

**Université de Montréal**

**Rapport de recherche**

**PREVISION DU TAUX DE CHANGE  
CANADIEN A PARTIR DE LA REGLE DE  
TAYLOR ET DU PRIX DU PÉTROLE**

**Rédigé par:  
NIYOMWUNGELI Yvonne**

**Dirigé par :  
CARRASCO, Marine**

**Département de sciences économiques  
Faculté des arts et des sciences**

**14 décembre 2012**

## Table des matières

Table des matières.....	1
1. Introduction.....	2
2. Analyse théorique .....	3
2.1. Règle de Taylor.....	3
2.2. Prix du pétrole.....	5
3. Revue de la littérature .....	6
3.1. Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain par René Lalonde et Patrick Sabourin (2003) .....	6
3.2. Prévision du taux de change hors échantillon avec la règle de Taylor par Tanya Molodtsova et David H. Papell (2009) .....	7
3.3. Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from a Multiple Regime Smooth Transition AR Model par Frédérique Bec, Mélika Ben Salem et Marine Carrasco (2010).....	9
4. Méthodologie du travail.....	11
5. Analyse descriptive des données .....	12
5.1. Description des données .....	12
5.2. Analyse des variables.....	13
5.2.1. Variable expliquée : .....	13
5.2.2. Variables explicatives .....	17
5.3. Résultats de stationnarité des variables.....	25
5.4. Autocorrelation et hétéroscédasticité des résidus du modèle .....	28
6. Estimation et prévision .....	30
6.1. Les résultats de l'estimation et de prévision .....	34
6.2. Choix du modèle.....	36
7. Conclusion .....	37
8. Biographie.....	38

## **1. Introduction**

Plusieurs économistes se sont penchés sur le problème de la prévision du taux de change. Ainsi la littérature empirique montre qu'il est difficile de prévoir et expliquer les fluctuations du taux de change.

Meese et Rogoff (1983) 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.

Nelson C. Mark (1995) ont montré que des changements des taux de change nominaux sur des horizons plus ou moins longs contiennent une composante économiquement et significativement prévisible. Amano et van Norden (1998) quant à eux, ont établi que le prix du pétrole a un impact considérable sur le taux de change réel pour le Canada, même si la relation tient sur les horizons longs.

Diverses approches de prévision ont été utilisées entre autres : Modélisation et prévision du taux de change réel américain (Lalonde et Sabourin (2003)) où ils ont trouvé que le taux de change effectif réel est cointegré avec la productivité relative et le prix réel du pétrole.

Selon Molotsova et Papell (2009), le modèle de détermination du taux de change basé sur les fondements de la Règle de Taylor est plus explicative et prédictible que les modèles basés sur les fondements du taux d'intérêt, les fondements monétaires et ceux de la Parité du pouvoir d'achat, car ceux-ci n'ont pas pu expliquer les variations du taux de change.

Le modèle utilisé par Molodtsova et Papell n'a pas bien marché pour le Canada et Australie parmi les autres 12 pays de l'OCDE compte tenu de la nature de leurs monnaies.

D'où, le but de ce projet de recherche est d'essayer de construire un modèle économétrique qui prévoit à court terme le taux de change du dollar canadien vis-à-vis des monnaies des cinq pays suivants : les États-Unis d'Amérique, le Japon, la Suisse, la Suède et le Danemark en utilisant la règle de Taylor comme l'ont proposé les auteurs.

Etant donné un lien qui puisse être établi entre le prix du pétrole et les taux de change réels, il est, dès lors, approprié d'étudier le problème de la sensibilité du taux de change en incluant la variable du prix du pétrole dans le modèle. En effet, le pétrole étant un facteur énergétique considéré comme un bien échangeable ou non échangeable, il est également un facteur de production important qui rentre dans les coûts de plusieurs autres biens.

Pour les séries des variables du modèle, nous avons utilisé les données mensuelles allant de Janvier 1971 à décembre 2011.

Dans les sections suivantes, nous allons présenter un bref aperçu de la littérature sur la règle de Taylor, la variable du prix de pétrole ainsi que les statistiques descriptives des variables qu'on utilisera dans le modèle de prévision du taux de change.

Par la suite, nous allons continuer notre étude par le test de stationnarité des variables du modèle. Nous nous concentrerons sur l'estimation en dégagant les résultats et en effectuant les tests de stationnarité, d'autocorrelation et d'hétéroscédasticité des résidus du modèle. On procèdera à la prévision du modèle en incluant le prix du pétrole avec les statistiques de Clark et West, ce qui nous amènera au choix du modèle.

Par cette étude nous allons vérifier si l'inclusion de la variable du prix de pétrole dans le modèle améliorera la performance de prévision du modèle économétrique proposé par Molodtsova et Papell pour le Canada vis-à-vis du dollar américain et regarder si ce modèle marche pour le taux de change canadien vis-à-vis des autres monnaies à savoir yen japonais, franc suisse, couronne suédoise et couronne danoise.

## **2. Analyse théorique**

### **2.1. Règle de Taylor**

La règle de Taylor (1993) stipule que la banque centrale ajuste le taux d'intérêt nominal en fonction du taux d'inflation et des déviations du PNB à l'objectif dans les deux pays concernés ou « output gap ». Étant l'outil principal de la politique monétaire, le taux

d'intérêt directeur doit être choisi par la banque centrale. Il est donné par l'équation suivante :

$$i_t^* = \pi_t + \emptyset (\pi_t - \pi^*) + \gamma y_t + r^* \quad (1)$$

où  $i_t^*$  est le taux d'intérêt nominal fixé par la banque centrale à court terme au temps  $t$ ,  $\pi_t$  est le taux d'inflation,  $\pi^*$  est le taux d'inflation cible de la banque centrale,  $y_t$  est l'output gap et  $r^*$  le niveau d'équilibre du taux d'intérêt réel.  $\emptyset$  et  $\gamma$  sont les coefficients. Soit  $\mu$  le terme constant,  $\mu = r^* - \emptyset\pi^*$ , et  $\lambda = 1 + \emptyset$ , l'équation devient  $i_t^* = \mu + \lambda \pi_t + \gamma y_t$  (2) pour les États Unis (USA). Les autres pays incluent le taux de change réel ( $q_t$ ), d'où  $i_t^* = \mu + \lambda \pi_t + \gamma y_t + \delta q_t$  (3) qui est le modèle asymétrique selon Clarida et al. (1998).

La règle de Taylor prévoit également la possibilité que le taux d'intérêt s'ajuste graduellement pour atteindre son niveau cible,  $i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t$  (4). En substituant (3) dans (4) on a:  $i_t = (1 - \rho)(\mu + \lambda \pi_t + \gamma y_t + \delta q_t) + \rho i_{t-1} + v_t$  (5) où  $\delta = 0$  pour les USA.

Pour arriver à l'équation de prévision basée sur la règle de Taylor, ils ont construit le différentiel du taux d'intérêt entre le pays domestique (USA) et le pays étranger :

$$i_t - \tilde{i}_t = \alpha + \alpha_u \pi_t - \alpha_f \tilde{\pi}_t + \alpha_y y_t - \alpha_f \tilde{y}_t - \alpha_q \tilde{q}_t + \rho_u i_{t-1} - \rho_f \tilde{i}_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

Où  $\sim$  représente les variables pour les pays étrangers,  $u$  pour le USA et  $f$  pour les pays étrangers (foreign),  $\alpha$  est une constante,  $\alpha_\pi = \lambda(1 - \rho)$  et  $\alpha_y = \gamma(1 - \rho)$  pour les deux pays et  $\alpha_q = \delta(1 - \rho)$  pour le pays étranger.

D'une part, l'inflation augmente au-dessus de la cible, en cas de non lissage les ajustements du taux d'intérêt sont immédiats mais en cas de lissage les ajustements sont graduels. Avec la parité du taux d'intérêt non couvert et les anticipations rationnelles, l'appréciation immédiate du dollar américain sera suivie par une dépréciation actuelle (ou prévue) d'où la relation inverse entre le taux de change et l'inflation. D'autre part, pour le pays étranger pratiquant également la règle de Taylor, l'augmentation de son inflation produira la dépréciation du dollar américain. En plus, l'augmentation du taux d'intérêt pour le pays étranger attire plus des capitaux qu'aux États Unis d'Amérique, et produira aussi la dépréciation du dollar américain.

En plus de la règle de Taylor, on a besoin de comprendre les effets du prix de pétrole sur le taux de change.

## **2.2. Prix du pétrole**

A l'échelle mondiale, les énergies fossiles (pétrole, gaz, charbon) fournissent 80% des besoins énergétiques primaires. Selon les données des Ressources Naturelles – Canada (2010), en 2008, le pétrole comblait environ 34% des besoins énergétiques du monde et à l'avenir le pétrole devrait continuer de constituer un élément dominant du panier mondial d'énergie. Le pétrole s'échange à l'échelle mondiale, aussi son prix tend à être un prix mondial et celui-ci ne dépend pas que de la balance ressource – offre / demande.

D'après V. Lamblin (2011), les indicateurs pertinents permettant de suivre l'évolution du pétrole dans le temps sont entre autres le prix et la disponibilité de l'énergie primaire, la maturité des technologies et les progrès attendus ainsi que la fiscalité sur ce produit.

Le texte de A. Amano et S. van Norden (1995) porte sur la relation existant entre les prix du pétrole et les taux de change réels pour l'Allemagne, le Japon et les États-Unis. Les auteurs tentent d'y démontrer que le prix du pétrole serait un facteur réel dominant dans la détermination des taux de change à long terme car il explique la variation exogène des termes de l'échange. Pour rendre compte plus spécifiquement des variations du taux de change dans le contexte des relations Canada/États-Unis, les chercheurs R.Lafrance et S.van Norden (1995) ont choisi de privilégier une approche par les facteurs non monétaires de l'économie. Quant à Lalonde et Sabourrin (2003), le taux de change effectif réel est cointegré avec la productivité relative et le prix réel du pétrole. Cela nous amène à étudier le lien du prix du pétrole dans la prévision du taux de change du Canada compte tenu que celui-ci est le 6<sup>e</sup> pays producteur de pétrole brut du monde et 2<sup>e</sup> détenteur de réserve de brut.

### 3. Revue de la littérature

#### 3.1. Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain par René Lalonde et Patrick Sabourin (2003)

Un modèle de taux de change retenu par Lalonde et Sabourin vise à prévoir et à assurer une convergence du taux de change vers un équilibre stationnaire endogène.

Ils ont utilisé le modèle à correction d'erreurs et ont testé les liens de cointégration entre le logarithme du prix réel du pétrole, le ratio des actifs nets à l'étranger au PIB, la productivité relative de la main d'œuvre et les différentiels des taux d'intérêt réels de court et de long terme. Les tests de racines unitaires montrent que le niveau des variables est non stationnaire. Les tests de cointégration de Johansen du 1979T3 à 2002T1 concluaient qu'il n'y a qu'une seule relation de cointégration dans laquelle interviennent le prix réel du pétrole, les actifs nets à l'étranger et la productivité relative. En plus, les tests de cointégration de Saikkonen (1991) qui tiennent en compte l'endogénéité des variables ont confirmé les résultats de test de Johansen.

