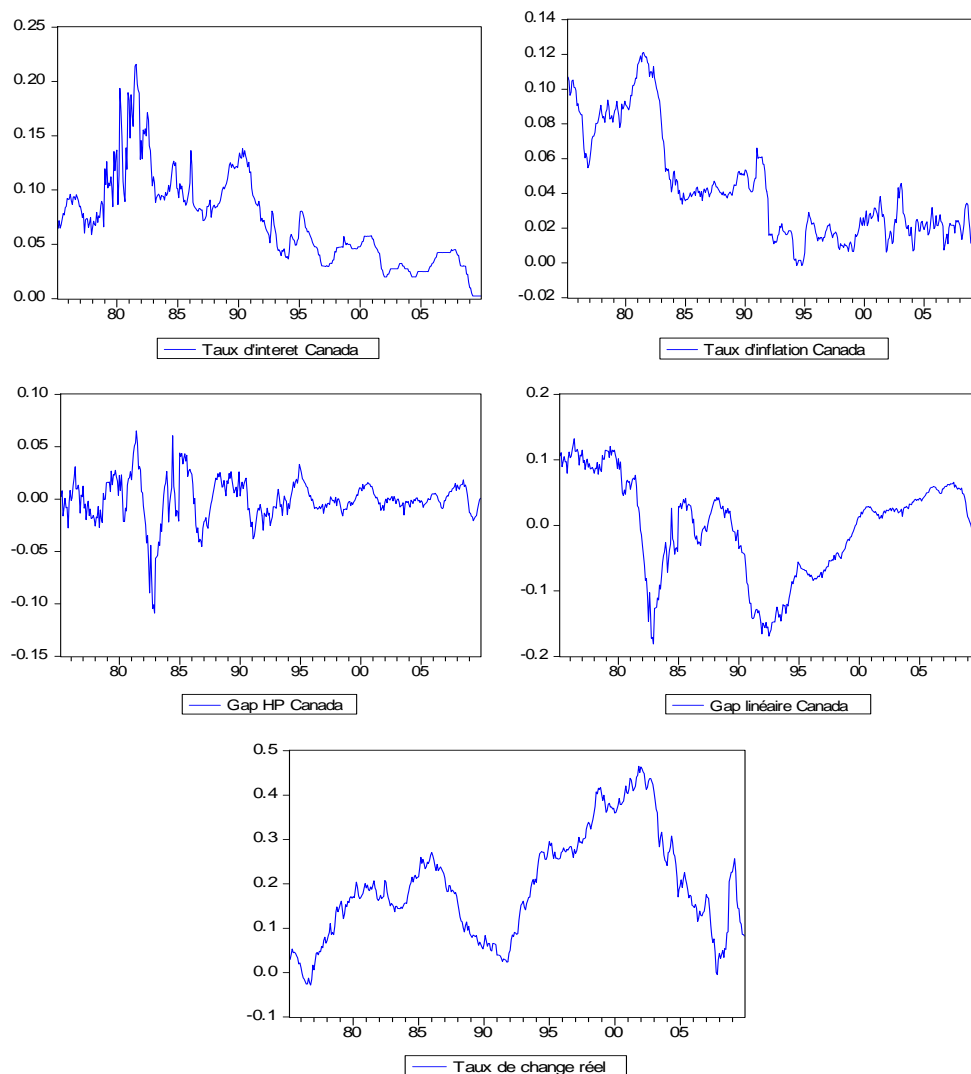
Figure2 : Graphiques des séries de variables explicatives des USA



4.3.2.2 CANADA

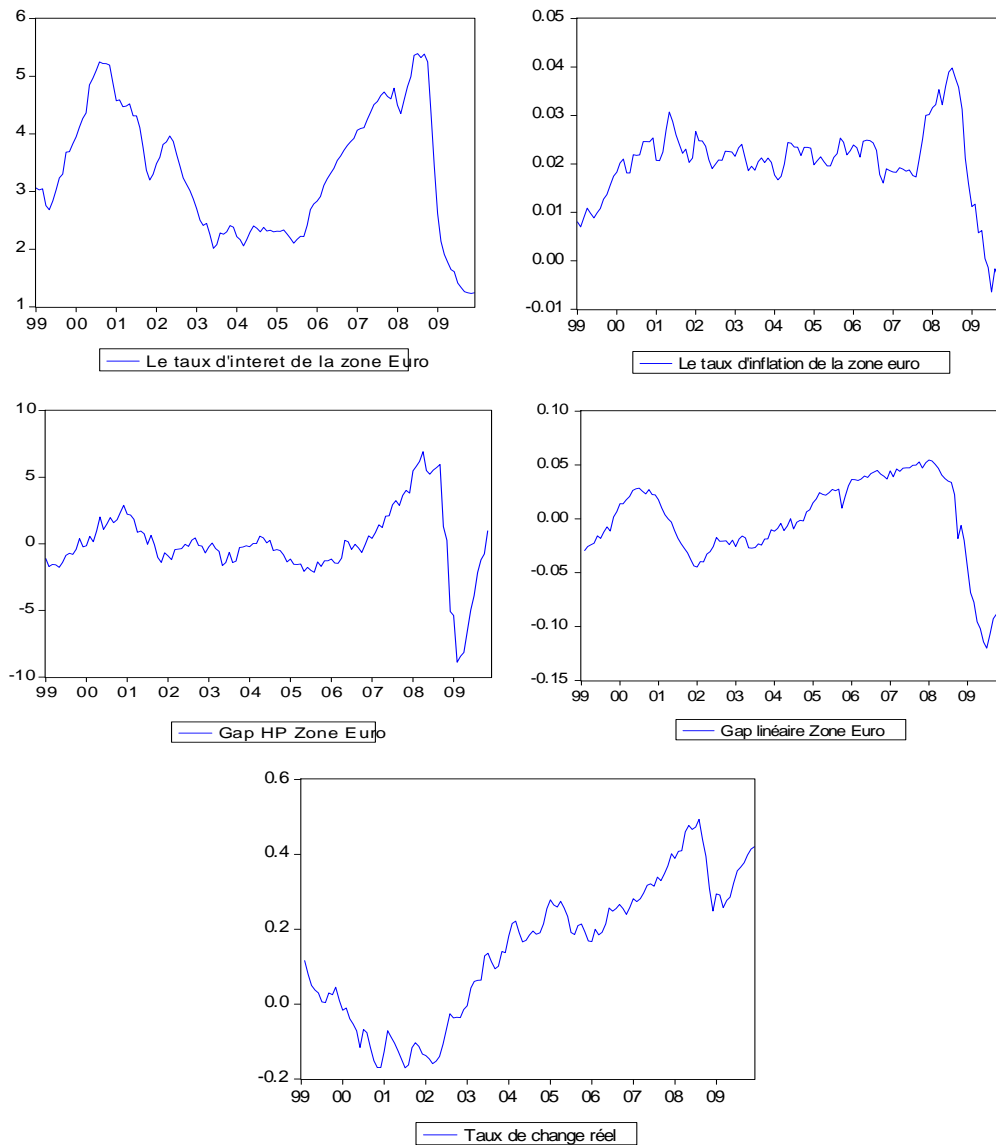
Le taux d'intérêt est caractérisé par une tendance à la hausse avant l'année 1980, après cette date il devient stable autour d'une tendance à la baisse. Il en est de même pour le taux d'inflation qui est plus stable après l'année 1990. Le troisième graphique montre l'output gap calculé par un filtre HP, cette série semble stable dans le temps avec un choc remarquable durant la décennie 80. Le taux de change réel varie beaucoup.