Le modèle à correction d'erreurs 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  $e$  : le taux de change réel,  $\Delta nfa_t$  : 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 de long terme et  $Coint_t = e_t - (5, 10Prod_t + 0, 17Lrwti_t + 4, 03)$  avec  $Prod_t$  : la productivité et  $rwti_t$  : le prix réel du pétrole

Ce vecteur de cointégration est estimé à l'aide de la méthode de Stock et Watson. Ainsi le coefficient de la variable NFA a le signe contraire de la théorie et devient positif à l'exclusion du prix du pétrole. Si NFA est inséré à la relation de cointégration, le paramètre associé à la productivité relative devient instable donc cette variable NFA a été exclue de la relation de cointégration.

Pour estimer la cointégration, l'approche des variables instrumentales a été utilisée et les écarts-types des coefficients estimés ont été corrigés à l'aide de l'approche de Newey-West. A court terme, les coefficients associés aux écarts des taux de croissance des PIB

réels sont positifs et statistiquement significatifs. Le coefficient du retard de la première différence des actifs nets à l'étranger a un signe négatif et est statistiquement significatif. Ce résultat concorde avec le fait qu'à court terme, une hausse des actifs nets à l'étranger implique une offre accrue de dollars américains, ce qui contribue à déprécier la devise américaine.

Dans le but d'évaluer la qualité des prévisions de l'équation du taux de change réel, ils ont effectué trois types d'analyse entre autres i) effectuer des simulations dynamiques à l'aide des paramètres estimés (sur l'ensemble de l'échantillon ou sur des sous-ensembles), ii) réaliser les exercices récurrents de prévision hors échantillon du niveau du taux de change réel, à quatre et huit trimestres à du 1992T3 au 2002T1 et l'autre centrée sur l'épisode récent d'appréciation importante du taux de change réel et iii) effectuer des tests sur les modèles imbriqués pour comparer les performances de prévision du modèle avec une marche aléatoire par rapport à leur modèle.

Les simulations dynamiques montrent que l'équation capte bien les mouvements du taux de change plus particulièrement depuis 1990 ainsi les résultats montrent que l'équation génère des erreurs quadratiques moyennes systématiquement largement inférieures à celles issues d'une marche aléatoire du fait de la grande stabilité des paramètres de la relation de cointégration. En outre, le taux de change réel converge vers un équilibre stationnaire déterminé par les équilibres de la productivité relative et du prix du pétrole. La stabilité des paramètres de la relation de cointégration explique la performance relativement bonne de leur modèle en matière de prévision hors échantillon.

### **3.2. Prévision du taux de change hors échantillon avec la règle de Taylor par Tanya Molodtsova et David H. Papell (2009)**

Dans la prévision des taux de change hors échantillon et pour des horizons plus longs, Molodtsova et Papell ont utilisé la règle de Taylor (1993) décrite dans la section 2.1.

Les variations du taux de change causées par les chocs macroéconomiques sont en principe reliées aux variations du taux d'intérêt nominal. Ceci a mené Molodtsova et Papell à produire l'équation de prévision du taux de change basé sur la même règle :



$$\Delta S_{t+1} = \omega + \omega_{u\pi}\pi_t - \omega_{f\pi}\tilde{\pi}_t + \omega_{uy}y_t - \omega_{fy}\tilde{y}_t - \omega_q\tilde{q}_t + \omega_{ui}i_{t-1} - \omega_{fi}\tilde{i}_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

Par la suite ils ont spécifié un certain nombre de modèles en rapport avec le modèle retenu à savoir :

- modèle est symétrique  $\omega_q = 0$  ou modèle est asymétrique  $\omega_q \neq 0$
- modèle sans lissage  $\omega_{ui} = \omega_{fi} = 0$  ou le modèle avec lissage  $\omega_{ui} \neq \omega_{fi} \neq 0$
- modèle homogène  $\omega_{u\pi} = \omega_{f\pi}$ ,  $\omega_{uy} = \omega_{fy}$ ,  $\omega_{ui} = \omega_{fi}$  ou modèle hétérogène  $\omega_{u\pi} \neq \omega_{f\pi}$ ,  $\omega_{uy} \neq \omega_{fy}$ ,  $\omega_{ui} \neq \omega_{fi}$
- modèle sans constante  $\omega = 0$  ou modèle avec constante.  $\omega \neq 0$

Avec les fondements du taux d'intérêt et la parité du taux d'intérêt non couvert, les changements du logarithme du taux de change est égale au différentiel du taux d'intérêt nominal. Ils ont utilisé le différentiel du taux d'intérêt pour avoir l'équation de prévision suivante :

$$\Delta S_{t+1} = \alpha + \omega (i_t - \tilde{i}_t) \quad (8)$$

Avec les fondements monétaires, selon Mark (1995), les modèles hors échantillon représente les changements en logarithme du taux de change nominal en fonction de ses déviations par rapport à la valeur fondamentale.

$$S_{t+h} - S_t = \alpha_h + \beta_h z_t + v_{t+h,t} \quad (9),$$

où  $z_t = \tilde{f}_t - s_t$  et  $\tilde{f}_t$  est le niveau d'équilibre du taux de change nominal de long terme.

Sous les fondements de parité du pouvoir d'achat  $\tilde{f}_t = (p_t - p_t^*)$  (10) où  $p_t$  est le logarithme du niveau de prix national.

Avec les fondements de règle de Taylor. En utilisant la procédure CW, « Clark and West » pour évaluer la performance de la prévision hors échantillon, ils ont évalué la variation des taux de change des pays OCDE (Japon, Suisse, Australie, Canada, Royaume Uni, Suède, Danemark, France, Italie, nouvelle Zélande et Portugal) par rapport aux États-Unis à partir des données mensuelles du Mars 1973 à Décembre 1998 pour les pays

de l'Union Monétaire Européenne et juin 2006 pour les autres. Le reste de la période d'étude est réservé pour des fins de prévisions hors échantillon.

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 11 pays sur 12. Les plus fortes sont celles du modèle symétrique de la règle de Taylor avec coefficient d'hétérogénéité, avec lissage et une constante. Mais peu d'évidence de prévision du taux de change en utilisant les modèles avec les fondements des taux d'intérêt, monétaire et PPA.

### **3.3. Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from a Multiple Regime Smooth Transition AR Model par Frédérique Bec, Mélika Ben Salem et Marine Carrasco (2010)**

Récemment les analyses empiriques et théoriques du taux de change réel ont évolué vers un cadre non linéaire. Théoriquement, l'introduction des coûts de transport dans le modèle d'équilibre du taux de change génère deux régimes pour le taux de change. Un aspect trivial de la non-linéarité réside dans l'abandon de l'hypothèse de la stabilité du modèle linéaire. UCTUM R., (2007).

Empiriquement les modèles théoriques non linéaires incluant les coûts de transaction sont des modèles à seuil entre autres le modèle « Self-Exciting Threshold Autoregressive (SETAR) » qui conserve une fonction de transition discontinue entre les régimes (Obstfeld et Taylor – 1997) et le modèle autorégressif à transition souple (STAR), qui comparativement à SETAR, permet le lissage des changements de régimes. Jusqu'à présent, pour capter l'ajustement souple, STAR exponentiel (ESTAR) a été retenu par plusieurs économistes. (Bec, Ben Salem, Carrasco, (2010)).

En présence des coûts de transactions, Bec, Ben Salem, Carrasco, (2010) ont modélisé le taux de change réel par un modèle général lisse (Multi-Regime Logistic Smooth

Transition Auto Regression) qui est capable d'imiter les ajustements bruts du modèle du type seuil (SETAR) et les ajustements graduels du modèle ESTAR. Les modèles d'équilibre général avec des coûts proportionnels de transport prédisent l'existence d'une région de non-échange dans laquelle le taux de change s'ajuste vers l'équilibre de la PPA. Le modèle utilisé par les auteurs est présenté dans les lignes suivantes.

$$\Delta y_t = (-\mu_1 + \rho_1 y_{t-1})G_1 + (\mu_2 + \rho_2 y_{t-1})G_2 + (\mu_1 + \rho_1 y_{t-1})G_3 + a_1 \Delta y_{t-1} + \dots + a_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

avec  $\varepsilon_t$ , *iid*  $(0, \sigma^2)$ ,  $G_1 = G(y_{t-1}, -\gamma, -\lambda)$ ,  $G_2 = 1 - G_1 - G_3$ , and  $G_3 = G(y_t - 1, \gamma, \lambda)$

où  $G(y_t - 1, \gamma, \lambda) = [1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - \lambda))]^{-1}$ ,  $\gamma > 0$ ,  $\lambda > 0$  est le paramètre de seuil.

Le model SETAR inclut le modèle à seuil. Si  $y_{t-1} \rightarrow +\infty$ ,  $G_1 \rightarrow 0$  et  $G_3 \rightarrow 1$  et si  $y_{t-1} \rightarrow -\infty$ ,  $G_1 \rightarrow 1$  et  $G_3 \rightarrow 0$ . Pour les valeurs large de  $|y_{t-1}|$ , MR-STAR se comporte comme le modèle SETAR où  $G_1$  est remplacé par  $I(y_{t-1} < -\lambda)$  et  $G_3$  par  $I(y_{t-1} > -\lambda)$ .

Pour tester la racine unitaire, elles ont commencé par un test basé sur la vraisemblance, Tester  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \rho_1 = \rho_2 = 0$  « marche aléatoire sans dérive » contre l'alternative  $H_1$ : stationnarité du modèle MR-LSTAR. Sous l'hypothèse nulle, on suppose que les racines de  $1 - a_1 z - \dots - a_p z^p = 0$  se trouvent en dehors du cercle unité. Par conséquent le modèle a été reparamétrisé en termes de  $\beta = \lambda\gamma$  et  $\lambda$ .

Ensuite elles ont testé la linéarité avec un modèle auxiliaire en utilisant la même approche que Luukkonen et al. [1988], test de linéarité basé sur une approximation de la fonction G par linéarisation.

L'ensemble de données qu'elles ont utilisé comprend les observations mensuelles du 1973:09 au 2009:12 pour huit pays: États-Unis, Allemagne, Royaume-Uni, Italie, Canada, France, Belgique et Finland, il s'agit des moyennes mensuelles des taux de change nominaux et les prix nominaux soient les indices des prix à la consommation. Donc, ils avaient 28 taux de change réels pris en logarithme.

Pour les paires de devises impliquant un pays appartenant à la zone euro, elles ont utilisé des données jusqu'à Décembre 1998, puisque l'euro a été introduit en Janvier 1999. Ainsi,

la taille de l'échantillon est seulement 304 pour ces paires, alors qu'il est 466 pour les restes.

Pour la racine unitaire, elles ont d'abord vérifié l'ordre d'intégration du taux de change réel dans les modèles linéaires autorégressives, les tests standard utilisés sont ADF, PP et KPSS. Ces tests ne permettent pas de rejeter la racine unitaire pour chaque paire, sauf pour GBP / USD et FRF / DEM. Le paire BEF / DEM est le seul pour lequel une tendance déterministe est significative dans la régression ADF.

En testant la racine unitaire et linéarité contre MRLSTAR, la nulle d'homoscedasticité est rejeté pour les paires GBP / USD, CAD/GBP, ITL/GBP, BEF/GBP, FRF/DEM, ITL/DEM, BEF/DEM, FRF/ITL, BEF/ITL et BEF/FRF. Par ailleurs, l'hypothèse nulle de linéarité est fortement rejetée pour toutes ces paires, sauf pour le CAD / GBP. Le test de SupLR rejette l'hypothèse nulle d'une racine unitaire en faveur du modèle MR-LSTAR à trois régimes pour onze paires de devises faisant ainsi la preuve en faveur de la parité de pouvoir d'achat.

Alors que la plupart des modèles linéaires prédit une demi-vie pour les déviations du PPA allant de 3 à 5 ans, le modèle non linéaire qu'elles ont utilisé montre que les grands chocs ajustent beaucoup plus vite que les petits chocs, résultant en une demi-vie aussi courte que deux mois pour FRF / DEM et de la FIM / DEM si on commence à partir le régime extérieur.

#### **4. Méthodologie du travail**

Étant donné que le taux de change est fonction de plusieurs autres variables économiques, nous allons essayer de répliquer le modèle proposé par Molodotsova et Papel (2009).

La méthodologie de ce travail porte notamment sur la présentation de la méthode économétrique utilisée et chaque étape du traitement des données sera alors présentée et expliquée. L'analyse descriptive porte sur les cinq séries de variables entre autre la variation du taux de change, le taux d'inflation, l'output gap, le taux d'intérêt et le prix du pétrole, en étudiant leurs évolutions dans le temps et en analysant leurs propriétés.

En outre, nous présentons et analysons les résultats préliminaires et empiriques dans le but de voir si ces résultats tendent à appuyer ou améliorer les résultats obtenus par les auteurs.

Nous estimons le modèle du taux de change pour le Canada vis-à-vis des Etats-Unis, le Japon, la Suisse, la Suède et le Danemark. Le choix des deux premiers pays est motivé par le fait qu'ils ont été les principaux partenaires commerciaux du Canada, les EU étant parmi les trois premiers pays producteurs et consommateurs du pétrole et le Japon étant parmi les plus grands consommateurs de pétrole<sup>1</sup>. Les trois autres pays (Suisse, Suède et Danemark) ont été choisis par une simple cause de leur appartenance à l'OECD mais également les pays européens qui ne figurent pas sur la liste des pays de la zone Euro.

Toutes les équations du modèle sont présentées afin de choisir celui qui a la capacité de bien prédire le taux de change, en expliquant les fondements théoriques et en identifiant des spécifications alternatives, si nécessaire, pour chaque équation. Des tests statistiques sont appliqués pour valider le modèle tels que : tests sur les résidus, tests de stabilité, etc. Les résultats obtenus sont comparés avec les résultats théoriques attendus.

L'approche économétrique considérée consiste d'abord à transformer les données, si nécessaire, pour assurer la stationnarité des séries et à spécifier un modèle. Enfin, nous procédons à l'estimation et à la prévision du modèle et nous essayons de le valider à partir de quelques tests pertinents de diagnostic, notamment le test de CW.

## **5. Analyse descriptive des données**

### **5.1. Description des données**

Le modèle du taux de change du dollar canadien utilisée est le même modèle que Molodtsova et Papell (2009) ont proposé mais en considérant d'autres devises et en y ajoutant la variable du prix du pétrole. Nous avons utilisé les données tirées de la base de données de « International Financial Statistics (IFS) » du Fonds Monétaire International

---

<sup>1</sup> <http://www.ladocumentationfrancaise.fr/dossiers/petrole/pays-producteurs-consommateurs.shtml>

(FMI) pour construire les variables macroéconomiques fondamentales pour le Canada, les États Unis d'Amérique, le Japon, Suisse, Suède et Danemark. Nous avons reproduits certains mesures de variables utilisées par les auteurs, entre autres la production industrielle désaisonnalisée (pour les Etats-Unis) et la production industrielle totale pour les autres pays, comme une mesure du PIB, le taux du marché monétaire comme mesure du taux d'intérêt nominal (il s'agit du taux d'intérêt des bons du trésor et les titres gouvernementaux pour le Canada, les Etats-Unis et le Japon ainsi que le taux de 3 mois donné par «London Interbank Offered Rate (LIBOR)» pour le Danemark, la Suisse et le Suède. Nous avons utilisé 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.

Les taux de change du dollar canadien vis-à-vis des monnaies des pays considérés ont été tirés de la base de données de la Banque Fédérale de Saint Louis.

Pour le pétrole, nous avons utilisé le prix du baril de pétrole WTI tiré du lien : <http://www.indexmundi.com/commodities/?commodity=crude-oil&months=360> dont la source originale est la Banque Mondiale.

## 5.2. Analyse des variables

L'équation de prévision du taux de change utilisé est l'équation (7) énoncée ci haut par laquelle est ajoutée une variable du prix de pétrole.

$$\Delta S_{t+1} = \omega + \omega_{u\pi}\pi_t - \omega_{f\pi}\tilde{\pi}_t + \omega_{uy}y_t - \omega_{fy}\tilde{y}_t - \omega_q\tilde{q}_t + \omega_{ui}i_{t-1} - \omega_{fi}\tilde{i}_{t-1} + \omega_{fr}r_{wti_t} + \eta_t \quad (8), \text{ où}$$

- $s_t$  est log du taux de change nominal, avec  $\Delta S_{t+1} = S_{t+1} - S_t$
- $\pi_t$  : taux d'inflation =  $\ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-12})$
- $y_t$ : output gap (pourcentage de déviation en utilisant HP filter)
- $i_{t-1}$ : Taux d'intérêt de la période précédente
- $q_t$  : log de taux de change réel défini par  $q_t = s_t + p_t - p^*_t$ , où  $p_t$  représente le log de l'IPC du Canada et  $p^*_t$  représente le log de l'IPC des autres pays.
- $r_{wti}$ : log du prix de pétrole réel

### 5.2.1. Variable expliquée :

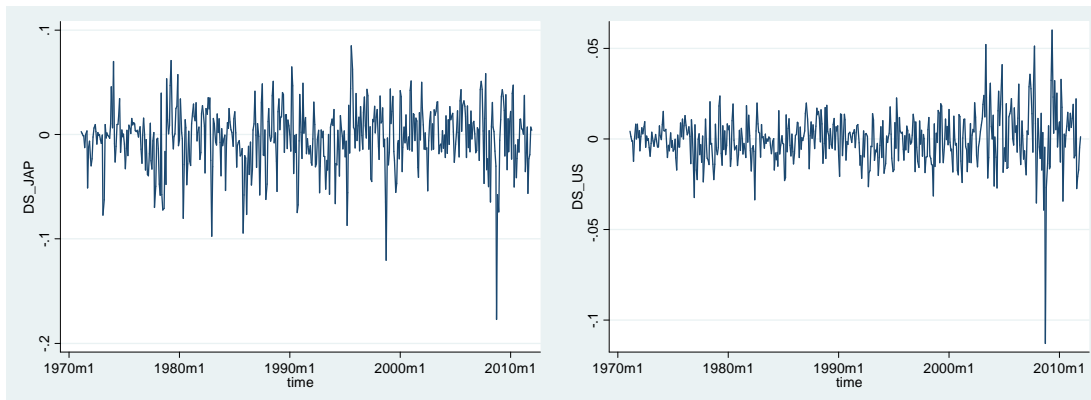
On doit mettre en lumière que le Canada ainsi que quatre autres pays faisant objet de cette étude sont considérés comme des petites économies ouvertes alors que les Etats-Unis d'Amérique (USA) est une grande économie ouverte. Ce dernier peut avoir des indices spécifiques étant donné que sa devise est souvent utilisée comme monnaie d'échange au niveau international ou en spéculation.

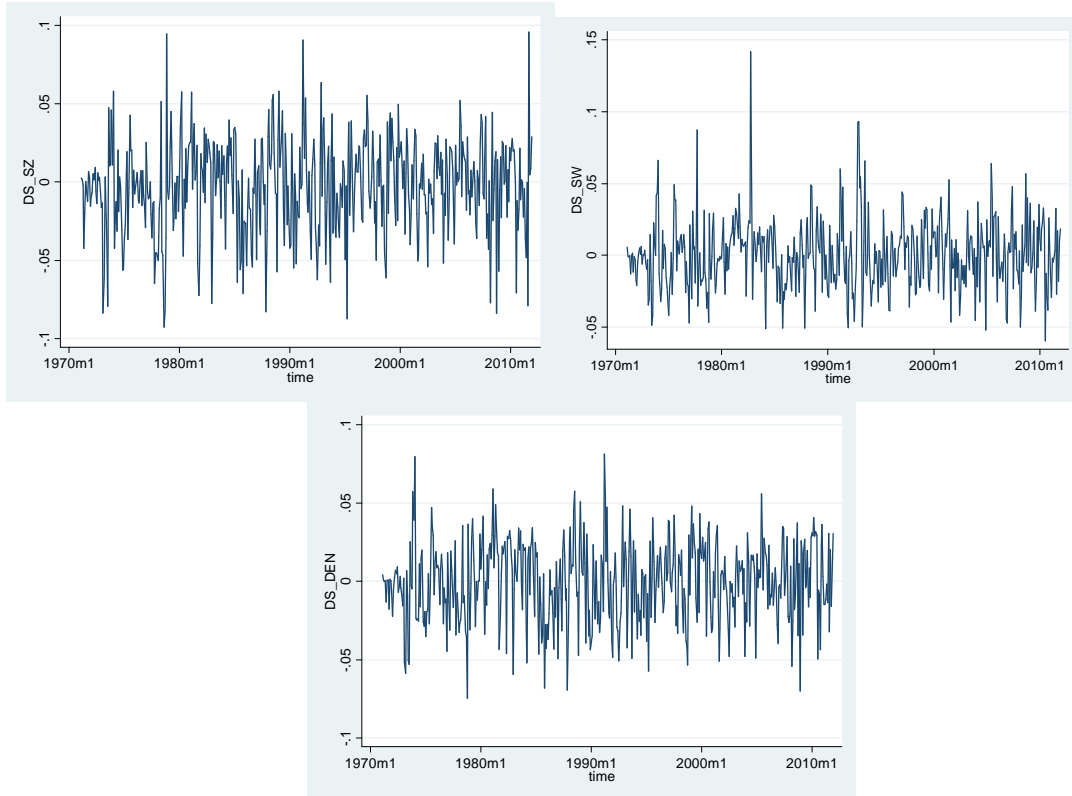
### Taux de change nominal

Les graphiques suivants présentent les log des taux de change nominal du dollar canadien vis-à-vis des autres cinq monnaies entre autre le dollar américain (USD), la couronne danoise (DKK), le yen japonais (JPY), Franc Suisse (CHF) et la couronne suédoise (SEK).

Pour rendre la série stationnaire, la formule utilisée est la même que celle utilisée dans l'article, soit :  $\Delta S_{t+1} = \text{LN}(S_{t+1}) - \text{LN}(S_t)$ .

*Graphique 1 : Variation du taux de change nominal du CAD par rapport aux autres monnaies : USD, DKK, JPY, CHF et SEK. (1971 – 2011)*



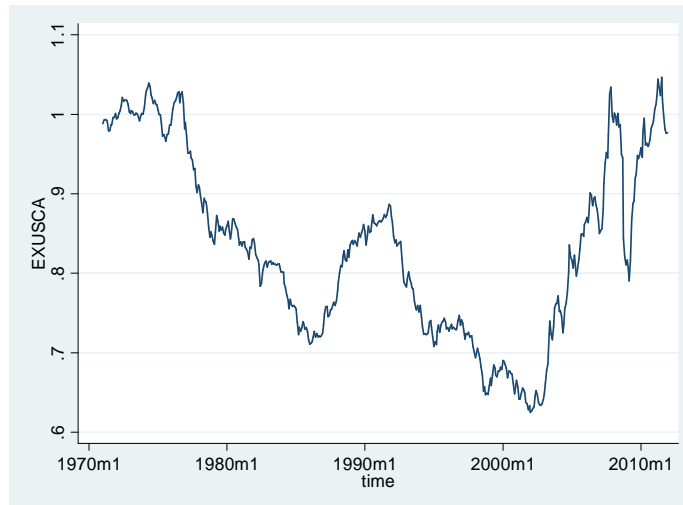


Le graphique 1 présente la variation de taux de change d'un CAD/JPY, CAD/USD, CAD/CHF, CAD/SEK et CAD/DKK respectivement, sur une période allant de janvier 1971 à décembre 2011.