Figure3 : Graphiques des séries de variables explicatives de Canada



4.3.2.3 ZONE EURO

Figure4 : Graphiques des séries de variables explicatives de la zone Euro



Ce qui est commun pour l'ensemble de ces graphiques est le choc soudain après l'année 2008, une conséquence de la crise économique.

4. Analyse empirique

Le but de notre travail est l'estimation du modèle du taux de change, basé sur la règle de Taylor, présenté dans l'article de Molodtsova, T. et D. Papell (2009). Soit le modèle suivant :

$$\Delta s_{t+1} = \omega - \omega_{u\pi} \pi_t + \omega_{f\pi} \tilde{\pi}_t - \omega_{uy} y_t + \omega_{fy} \tilde{y}_t + \omega_q \tilde{q}_t - \omega_{ui} i_{t-1} + \omega_{fi} \tilde{i}_{t-1} + \eta_t$$

Nous voulons estimer ce modèle et tester les différentes hypothèses, à savoir :

- L'hypothèse de symétrie $\omega_q = 0$,
- L'hypothèse d'homogénéité $\omega_{u\pi} = \omega_{f\pi}$, $\omega_{uy} = \omega_{fy}$, $\omega_{ui} = \omega_{fi}$,
- L'hypothèse de lissage $\omega_{ui} = \omega_{fi} = 0$,
- L'hypothèse de présence d'une constante.

Notre variable d'intérêt est la variation du taux de change du dollar américain vis-à-vis du dollar Canadien, du yen japonais et de l'Euro, en utilisant des données mensuelles allant de Janvier 1980 à Janvier 2008 pour le Canada le Japon et du janvier 1999¹ à décembre 2009 pour la zone Euro.

Avant de modéliser les variables d'intérêt, nous devons d'abord tester leur stationnarité, endogénéité et déterminer par la suite la méthode d'estimation appropriée.

5.1 Étude de la stationnarité des variables

Pour tester la stationnarité des séries, nous avons appliqué le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) (avec la commande *dfuller* du logiciel *Stata 10.1*). L'application de ce test nécessite de choisir au préalable le nombre de retard p à

¹La zone Euro a été créée en 1999 par onze pays, rejoints par la Grèce en 2001, par la Slovénie en 2007, par Chypre et Malte en 2008 et par la Slovaquie en 2009.

introduire de sorte à blanchir les résidus. Le nombre de retards est choisi en fonction du critère d'information de Schwartz (BIC).

On considère l'équation : $\Delta x_t = c + \beta_1 t + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{j=1}^{\rho} \Delta x_{t-j-1} + u_t$ (Modèle 3).

où x_t est la série de la variable qu'on veut tester, t est la tendance, ρ est le nombre de retards et u_t est un terme aléatoire.

La démarche suivie pour la mise en œuvre de ce test est la suivante : On estime le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires et on cherche à vérifier si la spécification du modèle 3 incluant une constante et une tendance, est une spécification compatible avec les données en testant la nullité du coefficient β_1 de la tendance.

- Si le coefficient β_1 est significatif, on fait le test de racine unitaire sur le modèle 3, et comme le test ADF est un test racine unitaire² il y a deux cas de figures :
 - 1- Si la série a une racine unitaire, alors elle possède une tendance stochastique (n'est pas stationnaire stochastiquement).
 - 2- Si la série est stationnaire, alors elle possède une tendance déterministe qu'on peut l'enlever pour rendre la série stationnaire ou la laisser, et dans ce cas la série sera stationnaire autour d'une tendance.
- Sinon, on estime le modèle 2, qui est tout simplement le modèle 3 sans inclure la tendance, et on teste la nullité de la constante.
- Si la constante est significative, on fait le test de racine unitaire sur le modèle 2 Sinon on estime le modèle 1 (qui est le modèle 3 sans inclure la constante, ni la tendance) et on fait le test de racine unitaire sur ce modèle.

² Il y a deux types de tendance, une tendance stochastique et une tendance déterministe. Par le test ADF on peut tester uniquement les séries qui possèdent une tendance stochastique.

Après avoir choisi le modèle qui a la spécification compatible avec les données, on teste l'hypothèse nulle de racine unitaire $H_0 : \beta_2 = 0$ contre l'hypothèse alternative de stationnarité $H_1 : \beta_2 < 0$ sur le modèle choisi. Pour un test de niveau α , on rejette l'hypothèse nulle lorsque la statistique t calculée est inférieure à la valeur critique fournie par la loi de Dickey Fuller.

Les trois tableaux ci-dessous résument les principaux résultats des tests de racine unitaire sur les différentes variables étudiées des USA, Canada, Japon et la zone Euro.