En 1972, le taux de change du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain a dépassé la parité. L'étude faite par Desjardins en 2011, a montré que après que le Canada a laissé flotter sa devise, le dollar canadien s'est apprécié pour atteindre un niveau de 1,0443 \$US en 1974. En 2002 et en 2003, le taux a atteint des niveaux extrêmes. Silva et Nicolas (2009) ont montré que l'indice de taux de change a connu une forte appréciation à partir de la fin 2002 jusqu'à la fin de 2007 (+ 64 %) pour ensuite diminuer de près de 22 % entre novembre 2007 et mars 2009. En 2011, le taux de change du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain a encore dépassé la parité.

*Graphique 2 – Taux de change nominal Canada É. U., 1971-2011*



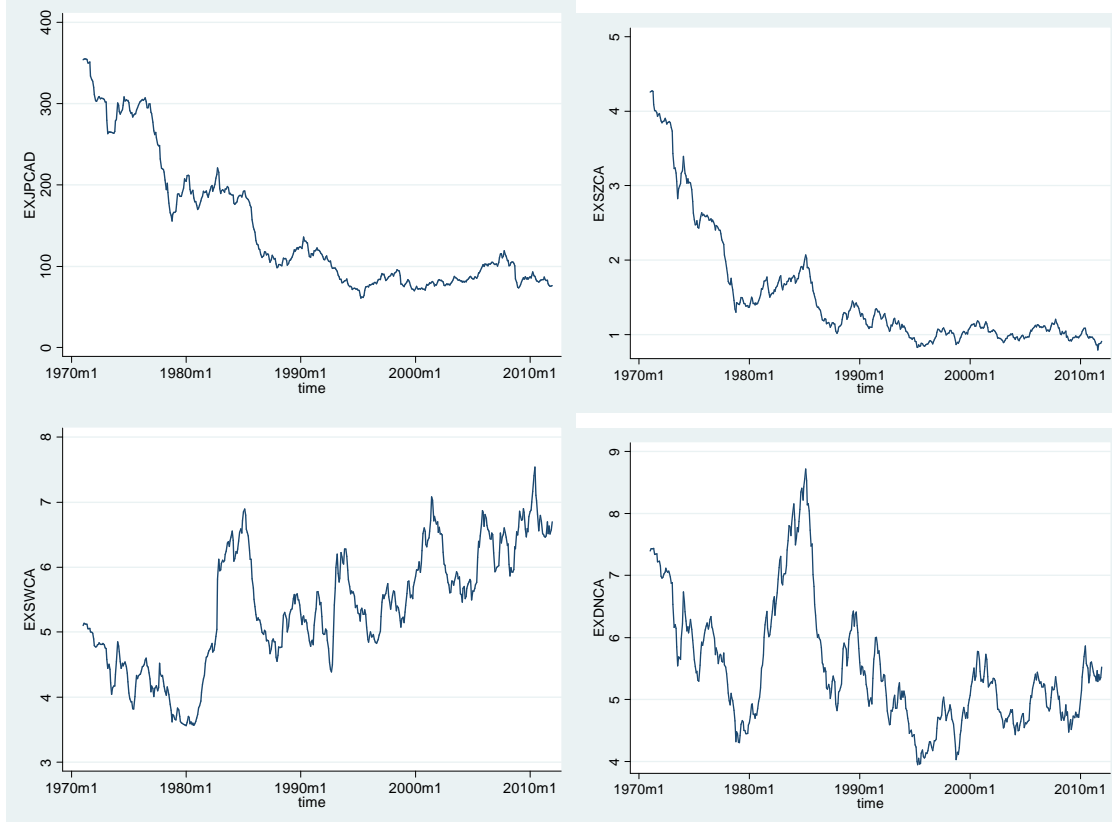


Etant donné que l'États-unis d'Amérique est le principal partenaire commercial du Canada, nous allons expliquer l'évolution du taux de change du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain.

À partir du milieu des années 1971, toutefois, le dollar canadien a connu un long déclin par rapport à la devise américaine. En 1976, il s'échangeait plus ou moins à parité avec le dollar américain, mais il est tombé de 1,01 \$US à 0,76 \$US au cours des dix années qui ont suivi. Cette tendance s'est renversée temporairement à la fin des années 1980 et au début des années 1990, lorsque le dollar est passé d'un plancher de 0,71 \$US, en 1986, à plus de 0,87 \$US, en 1991. Cette hausse n'allait toutefois pas durer. Plusieurs facteurs ont entraîné la chute du dollar jusqu'à un nouveau plancher d'environ 0,625 \$US, en avril 2002. Le dollar a depuis lors augmenté jusqu'à 1,03 \$US en 2007. Il a encore chuté fin 2008 suite à la crise financière. En 2011, le dollar a atteint 1,046\$US.

Quand aux autres taux de change du dollar canadien vis-à-vis de yen japonais et du franc suisse, les graphiques 3 présente une tendance de dépréciation sur toute la période d'étude.

*Graphiques 3 – Taux de change nominal (Canada vis-à-vis Japon, Suisse, Suède et Danemark respectivement), 1971-2011*



Le graphique montre que le dollar canadien affiche une tendance d’appréciation vis-à-vis de la couronne suédoise et une tendance de dépréciation vis-à-vis de la couronne Danoise. Entre les années 1980 et 1985, le taux de change du dollar canadien vis-à-vis des couronnes suédoise et danoise a affiché une forte augmentation, on note également une forte volatilité pour le taux de change du dollar canadien vis-à-vis des monnaies de Suède et de Danemark.

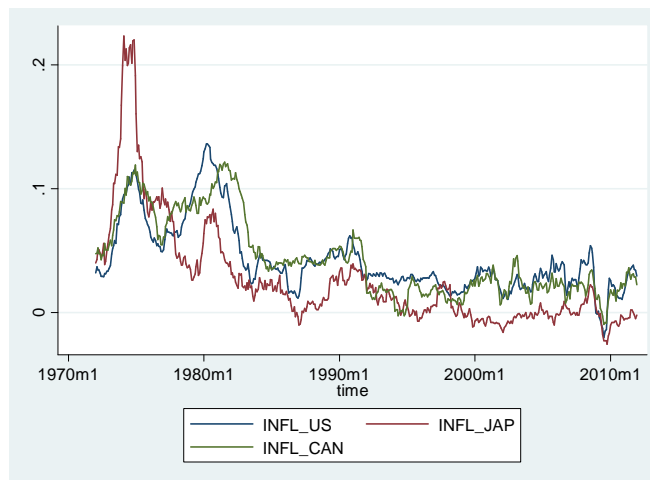
### 5.2.2. Variables explicatives

La théorie économique et les données empiriques ont mis en lumière un certain nombre d’éléments dont on sait qu’ils influent sur le mouvement des taux de change. Pris isolément, ils ont un effet prévisible. Toutefois, de nombreuses variables économiques sont étroitement liées entre elles et, de fait, elles agissent rarement, voire jamais, de façon indépendante. Les variables suivantes ont été retenues par le modèle.

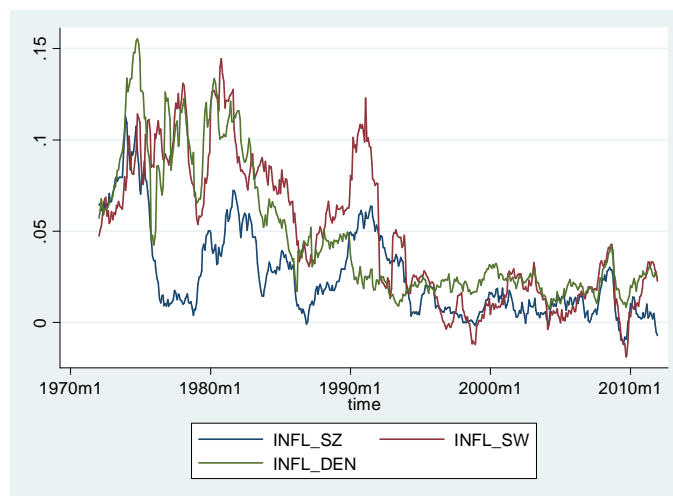
#### Taux d’inflation

Toute différence entre les taux d'inflation entre deux pays a des effets sur les mouvements à long terme des devises. L'inflation mesure le rythme d'augmentation des prix au fil du temps. Elle mesure donc l'érosion du pouvoir d'achat d'une devise. Si les prix canadiens augmentent plus vite que les prix des autres pays, ce phénomène finira par entamer le pouvoir d'achat – et donc la valeur – du dollar canadien par rapport aux autres monnaies. Cette érosion se reflète alors dans le déclin du taux de change. De même, si l'inflation est plus faible au Canada qu'aux autres pays, une certaine pression à la hausse se fait sentir sur le dollar canadien. Le graphique 4 nous montre les taux d'inflation des pays qui font l'objet de cette étude.

*Graphique 4A : Taux d'inflation pour le Canada, E. U et Japon (1971-2011).*



*Graphique 4B : Taux d'inflation pour la Suisse, Suède et Danemark (1971-2011).*

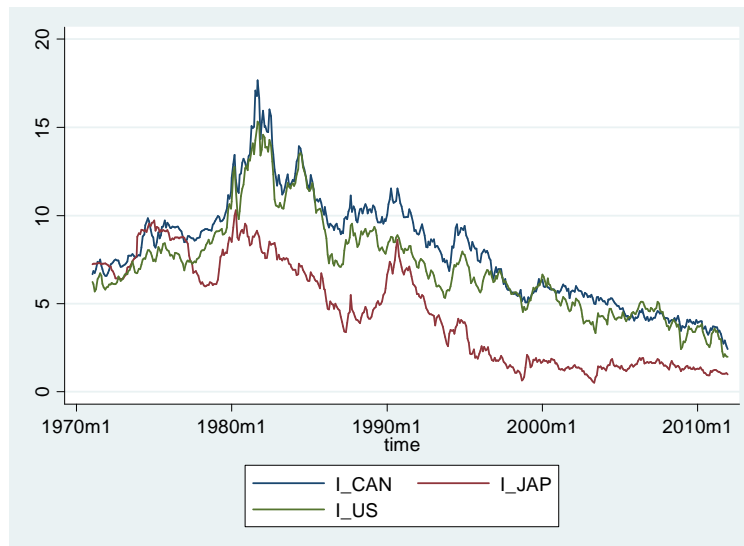


Les taux d'inflation montrent une forte variation jusqu'à l'année 1992 où ils ont commencé à être stables.