Tableau 1: Résultats des tests de racine unitaire sur les variables qui portent sur USA et le Canada

| Variable US_CANADA | Nb de retards | Modèle | P-value | Stationnarité |
|--|------------------|--------|---------|---------------|
| ΔS_{t+1} | 0 | 1 | 0.00 | Stationnaire |
| π_t (USA) | 12 | 2 | 0.00 | Stationnaire |
| $\tilde{\pi}_t$ (Canada) | 12 | 1 | 0.04 | Stationnaire |
| $\Delta \pi_t = \pi_t - \tilde{\pi}_t$ Différentiel du taux d'inflation | 2 | 3 | 0.01 | Stationnaire |
| i_t (US) | 8 | 3 | 0.18 | I(1) |
| \tilde{i}_t (Canada) | 0 | 3 | 0.0019 | Stationnaire |
| $\Delta i_t = i_t - \tilde{i}_t$ différentiel du taux d'intérêt) | 0 | 3 | 0.00 | Stationnaire |
| y_t (US) | 2 | 1 | 0.00 | Stationnaire |
| \tilde{y}_t (Canada) | 8 | 1 | 0.00 | Stationnaire |
| $\Delta y_t = y_t - \tilde{y}_t$ (différentiel de l'output gap HP) | 1 | 1 | 0.10 | Stationnaire |
| \tilde{q}_t (taux de change reel) | 1 | 1 | 0.25 | I(1) |
| y linéaire | 2 | 3 | 0.12 | I(1) |
| \tilde{y} linéaire _t (Canada) | 7 | 1 | 0.019 | Stationnaire |
| $Prix_t$ (prix de pétrole) | 1 | 2 | 0.23 | I(1) |
| $\Delta prix$ | 0 | 1 | 0.00 | Stationnaire |

Nombre d'observations = 337.

Tableau 2: Résultats des tests de racine unité sur les variables qui portent sur USA et la Zone Euro

| Variable US_ Zone Euro | Nb de retards | Modèle | P-value | Stationnarité |
|--|------------------|--------|---------|---------------|
| ΔS_{t+1} | 0 | 1 | 0.000 | Stationnaire |
| π_t (USA) | 1 | 2 | 0.002 | Stationnaire |
| $\tilde{\pi}_t$ (Zone euro) | 1 | 1 | 0.52 | I(1) |
| $\Delta \pi_t = \pi_t - \tilde{\pi}_t$ Différentiel du taux d'inflation | 1 | 1 | 0.16 | I(1) |
| i_t (US) | 1 | 2 | 0.26 | I(1) |
| \tilde{i}_t (Zone euro) | 1 | 1 | 0.08 | Stationnaire |
| $\Delta i_t = i_t - \tilde{i}_t$ différentiel du taux d'intérêt) | 1 | 1 | 0.003 | Stationnaire |
| y_t (US) | 5 | 1 | 0.000 | Stationnaire |
| \tilde{y}_t (Zone euro) | 3 | 1 | 0.000 | Stationnaire |
| $\Delta y_t = y_t - \tilde{y}_t$ (différentiel de l'output gap HP) | 2 | 1 | 0.001 | Stationnaire |
| $y_{linéaire_t}$ (USA) | 0 | 3 | 0.98 | I(1) |
| $\tilde{y}_{linéaire_t}$ (Zone euro) | 2 | 1 | 0.13 | Stationnaire |
| $\Delta y_{linéaire_t}$ | 0 | 1 | 0.01 | Stationnaire |
| \tilde{q}_t (taux de change réel) | 1 | 3 | 0.13 | I(1) |

Nombre d'observations = 131.

Tableau 3: Résultats des tests de racine unitaire sur les variables qui portent sur USA et le Japon

| Variable US_Japon | Nb de retards | Modèle | P-value | Stationnarité |
|--|------------------|--------|---------|---------------|
| ΔS_{t+1} | 0 | 1 | 0.00 | Stationnaire |
| π_t (USA) | 12 | 2 | 0.002 | Stationnaire |
| $\tilde{\pi}_t$ (Japon) | 12 | 1 | 00.1 | Stationnaire |
| $\Delta \pi_t = \pi_t - \tilde{\pi}_t$ Différentiel du taux d'inflation | 0 | 2 | 0.00 | Stationnaire |
| i_t (US) | 8 | 3 | 0.26 | I(1) |
| \tilde{i}_t (Japon) | 0 | 1 | 0.052 | Stationnaire |
| $\Delta i_t = i_t - \tilde{i}_t$ différentiel du taux d'intérêt) | 0 | 1 | 0.054 | Stationnaire |
| y_t (US) | 2 | 1 | 0.000 | Stationnaire |
| \tilde{y}_t (Japon) | 5 | 1 | 0.00 | Stationnaire |
| $\Delta y_t = y_t - \tilde{y}_t$ (différentiel de l'output gap HP) | 4 | 1 | 0.00 | Stationnaire |
| \tilde{q}_t (taux de change reel) | 1 | 2 | 0.16 | I(1) |
| $y_{linéaire_t}$ (USA) | 2 | 3 | 0.98 | I(1) |
| $\tilde{y}_{linéaire_t}$ (Japon) | 4 | 1 | 0.06 | Stationnaire |
| $\Delta y_{linéaire_t}$ | 3 | 3 | 0.49 | I(1) |

Nombre d'observations = 337.

En analysant les résultats du test de racine unitaire, on remarque qu'il y a des variables qui sont stationnaires et des variables qui sont intégrées d'ordre 1. Les variables communes qui sont intégrées d'ordre 1 sont les suivantes : le taux d'intérêt et l'output gap linéaire du pays domestique ainsi que le taux de change réel, on ajoute les prix de pétrole de Canada et le taux d'inflation de la zone Euro.

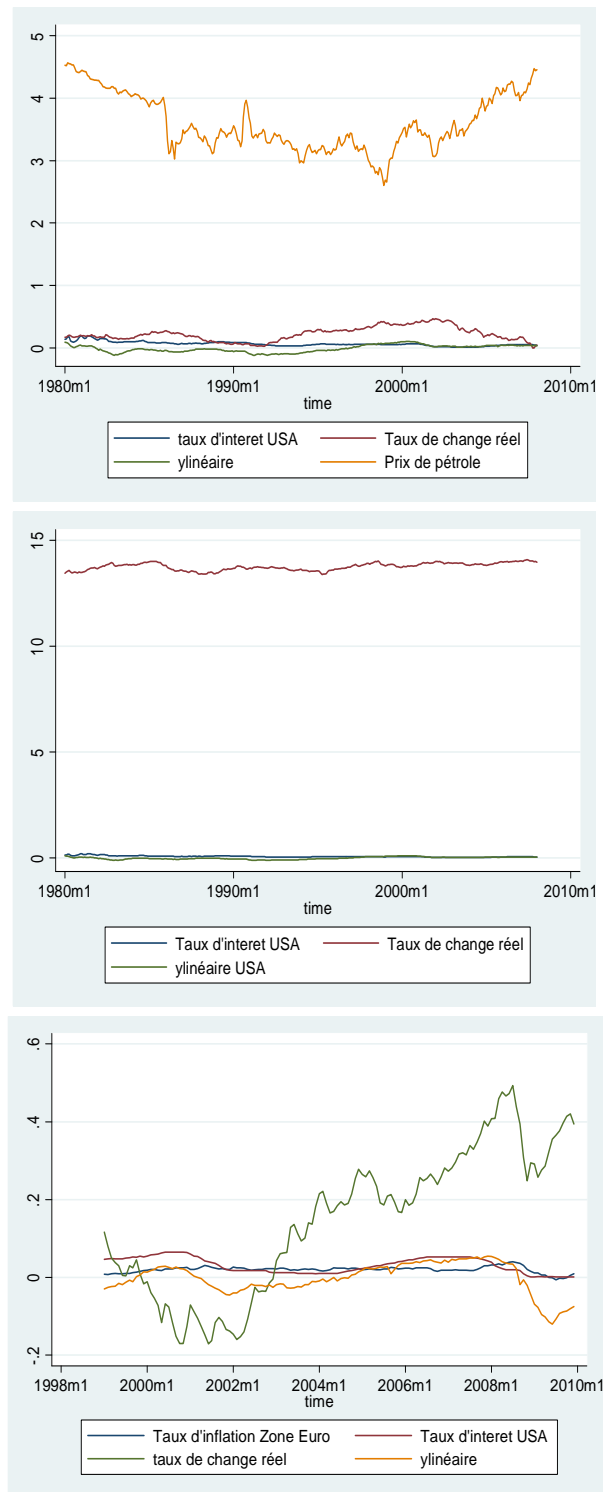
Avant de passer à l'étape de modélisation, nous allons tester l'éventuelle présence d'une relation de cointégration entre les variables non stationnaires intégrés d'ordre 1 pour chaque pays.

5.2 Test de cointégration

C'est avec la cointégration qu'il sera possible de faire de l'inférence valide sur une régression entre variables $I(1)$ pour éviter le problème de régression fallacieuse. Pour simplifier, il y a un lien de cointégration entre les deux variables $I(1)$: X_t et Y_t , s'il existe un paramètre β non nul tel que la combinaison $Y_t - \beta X_t$ soit stationnaire. En d'autres termes, les résidus d'une régression entre ces deux variables $I(1)$ auraient, avec le temps, une tendance à revenir en moyenne vers une constante. Généralement on peut décerner graphiquement les variables cointégrés, ces variables s'ils le sont vont avoir une tendance commune dans le temps.

La figure suivante montre les graphiques des variables non stationnaires pour chaque pays.

Figure 5: Graphiques des variables intégrées d'ordre 1 prises conjointement



Le premier graphique illustre l'évolution des variables qui portent sur USA et Canada, prise conjointement, soit le taux de change réel du dollar canadien/ dollar américain, l'output gap linéaire et le taux d'intérêt du pays domestique (USA), ainsi que les prix de pétrole du Canada. Le deuxième montre l'évolution du taux de change du yen japonais/ dollar américain, l'output gap linéaire et le taux d'intérêt du pays domestique (USA). Quant au troisième, il illustre l'évolution jointe du taux de change réel du l'Euro/ dollar américain.

Ces graphiques montrent qu'il y a une tendance commune entre les variables intégrés ce qui va être confirmé par le test.

Pour déterminer la présence d'une relation de cointégration, plusieurs méthodes sont utilisées. Ici, nous utilisons le test de Johansen, avec ce test on peut discerner l'existence ou non de relation de cointégration même avec des régressions ayant de multiples variables explicatives.

Le déroulement du test de Johansen est le suivant, il teste hypothèse nulle H_0 : le rang de la matrice des coefficients est zéro (il n'y a pas de relation de cointégration) contre l'alternative H_1 : le rang est de un ou plus (existence d'une relation de cointégration ou plus). Si la statistique de Trace, ou la statistique Max-Lambda, implique que l'on rejette l'hypothèse nulle, on conclut qu'il y a au moins une relation de cointégration. Et pour estimer ensuite le nombre de liens de cointégration existant, on teste les hypothèses où le rang est 1, puis 2, et 3 etc. jusqu'à ce que l'hypothèse nulle ne soit plus rejetée.

Le test nécessite aussi de choisir au préalable le nombre de retard à introduire, ce nombre a été choisi sur la base du critère de Schwartz en testant toutes les variables incluses dans chacune des régressions de façon jointe (avec la commande *varsoc* de Stata 10.1).

Les résultats des tests de Johansen (faits avec la commande *johans* de Stata 10.1) sont présentés dans le Tableau suivant.

Tableau 4 : Résultats du test de cointégration de Johansen

| Variable dépendante | Nombre de retards | Nombre de relation de cointégration selon la statistique Max-Lambda | Nombre de relation de cointégration selon la statistique de la trace |
|-------------------------------|-------------------|---|--|
| Taux de change réel Canada | 2 | 1 | 1 |
| Taux de change réel Japon | 2 | 1 | 1 |
| Taux de change réel zone Euro | 3 | 1 | 1 |

L'estimation des relations de cointégration pour chaque pays sera présentée dans la section 5.8.2 des résultats d'estimation.

5.3 Test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité

Nous avons testé la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation par l'utilisation des tests suivants :

- Test de Pagan et Hall pour tester l'hétéroscédasticité, ce test est spécifique pour les variables instrumentales.
- Test de Cumby et Huizinga pour tester l'autocorrélation des erreurs, ce test peut être utilisé avec la présence de variables endogènes, les autres tests de Box-Pierce et de Breusch-Godfrey ne sont pas applicables, car ils donnent des résultats invalides avec la présence de variables endogènes³.

Les résultats présentés dans le tableau suivant montrent la p-value de ces tests :

³ Baum (2003)

Tableau 6 : Résultats des tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs

| P_value | Canada | Japon | Zone Euro |
|---------------------------|-----------|-----------|------------|
| Autocorrélation | 0.0003515 | 1.411e-07 | 0.00485671 |
| Hétéroscédasticité | 0.00 | 0.30 | 0.189 |

On remarque que, pour le Canada les erreurs sont hétéroscédastiques et autocorrélés, Les modèles de Japon et de la Zone Euro présentent seulement le problème d'autocorrélation des erreurs, dans ce cas on utilise seulement les écarts types de Newey West.