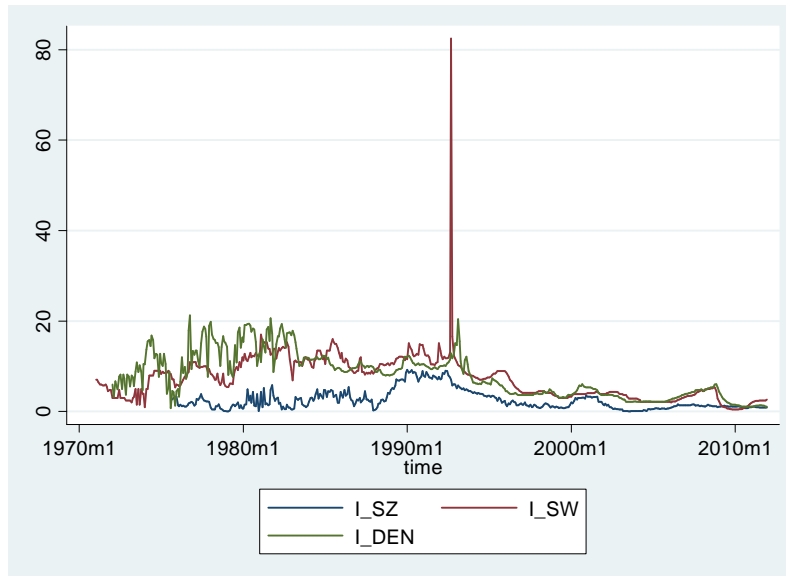
### Taux d'intérêts

La différence entre les taux d'intérêts pratiqués au Canada et dans les autres pays est également un facteur déterminant pour le taux de change. Lorsque les taux d'intérêt sont plus élevés au Canada, le pays attire les étrangers qui veulent placer des capitaux sensibles à de telles différences, puisque les taux de rendement y sont plus élevés. Il en résulte une hausse de la demande d'actifs libellés en dollars canadiens et, du fait même, une pression à la hausse sur le dollar lui-même. Lorsque les taux d'intérêt sont plus bas au Canada que dans les autres pays, l'inverse se produit et, en règle générale, le dollar canadien faiblit.

*Graphique 5A : Taux d'intérêt pour le Canada, E. U et Japon (1971-2011).*



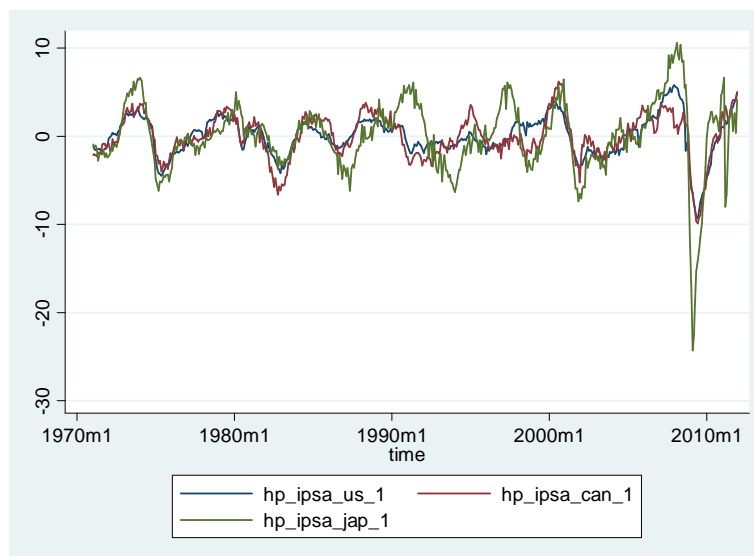
*Graphique 5B : Taux d'intérêt pour Suisse, Suède et Danemark (1971-2011).*



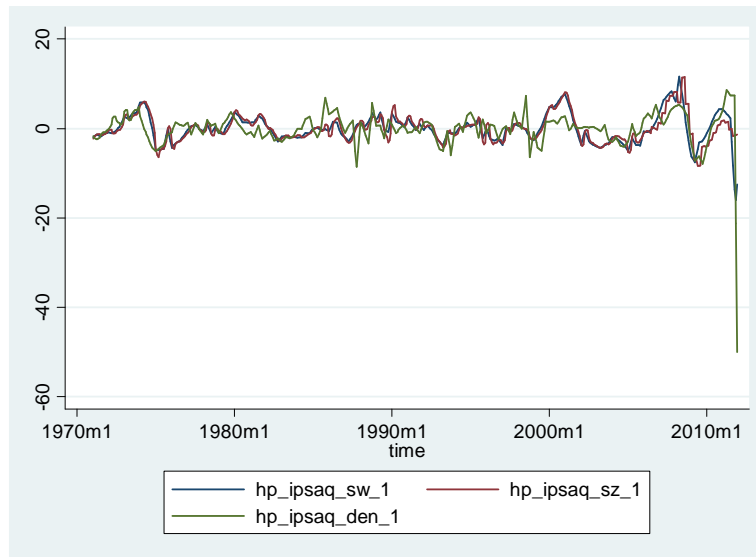
Selon l'étude faite par Vidal et al (2010), la Suède a connu la grave crise financière dans les années 1991-1992, de sorte que le taux d'intérêt a atteint un record de 82,38%. Les taux d'intérêt en général pour les autres pays ont connu une forte variation entre les années 1971 et 1992 pour la Suisse, le Suède et le Danemark mais de fortes variations ont été affichées entre 1980 – 1993 pour le Canada, le Japon et les Etats-Unis et à partir de l'année 1993, les variations sont devenues relativement stables.

### Output Gap

Graphique 6A : Taux de l'output gap pour le Canada, E. U et Japon (1971-2011).



Graphique 6B : Taux de l'output gap pour Suisse, Suède et Danemark (1971-2011).



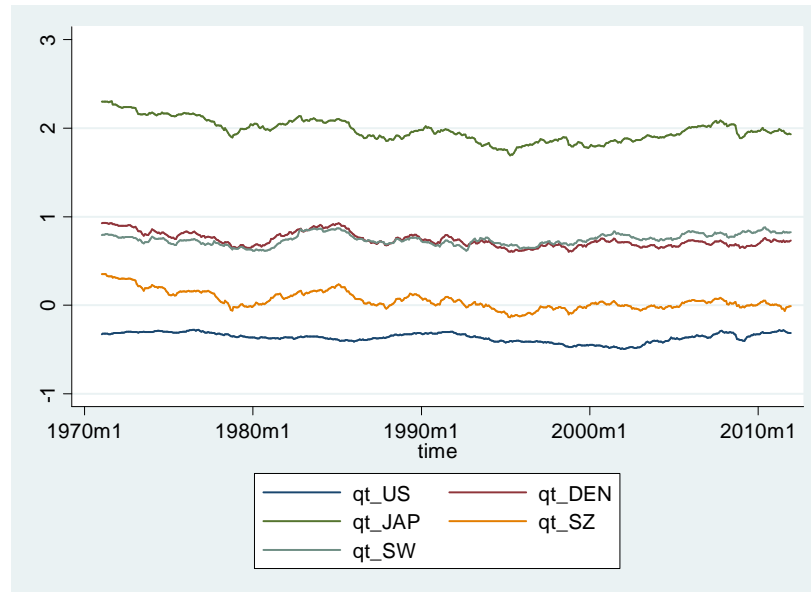
Au cours de l'année 2008, tous les pays ont affiché une forte baisse de l'output gap, évidemment suite à la crise financière qui a touché presque tous les pays.

### Taux de change réel

Les évolutions du taux de change réel dépendent à la fois de celles du taux de change nominal et les prix locaux et étrangers.

Le plus souvent, c'est l'évolution divergente des prix intérieurs des biens non échangés relativement à celle des prix des biens échangés sur les marchés extérieurs qui explique des évolutions différentes des deux taux de change. En effet, en raison de la pression de la concurrence internationale, le prix des biens échangés exprimé en monnaie nationale tend à s'aligner sur le prix extérieur exprimé en devise étrangère, ce qui n'est pas le cas du prix des biens non échangés. Cette tendance est d'autant plus forte que le pays est «petit» relativement aux autres pays avec lesquels il échange, pays dont la capacité à influencer les prix mondiaux est faible.

Graphique 7: Taux de change réel



Le graphique 7 nous montre que le taux de change réel entre le Canada et la Suisse affiche la parité. Depuis le début des années 1960, le franc suisse s'est apprécié en termes nominaux et en termes réels par rapport au dollar canadien. La Suisse connaît une inflation intérieure nettement plus faible que l'inflation américaine, surtout dans les années 1970. A cette époque, la forte appréciation nominale du franc suisse a entraîné une appréciation réelle importante. A partir de la fin des années 1980, le différentiel d'inflation s'est resserré et les taux de change nominaux et réels sont restés à peu près stables.<sup>2</sup>

Quant aux E.U, parmi les différentes variables considérées, seul l'écart entre les ratios canadien et américain de la dette au PIB semble apporter une information supplémentaire. Djoudad R. et Tessier D. (2002) ont montré que l'inclusion de cette variable améliore la spécification globale du modèle et son pouvoir prédictif, particulièrement pour la période correspondant au début des années 1990. Bien que la variable relative au prix des produits de base continue de dominer la dynamique du taux de change réel sur l'ensemble de l'échantillon, la dette a pris de plus en plus d'importance à partir du milieu des années 1980, lorsque l'écart d'endettement au Canada a commencé à se creuser. La part due à l'endettement tend à s'estomper à la fin des années 1980 pour

<sup>2</sup> <http://perso.univ-rennes1.fr/denis.delgay-troise/RMI/Cours/RMI221.pdf>

redevenir importante au milieu des années 1990 lorsque l'écart d'endettement (en proportion du PIB) a atteint des niveaux records. L'écart d'endettement est alors parvenu à expliquer jusqu'à 20 % de la dépréciation du taux de change réel au Canada, mais ce pourcentage a commencé à diminuer vers la fin de l'année 1997 avec l'assainissement des finances publiques. Il est à noter que le prix de l'énergie devient de moins en moins significatif à mesure que la période d'estimation s'allonge. Ainsi, l'indice de prix des matières premières et l'écart d'endettement entre le Canada et les États-Unis arrivent à eux seuls à expliquer la quasi-totalité de l'évolution du taux de change réel sur la période 1974-1998. Cette observation concorde avec divers résultats empiriques qui corroborent l'idée de la baisse continue du pouvoir explicatif associé au prix de l'énergie dans plusieurs relations macroéconomiques.

Les termes d'échanges sont plus ou moins élevés au Suède et au Danemark et plus élevés au Japon.