5.4 Méthode d'estimation

Dans le contexte de notre étude, la méthode des moindres carrées ordinaires ne s'avère pas la bonne méthode à utiliser. En effet, trois hypothèses importantes pour l'application des MCO ne sont pas vérifiées, à savoir :

- **L'hypothèse de stationnarité**, qui exige que les séries soient stationnaires et faiblement dépendantes. Il est à noter que dans les séries temporelles, la partie identiquement distribuée est remplacée par la stationnarité des séries⁴, et la partie indépendante est vérifiée dans un grand échantillon⁵. L'hypothèse de stationnarité n'est pas vérifiée pour certaines séries de notre modèle, car nous avons trouvé que les séries de taux d'intérêt et taux de change réel ne sont pas stationnaires.
- **L'hypothèse d'exogénéité**, qui exige que le terme d'erreur ne soit pas corrélé avec les variables explicatives. Dans le modèle (*), les variables agissant à titre de variables explicatives sont toutes soupçonnées être endogènes sauf le taux d'intérêt retardé d'une période qui sera traité

⁴ Stock et Watson (2007)

⁵ Théorème central limite et la loi des grands nombres.

comme variable exogène⁶ car il ne peut pas être influencé par la variation de taux de change nominal d'une date ultérieure t . La causalité inverse entre la variable dépendante et les variables explicatives ; le taux d'inflation et l'output gap, implique un problème d'endogénéité. Ainsi, l'estimateur des MCO sera biaisé et non convergent.

- **L'hypothèse d'Homoscédasticité et de non autocorrelation des erreurs**, qui exige que la matrice de variance-covariance du vecteur des erreurs peut s'écrire comme suit: $cov(u) = \sigma^2 I_n$. Les tests que nous avons effectués montrent la présence de l'autocorrélation des erreurs pour l'ensemble des pays et la présence de l'hétéroscédasticité seulement pour le Canada, les erreurs des modèles estimés du Japon et de la zone euro sont homoscédastiques (voir section 5.3).

La solution au problème de stationnarité est de trouver une relation de cointégration si elle existe entre variables non stationnaires, sinon vérifier si les résidus du modèle estimés sont stationnaires.

Pour traiter le problème d'endogénéité, on a recours généralement à la méthode des variables instrumentales. Le principe de cette méthode est de remplacer la variable explicative endogène par une variable instrumentale corrélées avec la variable remplacée et non corrélées avec le terme d'erreur. Cela suggère de régresser chaque variable endogène sur toutes les variables exogènes présentes dans le modèle et utiliser la prédiction de cette régression comme regresser. Lorsqu'on a plusieurs variables endogènes, on utilise la méthode des doubles moindres carrés (2SLS) où les meilleurs instruments sont utilisés. Cette méthode donne des estimateurs convergents en présence de variables endogènes, mais elle est basée sur l'hypothèse

⁶ La variation du taux de change entre les périodes t et $t+1$, ne peut pas influencer le taux d'intérêt retardé d'une période I_{t-1} . Donc, ce dernier est considéré comme une variable exogène.

d'homoscédasticité et de non autocorrélation des erreurs, On ne peut pas donc l'utiliser pour estimer notre modèle.

La solution au problème d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs est l'utilisation d'un estimateur robuste à la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs.

Notre choix de méthode d'estimation est finalement la méthode des moments généralisés faisable en deux étapes (GMM) qui donne des estimateurs convergents malgré la violation de ces hypothèses, en utilisant *la commande ivreg2 de Stata 10.1* avec les options suivantes ;

gmm2s : méthode d'estimation,

robust : estimateur robuste à la présence de l'hétéroscédasticité,

bw(auto) : estimateur robuste à la présence de l'autocorrélation des erreurs,

kernel() : nombre de retards choisis par la méthode de Bartlett kernel connue sous le nom de Newey West.

Les gains d'efficacité de l'estimateur efficace de GMM par rapport à l'estimateur traditionnel 2SLS est l'utilisation de la matrice de pondération optimale (ou matrice de poids), la sur-identification du modèle et l'assouplissement de l'hypothèse iid⁷.

5.5 Choix des instruments

Les instruments que nous avons choisis diffèrent selon le pays étudié, la mesure de l'output gap appliquée et la stationnarité ou non des instruments⁸. Nous avons essayé plusieurs instruments et selon les résultats des tests de validité et de pertinence des instruments nous retenons ceux qui donnent des résultats qui respectent les deux conditions de validité et de pertinence (*avec la commande ivreg2 de Stata*).

⁷ Help du logiciel Stata.

⁸ Car on doit utiliser seulement les instruments qui sont stationnaires.

Et pour l'ensemble des modèles, nous considérons les variables exogènes suivantes : la constante, le taux d'intérêt US retardé d'une période i_{t-1} , le taux d'intérêt du pays étranger retardé d'une période soit \tilde{i}_{t-1} et le taux de change réel.

1. Pour le modèle de Canada, les instruments choisis sont les suivants :

- Dans le cas de l'utilisation de la mesure HP de l'output gap, nous utilisons le premier retard des variables endogènes suivantes : l'output gap US, l'output gap de Canada, le taux d'inflation USA et les deux premiers retards du taux d'inflation de Canada : y_{t-1} , \tilde{y}_{t-1} , π_{t-1} , $\tilde{\pi}_{t-1}$ et $\tilde{\pi}_{t-2}$
- Et avec l'utilisation d'une tendance linéaire nous considérons les instruments suivants : le premier retard du taux d'inflation du pays domestique et celui du Canada, l'output gap linéaire de Canada et les deux premiers retards du taux de croissance du différentiel de la production industrielle soit la variable $Prod_t$:

$$Prod_t = (\ln(PIB_t) - \ln(\widetilde{PIB}_t)) / \ln(PIB_t)$$

Comme instrument pour l'output gap linéaire du pays domestique car ce dernier n'est pas stationnaire.

2. Pour le Japon, nous utilisons les instruments suivants :

- Avec filtre HP : le premier retard de l'output gap des USA et du Japon et les deux premiers retards du taux d'inflation des USA et du Japon : y_{t-1} , \tilde{y}_{t-1} , π_{t-1} , π_{t-2} , $\tilde{\pi}_{t-1}$, $\tilde{\pi}_{t-2}$
- Avec filtre Linéaire : les deux premiers retards du taux d'inflation du Japon et des USA, le premier retard de la variable $Prod_t$, le premier retard de l'output gap linéaire du Japon ainsi que le deuxième retard du différentiel du taux d'intérêt : π_{t-1} , π_{t-2} , $\tilde{\pi}_{t-1}$, $\tilde{\pi}_{t-2}$, $prod_{t-1}$, $y_{\widetilde{linéaire}_{t-1}}$, Δi_{t-2}

3. Pour la zone Euro, les instruments sont les mêmes que ceux du Japon à la différence qu'on n'utilise pas le premier retard du taux d'inflation de la zone Euro car il n'est pas stationnaire.

5.6 Signes attendus

Le modèle théorique prévoit :

- Une corrélation négative entre la variable dépendante : variation de taux de change ΔS_{t+1} et les variables suivantes : le taux d'inflation US, l'output gap US et le taux d'intérêt US retardé d'une période soient : π_t , y_t et i_{t-1} respectivement. Donc on s'attend à trouver des coefficients négatifs pour ces variables.
- Une corrélation positive entre ΔS_{t+1} et les variables suivantes : le taux d'inflation, l'output gap, le taux de change réel et le taux d'intérêt retardé d'une période pour le pays étranger soit : $\tilde{\pi}_t$, \tilde{y}_t , \tilde{q}_t et \tilde{i}_{t-1} .

5.7 Tests de validation et de pertinence des instruments

Nous avons testé la validité et la pertinence des instruments en utilisant les tests de Sargan-Hansen et de Kleibergen-Paap rk LM respectivement (*avec la commande ivreg2 de Stata, les résultats de ces tests sortent automatiquement avec l'estimation*).

Par le test de Sargan-Hansen, on veut tester si les instruments sont orthogonaux aux termes d'erreurs ou pas, autrement dit s'il y a une corrélation entre les instruments et le terme d'erreur. Sous l'hypothèse nulle les instruments sont valides. La statistique de test J- Hansen est utilisée en présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs alors que la statistique de Sargan est utilisée sous l'hypothèse d'homoscédasticité.

Par le test de Kleibergen-Paap rk LM, on veut tester si les instruments sont corrélés avec les variables endogènes, ce test nous informe sur le rang de la matrice $E(X'Z)$, cette matrice doit être de plein rang si les instruments sont pertinents. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que la matrice est de plein rang.

Les tableaux suivants montrent les P _values de ces tests pour l'ensemble des modèles estimés :

Tableau 5 : Résultats des tests de validité et de pertinence des instruments

| | Canada | Japon | Zone Euro |
|-----------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Avec filtre HP | $J = 0.16$ | $S = 0.94$ | $S = 0.24$ |
| | $Rk = 0.03$ | $Rk = 0.00$ | $Rk = 0.00$ |
| Avec filtre linéaire | $J = 0.36$ | $S = 0.91$ | $S = 0.15$ |
| | $Rk = 0.03$ | $Rk = 0.00$ | $Rk = 0.00$ |

S : La p _value du test de Sargan,

J : La p _value du test de Hansen

Rk : La p _value du test de Kleibergen-Paap rk LM où H_0 : le rang de la matrice $E(X'Z)$ est $K-1$.

En analysant les résultats, on voit clairement que la condition de rang est bien satisfaite pour tous les modèles étudiés, la p _value est inférieure à 0.05 pour tous les modèles, ce qui confirme une forte corrélation entre les instruments utilisés et les variables endogènes du modèle.

Le test de Sargan/ ou Hansen (sous hétéroscédasticité et autocorrélation des erreurs) montre que pour l'ensemble des modèles, on ne rejette pas l'hypothèse nulle de validité des instruments, la p _value est supérieure à 0.05.

5.8 Résultats de l'estimation

5.8.1 Sans relation de cointégration

Tout d'abord, on s'intéresse au modèle qui inclut toutes les variables du modèle, stationnaires et non stationnaires pour pouvoir tester les hypothèses de symétrie, lissage et homogénéité des coefficients. Il est à noter que les résidus des estimations des modèles étudiés sont bien stationnaires.

Après avoir validé les instruments choisis, nous estimons le modèle de taux de change pour le Canada, le Japon et la Zone Euro avec les deux mesures de l'output gap, filtre HP et une tendance linéaire.

Les tableaux suivants montrent la P-value des estimateurs des coefficients pour chaque modèle :

Tableau 7 : Significativité des coefficients du modèle pour le Canada en utilisant les deux mesures de l'output gap

| | π_t | $\tilde{\pi}_t$ | i_{t-1} | \tilde{i}_{t-1} | y_t | \tilde{y}_t | \tilde{q}_t | C |
|------------------------|---------|-----------------|-----------|-------------------|-------|---------------|---------------|-------|
| Filtre HP | 0.49 | 0.07 | 0.000 | 0.54 | 0.09 | 0.71 | 0.32 | 0.14 |
| Filtre linéaire | 0.005 | 0.03 | 0.000 | 0.006 | 0.002 | 0.05 | 0.000 | 0.000 |

Tableau 8 : Significativité des coefficients du modèle pour le Japon en utilisant les deux mesures de l'output gap

| | π_t | $\tilde{\pi}_t$ | i_{t-1} | \tilde{i}_{t-1} | y_t | \tilde{y}_t | \tilde{q}_t | C |
|------------------------|---------|-----------------|-----------|-------------------|-------|---------------|---------------|------|
| Filtre HP | 0.71 | 0.25 | 0.01 | 0.00 | 0.04 | 0.08 | 0.03 | 0.04 |
| Filtre linéaire | 0.41 | 0.16 | 0.009 | 0.00 | 0.05 | 0.52 | 0.59 | 0.63 |

Tableau 9 : Significativité des coefficients du modèle pour la Zone Euro en utilisant les deux mesures de l'output gap

| | π_t | $\tilde{\pi}_t$ | i_{t-1} | \tilde{i}_{t-1} | y_t | \tilde{y}_t | \tilde{q}_t | C |
|------------------------|---------|-----------------|-----------|-------------------|-------|---------------|---------------|------|
| Filtre HP | 0.008 | 0.04 | 0.09 | 0.01 | 0.63 | 0.35 | 0.79 | 0.02 |
| Filtre linéaire | 0.04 | 0.85 | 0.59 | 0.53 | 0.82 | 0.19 | 0.33 | 0.01 |

5.8.1.1 Analyse des résultats

Pour le Canada, la mesure de tendance linéaire donne de bons résultats, tous les coefficients sont significatifs, Soit le modèle :

$$\Delta S_{t+1} = \mathbf{0.013} - \mathbf{0.15} \pi_t + \mathbf{0.16} \tilde{\pi}_t - \mathbf{0.20} i_{t-1} + \mathbf{0.10} \tilde{i}_{t-1} + \mathbf{0.06} y_t + \mathbf{0.03} \tilde{y}_t - \mathbf{0.03} \tilde{q}_t$$

(SE) (0.000) (0.005) (0.03) (0.000) (0.006) (0.002) (0.004) (0.000)

$R^2 = 12\%$

Les signes des coefficients du taux d'inflation et du taux d'intérêt domestique et étranger ainsi que l'output gap du Canada se conforment bien avec la théorie tandis que le taux de change réel et l'output gap domestique présentent un signe contraire de celui de la théorie.