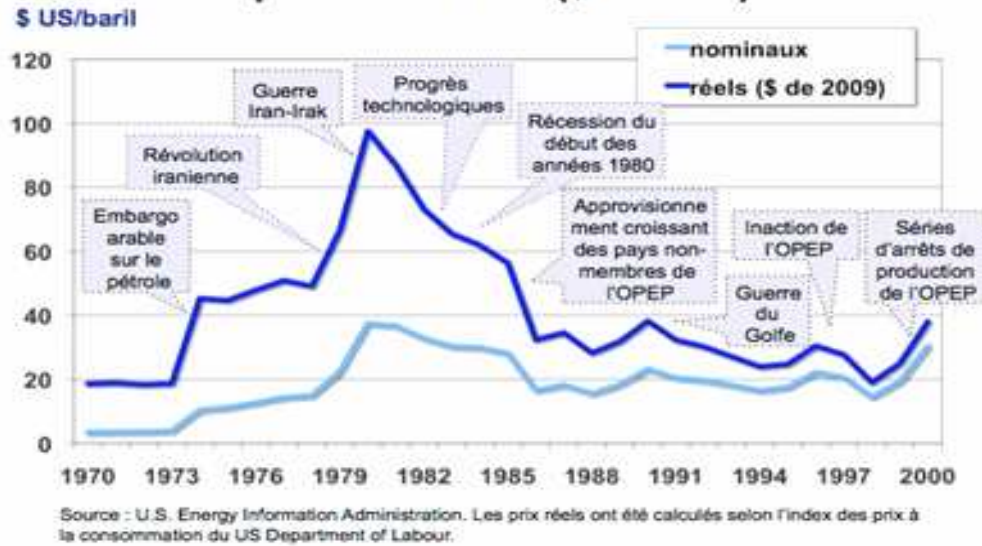
### **Prix du pétrole**

Selon l'étude faite en octobre 2010 par la Direction des ressources pétrolières du Canada, en juillet 2008, les prix du pétrole brut ont atteint des niveaux records, à savoir 133 \$ US le baril. Avant la récession à la fin de 2008, les prix du pétrole brut augmentaient sans cesse en raison des préoccupations croissantes relativement à l'approvisionnement, aux arrêts de production de l'OPEP et aux incertitudes géopolitiques dans certaines régions productrices clés. La demande croissante, en particulier dans les pays asiatiques non membres de l'OPEP comme la Chine et l'Inde, ainsi que la dévaluation du dollar américain par rapport à certaines monnaies clés, notamment l'euro, ont entraîné une hausse des prix du pétrole. Outre ces facteurs fondamentaux, une forte augmentation dans les investissements institutionnels importants (par exemple : banques, fonds spéculatifs et compagnies d'assurances) et des spéculateurs ont probablement appuyé ces montées des prix.

*Graphique 7A : Historique des prix de pétrole (1970 – 2000)*

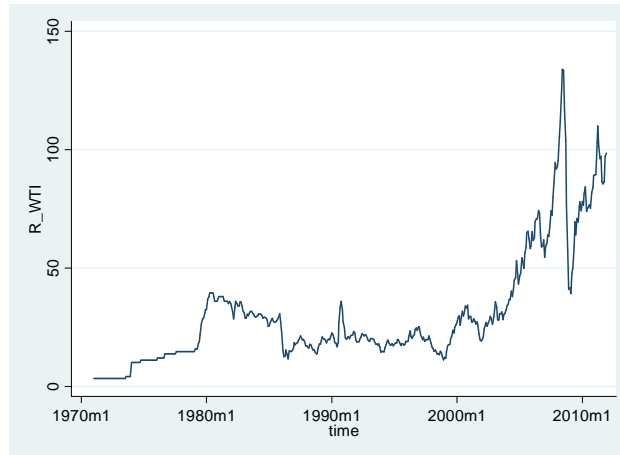


## Prix moyens annuels nominaux et réels du pétrole brut WTI (\$ de 2009)



Le graphique 7A montre l'historique du prix de pétrole de 1970 à 2000 et spécifie les causes d'augmentation ou de chute de son prix. Le graphique 7B présente l'évolution du prix de pétrole de 1971 à 2011, on remarque que le début de son augmentation a affiché à partir de l'année 2000.

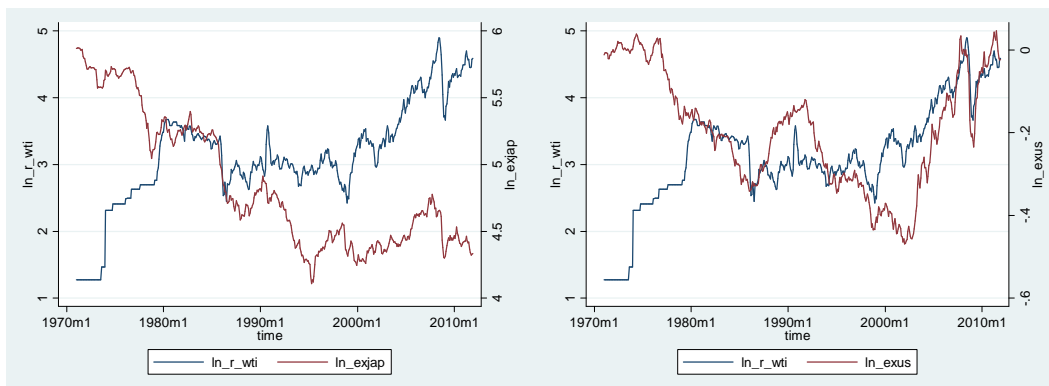
Graphique 7B : Historique des prix de pétrole (1970 – 2011)

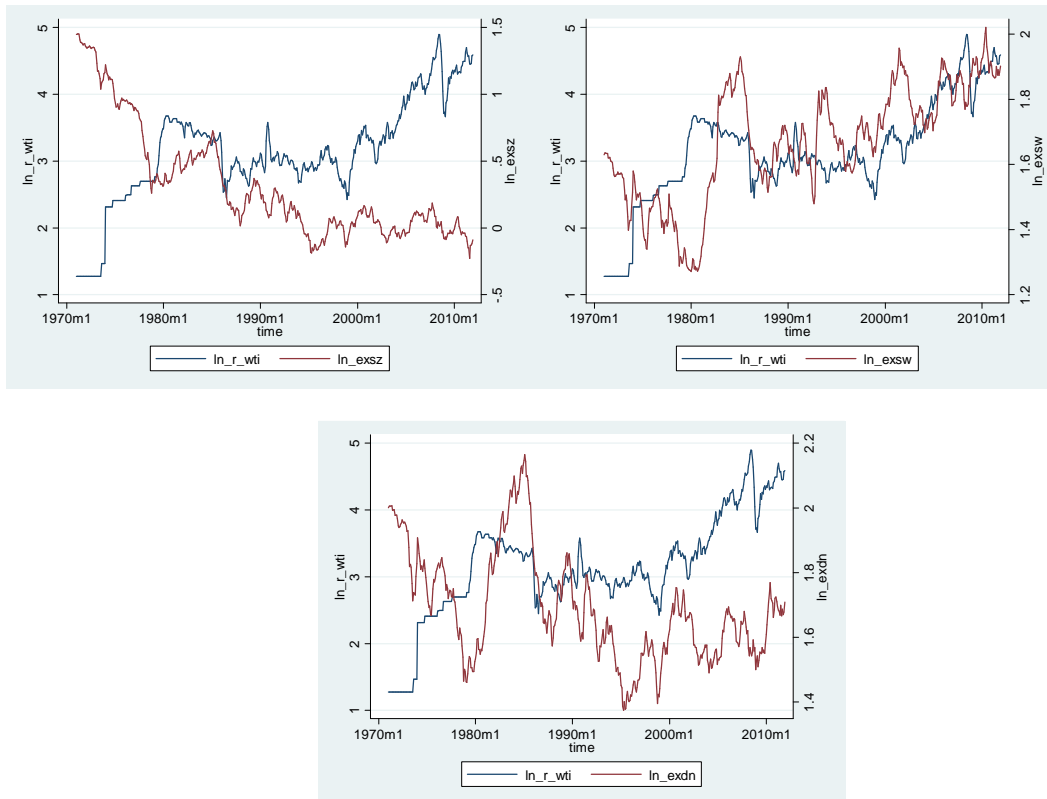


Selon les données récentes le baril de pétrole brut, qui a atteint 130 dollars en 2012 et un record de 145\$ en 2008, valait moins de deux dollars en 1970.

Les graphiques 8 suivantes représentent l'évolution des taux de change et le prix du pétrole.

Graphiques 8: Prix du baril de pétrole (1971 -2011) et les taux de change nominal





La statistique descriptive capte bien l'évolution du taux de change et les autres variables explicatives. Nous allons examiner, les résultats empiriques du modèle pour affirmer ou infirmer la performance de prévision du modèle incluant la règle de Taylor et le prix du pétrole.

### 5.3. Résultats de stationnarité des variables

Avant d'estimer l'équation de prévision (8), il est nécessaire de vérifier si les variables sont stationnaires.

Pour tester que les séries suivent un processus stationnaires, on utilise le test de Dickey–Fuller Augmenté (ADF) qui est la correction paramétrique de l'autocorrelation.

A cet égard et à l'aide du critère AIC, la détermination du nombre de retard  $p$  est nécessaire. Pour chaque série, la régression ADF est réalisée en utilisant les retards multiples.

Pour prendre en compte, d'une part la présence d'autocorrelation dans les séries économiques, et, d'autre part, l'hypothèse de tendance déterministe, on mène les tests de

racine unitaire dans les trois régressions suivantes : MODÈLE 1 est une série sans constante sans tendance, MODÈLE 2 est une série sans tendance mais avec constante et MODÈLE 3 qui est une série avec constante et tendance.

On commence par étudier le modèle générale (3) et on regarde si la tendance est significativement non différente de 0 ou non (deux cas possibles; premièrement si la série a une racine unitaire, alors elle possède une tendance stochastique donc la série n'est pas stationnaire stochastiquement, deuxièmement si la série est stationnaire, alors elle possède une tendance déterministe et on peut l'enlever pour rendre la série stationnaire ou la laisser, et dans ce cas la série sera stationnaire autour d'une tendance).

Si la tendance est significativement non différente de 0, on passe au modèle 2 et on cherche à savoir si la constante est significativement différente de 0 ou pas. Si la constante est significativement non différente de 0, on passe au modèle 1.

Après avoir choisi le modèle qui a la spécification compatible avec les données et après la détermination du retard on teste la racine unitaire. Si l'hypothèse de racine unitaire est rejetée, la variable est alors réputé être intégrées d'ordre 1 ou I(1).

Les principaux résultats des tests de racine unitaire sur les différentes variables étudiées des pays considérés (Canada, USA, Japon, Suisse, Suède et Danemark) sont présentés dans les tableaux suivants.

*Tableau 1 : Résultats de racine unitaires*

Variation Taux de change	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
USA	12	-5.76588	1.78	0.075	-1.6	0.111	-6.752 ***	1	I(0) à 1%
Japon	2	-4.26923	0.95	0.341	-1.63	0.104	-10.786***	1	I(0) à 1%
Suisse	2	-4.22443	1.46	0.146	-2.1	<b>0.036**</b>	-11.056***	2	I(0) à 1%
Suede	2	-4.68943	0.47	0.638	-0.23	0.818	-10.739***	1	I(0) à 1%
Danemark	2	-4.55483	0.76	0.447	0.83	0.404	-10.558***	1	I(0) à 1%

Taux d'inflation	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
Canada	2	-7.99019	-2.38	0.018	2.62	0.009	-2.869	3	
USA	10	-8.36211	-3.7	0	4.45	0	-4.861***	3	I(0) à 1%
Japon	11	-7.46115	-4.14	0	4.45	0	-5.393***	3	I(0) à 1%
Suisse	11	-8.27142	-2.94	0.03	3.46	0.01	-4.269***	3	I(0) à 1%
Suede	10	-7.33735	-4.32	0	4.71	0	-5.043***	3	I(0) à 1%
Danemark	8	-7.6059	-3.23	0.001	3.54	0	-3.850**	3	I(0) à 5%

Outputgap	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
Canada	7	2.19007	0.17	0.864	-0.04	0.967	-5.049***	1	I(0) à 1%
USA	5	1.22849	0.26	0.797	-0.07	0.942	-5.209***	1	I(0) à 1%
Japon	9	3.55763	0.01	0.994	0.09	0.93	-6.313***	1	I(0) à 1%
Suisse	7	2.72853	-0.2	0.838	0.2	0.84	-5.202***	1	I(0) à 1%
Suede	8	1.48817	-0.3	0.766	0.25	0.803	-5.626***	1	I(0) à 1%
Danemark	8	3.56687	-1.22	0.221	0.78	0.437	-4.891***	1	I(0) à 1%