Pour le Japon par contre, la mesure du filtre HP donne de meilleurs résultats. Tous les coefficients sont significatifs sauf le taux d'inflation d'USA et du Japon. Soit le modèle :

$$\Delta S_{t+1} = \mathbf{0.32} + \mathbf{0.06} \pi_t - \mathbf{0.31} \tilde{\pi}_t - \mathbf{0.21} i_{t-1} + \mathbf{0.005} \tilde{i}_{t-1} + \mathbf{0.31} y_t - \mathbf{0.18} \tilde{y}_t + \mathbf{0.023} \tilde{q}_t$$

(SE) (0.04) (0.71) (0.25) (0.013) (0.00) (0.046) (0.08) (0.037)

$R^2 = 6\%$

Dans cette équation, les signes des coefficients des variables suivantes : le taux d'intérêt, l'output gap domestique et étranger ainsi que le taux de change réel se conforment avec la théorie alors que ce n'est pas le cas pour le taux d'inflation domestique et étranger.

Pour la Zone Euro, les résultats d'estimation avec la mesure du filtre HP semblent meilleurs, car on trouve plus de coefficients significatifs. Soit le modèle :

$$\Delta S_{t+1} = 0.032 - 1.65 \pi_t - 1.64 \tilde{\pi}_t + 0.0036 i_{t-1} - 0.01 \tilde{i}_{t-1} + 0.20 y_t + 0.23 \tilde{y}_t - 0.003 \tilde{q}_t$$

(SE) (0.02) (0.008) (0.04) (0.09) (0.01) (0.63) (0.35) (0.79)

$R^2 = 6\%$.

Le taux d'inflation domestique et étranger présentent un impact dans le même sens que celui de la théorie et ce, relativement aux signes des coefficients dans cette équation.

5.8.1.2 Tests d'hypothèses

Pour tester les différentes spécifications ou hypothèses présentées dans l'article de Moldtsova et Papell, à savoir l'homogénéité des coefficients, le lissage, la symétrie et la constante, nous effectuons le test de Wald, les hypothèses du test sont les suivantes.

- L'hypothèse de symétrie $\omega_q = 0$
- L'hypothèse d'homogénéité $\omega_{u\pi} = \omega_{f\pi}$, $\omega_{uy} = \omega_{fy}$, $\omega_{ui} = \omega_{fi}$
- L'hypothèse de lissage $\omega_{ui} = \omega_{fi} = 0$
- L'hypothèse de présence d'une constante.

Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 10 : Les P_ values des tests d'hypothèses de Wald

| | Canada | Japon | Zone Euro |
|--------------------|--------|--------|-----------|
| Homogénéité | 0.000 | 0.03 | 0.078 |
| Lissage | 0.000 | 0.0007 | 0.056 |
| Symétrie | 0.000 | 0.036 | 0.78 |
| Constante | 0.000 | 0.04 | 0.025 |

On constate que pour le Canada et le Japon, on rejette l'ensemble des hypothèses nulles, donc nous retenons le modèle asymétrique avec lissage et coefficients hétérogènes et une constante, tandis que pour la zone Euro on ne rejette pas l'hypothèse d'homogénéité des coefficients de lissage et de symétrie, alors le modèle que nous retenons pour la zone Euro est le modèle symétrique avec coefficients homogènes sans lissage et avec une constante.

5.8.2 Avec relation de cointégration

On s'intéresse maintenant au modèle qui inclut que des variables stationnaires. Dans la section 4.2, nous avons établi une relation de cointégration entre les variables non stationnaires intégrées d'ordre 1, à savoir : le taux de change réel, le taux d'intérêt retardé d'une période et l'output gap, en ajoutant les prix de pétrole pour le Canada et le taux d'inflation pour la zone Euro. Nous avons choisi la mesure de l'output gap de l'estimation précédente (sans la relation de cointégration), donc celle qui a donné de bons résultats dans l'estimation des modèles, soit la tendance linéaire pour le Canada et le filtre HP pour le Japon et la zone Euro. Les équations suivantes présentent cette relation de cointégration pour chaque pays étudié, soit la variable Coint :

$$\text{Coint}_{\text{Canada}} = 12.27 + \tilde{q}_t - 110.2 i_{t-1} - 32.8 \text{ ylinéaire}_t - 1.7 \text{ oil}$$

$$\text{Coint}_{\text{Japon}} = - 13.52 + \tilde{q}_t - 5.5 i_{t-1} - 4.42 \text{ ylinéaire}_t$$

$$\text{Coint}_{\text{Zone Euro}} = - 1.53 + \tilde{q}_t + 0.15 i_{t-1} - 12.16 \text{ ylinéaire}_t + 47.27 \tilde{\pi}_t$$

Le tableau suivant montre les P_values de l'estimation des trois modèles avec relation de cointégration:

Tableau 11 : Significativité des coefficients des modèles incluant la relation de cointégration

| | π_t | $\tilde{\pi}_t$ | Coint _t | \tilde{y}_t | C |
|------------------|---------|-----------------|--------------------|---------------|-------|
| Canada | 0.02 | 0.000 | 0.000 | 0.00 | 0.56 |
| Japon | 0.9 | 0.68 | 0.003 | 0.07 | 0.001 |
| Zone Euro | 0.009 | - | 0.024 | 0.50 | 0.02 |

Pour le Canada, on remarque que la relation de coitégration incluse dans le modèle, soit la variable coint, est parfaitement significative ainsi que les autres variables sauf la constante.

On remarque que pour le Japon, les memes variables qui sont non significatives dans l'estimation du modèle sans relation de cointégration restent aussi non significatives avec l'inclusion de la relation de cointégration, soit les taux d'inflation du Japon et des USA.

Pour la zone Euro, seulement la variable output gap qui demeure non significative.

5. Conclusion

Le but de notre travail est l'estimation du taux de change nominal basé sur la règle de Taylor présenté dans l'article de Molodtsova et papell (2009). La méthode d'estimation que nous avons choisie après avoir testé les différentes hypothèses du modèle linéaire est la méthode des moments généralisés en deux étapes GMM. Nous avons estimé deux types de modèles : modèles avec et sans relation de cointégration. Le modèle sans relation de cointégration nous a permet de tester les différentes hypothèses et spécifications discutées dans l'article, les résultats de l'estimation montrent que pour le Canada et le Japon nous retenons le modèle asymétrique à coefficients hétérogènes avec lissage et une constante, avec la mesure de tendance linéaire pour l'output gap de Canada et un filtre HP pour l'output gap du Japon.