Taux d'interet	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
Canada	12	0.757789	-2.99	0.003	2.94	0.003	-2.755	3	
USA	11	0.399976	-2.86	0.004	2.98	0.003	2.863	3	
Japon	2	0.077211	-2.65	0.008	2.65	0.008	-2.819	3	
Suisse	5	2.13408	-1.08	0.28	1.73	0.085	-2.177	1 ou 2	
Suede	9	5.42704	-1.97	0.05	2.65	0.008	-2.9	3	
Danemark	10	3.78307	-3.91	0	4.23	0	-4,314***	1	I(0) à 1%

Prix de Petrole	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
Ln rwti	2	-2.14699	1.78	0.076	2.78	<b>0.006*</b>	-2.61	2	

Taux de change réel	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
USA	11	-7.33755	0.29	0.769	-1.5	0.134	-1.333	1	
Japon	2	-5.88004	-0.41	0.684	2.15	0.032	-2.315	1	
Suisse	2	-5.89246	-1.24	0.217	1.38	0.167	-3.101	1	
Suede	2	-6.30674	1.65	0.1	2.63	0.009	-2.765	1 ou 2	
Danemark	2	-6.19437	-0.92	0.355	2.62	0.009	-2.829	1 ou 2	

Diff inflation	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
USA - CA	3	-7.97066	1.56	0.12	-1.4	0.163	-4,207***	1	
Japon - CA	12	-7.0426	-0.41	0.683	-0.58	0.564	-2.628	1	
Suisse - CA	11	-7.75031	1.75	0.08	-2.52	0.012	-3,284*	2	I(0) à 10%
Suede - CA	12	-7.10943	-1.46	0.146	1.76	0.078	-3,284**	1	I(0) à 5%
Dane. - CA	8	-7.23678	-1.89	0.06	2.42	0.016	-6,211***	2	I(0) à 1%

Diff Output (y)	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
USA - CA	4	2.09411	0.1	0.916	-0.12	0.908	-4,952***	1	I(0) à 1%
Japon - CA	9	3.66941	-0.00	0.998	0.04	0.967	-5,877***	1	I(0) à 1%
Suisse - CA	7	3.07584	-0.39	0.699	0.24	0.812	-4,08***	1	I(0) à 1%
Suede - CA	5	2.79659	-0.65	0.515	0.38	0.706	-3,844**	1	I(0) à 5%
Dane. - CA	9	4.06586	-1.13	0.259	0.67	0.503	-3,408*	1	I(0) à 10%

Diff tx d'intéret	lag	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model	Stationnarité
USA - CA	10	0.299696	1.26	0.207	-1.96	0.051	-2.623	1	
Japon - CA	7	0.801547	1.68	0.094	-3.16	0.002	-2.933	2 ou 3	
Suisse - CA	5	2.40737	1.99	0.047	-2.25	0.025	-2.486	3	
Suede - CA	5	5.4942	-1.06	0.288	0.41	0.683	-5,528***	1	I(0) à 5%
Dane. - CA	10	3.67404	-3.52	0	3.17	0.002	-5,229***	3	I(0) à 1%

En analysant les résultats du test de racine unitaire, certaines variables sont stationnaires.

Les variables non stationnaires sont différenciées une seule fois pour les rendre les variables stationnaires (voir le tableau 2).

Tableau 2 : Différentiation des variables non stationnaires

	L	AIC	t-trend	P- V	t-const.	P- V	Z(t)	Model
D1.infl_ca	12	-8.2052	-0.21	0.831	-0.02	0.985	-7,951***	1
D1.i_ca	11	0.756845	-1.43	0.152	1.01	0.311	-5,714***	1
D1.i_us	12	0.398634	-1.24	0.215	0.85	0.395	-5,739***	1
D1.i_jap	1	0.077116	-0.22	0.824	-0.29	0.771	-14,324***	1
D1.i_sz	12	0.477816	-0.51	0.612	0.4	0.687	-5,759***	1
D1.i_sw	8	5.43489	-0.57	0.567	0.43	0.669	-10,823***	1
D1.r_wti	6	5.03702	0.93	0.352	-0.21	0.832	-9,819***	1
D1.ln_r_wti	1	-2.13985	-0.31	0.753	0.97	0.331	-13,651***	1
D1.qt_us	12	-7.33861	1.02	0.306	-0.9	0.369	-6,249***	1
D1.qt_jap	1	-587029	1.27	0.206	-1.56	0.12	-13,351***	1
D1.qt_sz	1	-5.87652	1.12	0.262	-1.44	0.149	-13,555***	1
D1.qt_sw	1	-6.29797	0.77	0.444	-0.61	0.541	-13,819***	1
D1.qt_den	1	-6.18084	1.01	0.312	-1.17	0.243	-13,227***	1
D1.infl_diff_us	12	-8.14761	-0.37	0.711	0.45	0.655	-9,018***	1
D1.infl_diff_jap	12	-7.32764	0.26	0.793	-0.33	0.793	-7,644***	1
D1.idiff_us	8	0.309129	-0.17	0.868	0.25	0.802	-6,576***	1
D1.idiff_jap	6	0.817293	0.24	0.812	-0.29	0.772	-6,581***	1
D1.idiff_sz	12	2.3681	0.3	0.765	0.02	0.987	-6,058***	1

Etant donné que la variable dépendante  $\Delta S_{t+1}$  est stationnaire pour tous les pays, il n'y a pas besoin de tester la cointégration car le modèle est stationnaire, même si certaines variables explicatives sont non stationnaires.

#### 5.4. Autocorrelation et hétéroscédasticité des résidus du modèle

Pour tester la présence d'autocorrelation, nous avons choisi le test de Breusch-Godfrey test qui détecte la corrélation sérielle en utilisant un retard (L) pour chaque modèle et pour chaque pays.

Sous la nulle d'absence d'autocorrelation, la statistique de test converge asymptotiquement vers un Chi carré avec s degré de liberté, où s est le nombre de retard des résidus inclus dans la régression. Les résultats de test sont présentés au tableau 3, au niveau de significativité \*\*\* = (1%), \*\* = (5%) et \* = (10%), nous rejetons l'hypothèse nulle de non autocorrélation.

Tableau 3 : Autocorelation des résidus du modèle

Modèle	Japon		USA		Suisse		Suede		Danemark	
	B-G	L	B-G	L	B-G	L	B-G	L	B-G	L
1	0.0004***	10	0.212	24	0.0000***	24	0.001	24	0.0323	24
2	0.0000***	1	0.0151***	1	0.0079***	1	0.0000***	1	0.0002***	1
3	0.0002***	10	0.1682	24	0.0000***	24	0.0005	24	0.0211	24
4	0.0000***	1	0.0026***	1	0.0000***	1	0.0000***	1	0.0000***	1
5	0.0000***	24	0.4188	24	0.0000***	24	0.0006	24	0.0287	24
6	0.0027***	1	0.0014***	1	0.0000***	1	0.0000***	1	0.0000***	1
7	0.0000***	24	0.0129	24	0.0000***	24	0.0003	24	0.0159	24
8	0.0000***	1	0.0005***	1	0.0000***	1	0.0000***	1	0.0000***	1
9	0.0009***	10	0.2536	24	0.0000***	24	0.0017	24	0.0551	24
10	0.0000***	1	0.0116***	1	0.0074***	1	0.0000***	1	0.0000***	1
11	0.0000***	24	0.1561	24	0.0000***	24	0.0005	24	0.021	24
12	0.0000***	1	0.0019***	1	0.0000***	1	0.0000***	1	0.0000***	1
13	0.0000***	24	0.3004	24	0.0000***	24	0.0005	24	0.0278	24
14	0.0000***	1	0.0010***	1	0.0000***	1	0.0000***	1	0.0000***	1
15	0.0000***	24	0.2065	24	0.0000***	24	0.0003	24	0.0159	24
16	0.0000***	1	0.0004***	1	0.0000***	1	0.0000***	1	0.0000***	1

Pour voir si il y a l'hétéroscedasticité dans les résidus nous avons utilisé le test de 'AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity' (ARCH). Les résultats du test sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Hétéroscédasticité des résidus du modèle

Modèle	Japon	USA	Suisse	Suede	Danemark
	Arch ( L 4 )	Arch ( L20)	Arch ( L20 )	Arch ( L20 )	Arch ( L20 )
1	0.0000***	0.5922	0.0000***	0.0001***	0.0000***
2	0.0635***	0.0000***	0.3432*	0.4941	0.9188
3	0.0000***	0,7459	0.0000***	0.0004***	0.0000***
4	0.0394***	0.0000***	0.5359*	0.4769	0.9055
5	0.0000***	0.6218	0.0000***	0.0016***	0.0000***
6	0.0144***	0.0000***	0.628	0.5133	0.9227
7	0.0000***	0.5496	0.0000***	0.0091***	0.0000***
8	0.0000***	0.0000***	0.631	0.4397	0.9482
9	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
10	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
11	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
12	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
13	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
14	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
15	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
16	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

Sous l’hypothèse nulle qui est l’absence d’erreur ou d’effets d’ARCH, la statistique de test converge asymptotiquement vers un Chi-carré avec q degré de liberté, où q est le nombre de retards du carré de résidus inclus dans la régression auxiliaire. Si on rejette la nulle Au niveau de significativité \*\*\* = (1%), \*\* = (5%) et \* = (10%), on admet que la régression présente la variance du temps variant.

Les résidus pour le Japon et la Suisse sont autocorrélés et hétéroscédastique pour tous les seize modèles. Pour les Etats-Unis, Suede et Danemark, certains résidus sont autocorrélés et hétéroscédastiques.

## 6. Estimation et prévision

Pour estimer le modèle et réaliser la prévision hors - échantillon, nous avons adopté la méthode des régressions roulantes. Considérons un échantillon de taille T+1 où l’on consacre les R premières observations de cet échantillon à l’estimation et P observations pour l’évaluation de la prévision. Les estimations sont obtenues respectivement à partir des données allant de 1 à R, R+1 à T. Donc, l’estimation porte sur la période de 1973M3



– 1989M2 et la prévision sur le reste de la période. Pour chaque pays, un mois d’avance pour la prévision a été considéré.

Pour évaluer la précision des prévisions du modèle linéaire et de la marche aléatoire, nous utilisons les tests basés sur la comparaison des erreurs quadratiques moyenne de prévision (EQMP) de ces modèles. Une valeur plus faible de l’EQMP traduit une meilleure prévision du modèle comparativement à l’autre.