Tandis que pour la zone Euro nous retenons le modèle symétrique à coefficients homogènes sans lissage, avec constante avec la mesure d'un filtre HP pour l'output gap de la zone Euro. Dans l'estimation des modèles incluant la relation de cointégration, nous trouvons les mêmes résultats avec l'estimation précédente en matière de significativité des coefficients à l'ajout que la relation de cointégration est significative pour les trois pays étudiés ce qui semble meilleur.

Appendice A

Tableau 12 : Séries de données originales

| Pays | Sigle | Source | Numéro de Série | Description |
|----------------------|-----------------|-------------------|-------------------|--|
| USA | i_t | IFS | 11160B..ZF ... | Taux du fond fédéral (mesure du taux d'intérêt). |
| | PIB_t | IFS | 11166..CZF | Production industrielle désaisonnalisée (mesure de PIB) |
| | p_t | IFS | 11164...ZF.. | Indice des prix à la consommation. |
| CANADA | \tilde{i}_t | IFS | 15660B..ZF. .. | Taux du marché monétaire (mesure du taux d'intérêt). |
| | \tilde{PIB}_t | IFS | 15666..CZF. .. | Production industrielle désaisonnalisée |
| | \tilde{p}_t | IFS | 15666..CZF. .. | Indice des prix à la consommation. |
| ZONE EURO | \tilde{i}_t | IFS | 16360B..ZF | Taux du marché monétaire (mesure du taux d'intérêt). |
| | \tilde{PIB}_t | IFS | 16366..CZF. .. | Production industrielle désaisonnalisée |
| | \tilde{p}_t | IFS | 16364H..ZF. .. | Indice des prix à la consommation. |
| Variables d'intérêts | s_t | RFSL ⁹ | EXCAUS | Taux de change du Dollar Américain par rapport au Dollar Canadien. |
| | s_t | RFSL | EXUSEU | Taux de change de l'Euro par rapport au Dollar Américain. |
| JAPON | \tilde{i}_t | IFS | 15860B..ZF. | Taux du marché monétaire (mesure du taux d'intérêt). |
| | \tilde{PIB}_t | IFS | 15866..CZF. | Production industrielle désaisonnalisée |
| | \tilde{p}_t | IFS | 15864...ZF | Indice des prix à la consommation. |

⁹ Reserve Fédérale de la Banque de Saint Luis.

Tableau 13 : Séries de données construites

| Sigle | Transformation | Description |
|------------------------------|--|---|
| S_t | $1/S_t$ | Le prix en \$ Américain d'un \$ Canadien. |
| ΔS_{t+1} | $\ln(S_{t+1}) - \ln(S_t)$ | Le taux de change nominal considéré dans le modèle. |
| $\tilde{\pi}_t$ | $\ln(\tilde{p}_t) - \ln(\tilde{p}_{t-12})$ | Le taux d'inflation Canada, Japon et zone Euro. |
| π_t | $\ln(p_t) - \ln(p_{t-12})$ | Le taux d'inflation USA. |
| y_t | $PIB_t - hpPIB$ Application du filtre de Hodrick- Prescott | L'output gap HP des USA |
| \tilde{y}_t | $\widetilde{PIB}_t - hp\widetilde{PIB}_t$ Application du filtre de Hodrick- Prescott | L'output gap Canada, Japon et zone Euro. |
| $y_{linéaire}_t$ | Application d'une tendance linéaire | L'output gap linéaire des USA |
| $y_{\widetilde{linéaire}_t}$ | Application d'une tendance linéaire | L'output gap linéaire de Canada, Japon et la Zone euro. |
| $Prod_t$ | $(\ln(PIB_t) - \ln(\widetilde{PIB}_t)) / \ln(PIB_t)$ | Instrument pour l'output gap linéaire des USA |
| \tilde{q}_t | $\ln((p_{local} * S_t) / \tilde{p}_{étranger})$ | Taux de change réel |

Bibliographie

- Ambler, Steve, (1989). La stationnarité en économétrie et en macroéconomie: un guide pour les non initiés, *Actualité économique*, 65:4 (1989:déc.) p.590.
- Baum, Christopher. F and Schaffer, Mark. E and Stillman.S (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *The Stata Journal* (2003) 3, Number 1, pp. 1–31
- Baum, Christopher. F and Schaffer, Mark. E and Stillman.S (2007). Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing, Boston college economics. Working paper No 667.
- Chinn, Menzie.D (2008). Non-linearities, Business Cycles and Exchange Rates. *Economic Notes by Banca Monte dei Paschi di Siena SpA*, vol. 37, no. 3-2008, pp. 219–239
- Christiaan H (2004). *Econometric methods with applications in business and economics / Oxford University Press.*
- Fournier. M (2007-2008). notes de cours Econométrie II Licence / MASS, chapitre 6 La méthode des variables instrumentales.
- Greene, William H. (2003). *Econometric analysis. 5th ed. New Jersey: Prentice Hall.*
- Kpodar, Kangni (2007). *Manuel d'initiation a Stata (version 8) centre d'étude et de recherche sur le développement international.*
- Lalonde, R. et P. Sabourin (2003). *Modélisation and prévision du taux de change réel effectif américain. Document de travail 2002-03, Banque du Canada.*

- Leblond, Simon et Belley-Ferris Isabelle (2004). Guide d'économétrie appliquée à l'intention des étudiants du cours ECN 3950, Département de sciences économiques. Université de Montréal.
- Meese, R.A. et K. Rogoff (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they fit out of sample. *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- Molodtsova, T. et D. Papell (2009). Out-of-Sample Exchange Rate Predictability with Taylor Rule Fundamentals. *Journal of International Economics*, 77, 137-276.
- Neely, C. et L. Sarno (2002). How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates? *The Federal Reserve Bank of St Louis*, September/October 2002, 51-74.
- Régis Bourbonnais (2009). *Économétrie 7e éd.* Paris : Dunod, c2009.
- Stock, James H. and Mark W. Watson. (2007). *Introduction to econometrics. 2nd ed.* Boston: PearsonEducation.
- Verbeek Marno (2004). *A guide to modern econometrics. 2e édition.*
- Wooldridge, Jeffrey M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach. 4th ed.* Mason: South-Western Cengage-Learning.