Le modèle de prévision utilisé est représenté par l’équation 8 en se basant sur les hypothèses de Molodtsova et Papell (2009) pour les coefficients, on a 16 modèles imbriqués :

- Asymétrique ( $\omega_q \neq 0$ ) ou symétrique ( $\omega_q = 0$ )
- Avec lissage ( $\omega_{di} \neq 0, \omega_{fi} \neq 0$ ) ou sans lissage ( $\omega_{di} = 0, \omega_{fi} = 0$ )
- Avec coefficients homogènes ( $\omega_{d\pi} = \omega_{f\pi}, \omega_{dy} = \omega_{fy}, \omega_{di} = \omega_{fi}$ ) ou Hétérogènes ( $\omega_{d\pi} \neq \omega_{f\pi}, \omega_{dy} \neq \omega_{fy}, \omega_{di} \neq \omega_{fi}$ )
- Sans constante ( $\omega = 0$ ) ou avec constante ( $\omega \neq 0$ )

Les seize modèles sont présentés de la manière suivante :

Modèle	Types de modèle			
1	Hétérogène	asymétrique	Avec lissage	Avec constante
2	Hétérogène	symétrique	Avec lissage	Avec constante
3	Hétérogène	asymétrique	Sans lissage	Avec constante
4	Hétérogène	symétrique	Avec lissage	Avec constante
5	Homogène	asymétrique	Avec lissage	Avec constante
6	Homogène	symétrique	Avec lissage	Avec constante
7	Homogène	asymétrique	Sans lissage	Avec constante
8	Homogène	symétrique	Avec lissage	Avec constante
9	Hétérogène	asymétrique	Avec lissage	Sans constante
10	Hétérogène	symétrique	Avec lissage	Sans constante
11	Hétérogène	asymétrique	Sans lissage	Sans constante
12	Hétérogène	symétrique	Avec lissage	Sans constante
13	Homogène	asymétrique	Avec lissage	Sans constante
14	Homogène	symétrique	Avec lissage	Sans constante
15	Homogène	asymétrique	Sans lissage	Sans constante
16	Homogène	symétrique	Avec lissage	Sans constante

Pour évaluer la performance de la prévision du modèle linéaire et celle de la marche aléatoire, on utilise les tests basés sur la comparaison des erreurs quadratiques moyenne de prévision de ces modèles. On teste l'hypothèse nulle  $H_0: EQMP_{ma} = EQMP_m$  contre l'alternative  $H_1: EQMP_{ma} > EQMP_m$ . Le rejet de la nulle signifie une meilleure prévision du modèle par rapport à la marche aléatoire.

Considérons que le modèle 1 qui est le modèle parcimonieux sans l'inclusion du prix de pétrole par lequel les erreurs de prévision sont donnés par  $\hat{e}_{1,t+1} = y_{1,t+1}$  et modèle 2, soit le modèle complet, model imbriqué, par lequel les erreurs sont donnés par  $\hat{e}_{2,t+1} = y_{2,t+1} - \hat{y}_{2,t+1}$  où  $\hat{y}_{1,t+1}$  est la prévision de la période t pour t+1 du modèle 1,  $\hat{y}_{2,t+1}$  est la prévision de la période t pour t+1 du modèle 2,  $y_{1,t+1}$  est la valeur actuelle à la période t+1. (Ici  $y_{1,t+1}$  représente la variation du taux de change  $\Delta S_{t+1}$ ).

Les erreurs quadratiques moyennes de prévision pour les deux modèles sont :

$$EQMP_1 = P^{-1} \sum_{t=T-P+1} (y_{t+1} - \hat{y}_{1,t+1})^2$$

$$EQMP_2 = P^{-1} \sum_{t=T-P+1} (y_{t+1} - \hat{y}_{2,t+1})^2$$

Etant donné les explications de Molodtsova et Papell (2009), la démarche proposée par Diebold et Mariano (1995) ou par West (1996) pour construire les statistiques de test apparaît peu performante lorsque les modèles à comparer sont emboîtés.

Les changements proposés par Clark et West (2006, 2007) et qui sont déjà utilisés par Molodtsova et Papell (2009) ont été adoptés dans cette étude. Il s'agit d'utiliser la procédure de EQMP ajusté pour construire les statistiques de CW.

Clark et West (2006, 2007) ont proposé  $EQMP_2$  ajusté, soit

$$EQMP^A = P^{-1} \sum_{t=T-P+1} (\hat{y}_{1,t+1} - \hat{y}_{2,t+1})^2$$

D'où le test devient,  $H_0: EQMP_1 = (EQMP_2^A)$  contre l'alternative

$$H_1: EQMP_1 > (EQMP_2^A)$$

Donc les variables de prévision d'un mois d'avance, calculé par Clark et West (2007), sont les suivantes :

$$\hat{f}_{t+1} = (y_{t+1} - \hat{y}_{1,t+1})^2 - [(y_{t+1} - \hat{y}_{2,t+1})^2 - (\hat{y}_{1,t+1} - \hat{y}_{2,t+1})^2] \text{ qui, a la fin des calculs devient}$$

$$\hat{f}_{t+1} = 2(y_{t+1})(\hat{y}_{2,t+1} - \hat{y}_{1,t+1})^2 + 2(\hat{y}_{1,t+1})(1 - \hat{y}_{2,t+1})$$

$$f \text{ barre} = EQMP_1 - EQMP_2^A = P^{-1} \sum_{t=T-P+1} \hat{f}_{t+1}$$

Le test devient dans ce cas; H0:  $f \text{ barre} = 0$  contre l'alternative H1:  $f \text{ barre} > 0$

Pour appliquer ce test, Clark et West (2007) propose de procéder à la régression de  $\hat{f}_{t+1}$  ajusté sur une constante et d'utiliser le t - statistique. On rejette l'hypothèse si le t - statistique est plus grand que +1,282 (pour un test unilatéral à 10 %) ou +1,645 (à 5%). Les erreurs standard des MCO sont utilisées, pour une période d'avance pour la prévision des erreurs.

La statistique CW est utilisé premièrement pour tester la capacité prédictible du modèle donné par l'équation (8) contre le modèle d'une marche aléatoire sans dérive. Ici, le modèle 1 représente la marche aléatoire et le modèle 2 représente le modèle basé sur la règle de Taylor incluant le prix du pétrole.

En comparant, la capacité prédictive, Clark et West (2006) ont montré que EQMP1 d'une marche aléatoire est donné par  $P^{-1} \sum_{t=T-P+1} (\hat{y}_{t+1})$  car  $(\hat{y}_{1,t+1})$  d'une marche aléatoire est égale à 0. Dans ce cas,  $\hat{f}_{t+1} = (y_{t+1})^2 - [(y_{t+1} - \hat{y}_{2,t+1})^2 - (\hat{y}_{2,t+1})^2]$  qui, à la fin des calculs devient  $\hat{f}_{t+1} = 2(y_{t+1}) (\hat{y}_{2,t+1})$

En second lieu, la statistique CW est utilisée pour tester si l'inclusion d'une autre variable, le prix du pétrole, améliore la performance de prévision du modèle. Par conséquent, le modèle 1 représente le modèle base sur la règle de Taylor sans le prix du pétrole et le modèle 2 est le même modèle incluant le prix du pétrole représenté par l'équation (8).

Pour utiliser ce test, Clark et West (2007) propose de procéder à la régression de  $\hat{f}_{t+1}^a$  sur une constante et d'utiliser la t - statistique. On rejette l'hypothèse si la t - statistique est plus grande que +1,282 (pour un test unilatéral à 10 %) ou +1,645 (à 5%). Puisque nous réalisons des prévisions ponctuelles pour une période, nous pouvons utiliser les erreurs standards des MCO.

## 6.1. Les résultats de l'estimation et de prévision

La prévision porte sur un mois en avance à partir de 1989M3 à 2011M12. Les résultats obtenus en utilisant le test de CW (2006) sont présentés dans les tableaux suivants.

**Tableau 5:** Les résultats de test de CW (Modèle 1 d'une marche aléatoire et modèle 2 complet avec la Règle de Taylor)

Modèle	Usa	Japon	Suisse	Suede	Danemark
1	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
2	0.658	0.742	0.534	0.581	0.017***
3	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
4	0.569	0.216	0.521	0.537	0.111*
5	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
6	0.926	0.292	0.836	0.984	0.822
7	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
8	0.289	0.180*	0.85	0.959	0.805
9	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
10	0.477	0.901	0.433	0.529	0.018***
11	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
12	1,000	0.722	0.269	0.476	0.024***
13	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
14	0.613	0.597	0.951	0.964	0.975
15	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
16	0.767	0.775	0.987	0.967	0.916

\*, \*\* et \*\*\* indiquent que le modèle linéaire basé sur la règle de Taylor sans le prix du Pétrole donne de meilleures prévisions que la marche aléatoire pour des seuils respectifs de 10%, 5% et 1 %. Sur seize modèles, 12 modèles donnent de meilleures prévisions pour le Danemark, 9 pour Japon, 8 pour les Etats-Unis, la Suisse et le Suède.

**Tableau 6: Les résultats de test de CW (Modèle 1 d'une marche aléatoire et modèle 2 complet avec la Règle de Taylor avec le prix de pétrole)**

Modele	Usa	Japon	Suisse	Suede	Danemark
1	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
2	0.000***	0.604	0.414	0.428	0.034**
3	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
4	0.004***	0.742	0.132	0.388	0.115*
5	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
6	0.013***	0.936	0.503	0.753	0.687
7	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
8	0.160*	0.704	0.389	0.661	0.637
9	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
10	0.020***	0.484	0.328	0.395	0.045**
11	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
12	0.001***	0.604	0.083**	0.348	0.057**
13	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
14	0.040**	0.679	0.35	0.665	0.538
15	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
16	0.030**	0.527	0.365	0.675	0.518

\*, \*\* et \*\*\* indiquent que le modèle linéaire basé sur la règle de Taylor incluant le prix du Pétrole donne de meilleures prévisions que la marche aléatoire pour des seuils respectifs de 10%, 5% et 1 %. Sur seize modèles, 16 modèles donnent de meilleures prévisions pour les Etats-Unis, 12 pour Danemark, 9 pour la Suisse, 8 pour Japon et Suède.

**Tableau 7: Les résultats de test de CW (Modèle 1, modèle complet avec la Règle de Taylor sans le prix de pétrole et le modèle 2, modèle complet avec la Règle de Taylor avec le prix de pétrole)**

Modele	Usa	Japon	Suisse	Suede	Danemark
1	0.0500**	0.596	0.034**	0.064**	0.002**
2	0.000***	0.000***	0.987	0.005***	0.000**
3	0.089**	0.646	0.774	0.293	0.168*
4	0.000***	0.000***	0.878	0.005***	0.001***
5	0.438	0.279	0.616	0.941	0.033**
6	0.000***	0.000***	0.931	0.004***	0.002***
7	0.475	0.030**	0.67	0.237	0.043**
8	0.000***	0.000***	0.896	0.005***	0.001***
9	0.104*	0.71	0.065**	0.819	0.136*
10	0.000***	0.000***	0.987	0.007***	0.001***
11	0.154*	0.694	0.757	0.896	0.180*
12	0.000***	0.000***	0.874	0.007***	0.001***
13	0.515	0.435	0.623	0.283	0.063**
14	0.000***	0.000***	0.889	0.005***	0.001***
15	0.369	0.404	0.629	0.972***	0.064**
16	0.000***	0.000***	0.889	0.004***	0.001**

\*, \*\* et \*\*\* indiquent que le modèle linéaire basé sur la règle de Taylor sans le prix du Pétrole donne de meilleures prévisions que celui incluant le prix du Pétrole pour des seuils respectifs de 10%, 5% et 1 %. Sur seize modèles, 16 modèles donnent de meilleures prévisions pour le Danemark, 12 pour les Etats-Unis, 10 pour le Suède, 9 pour le Japon et 2 pour la Suisse.

## 6.2. Choix du modèle

Pour choisir les modèles nous nous limitons à deux approches à savoir : le Modèle 1 d'une marche aléatoire et le modèle 2 complet avec la Règle de Taylor ainsi que le Modèle 1 d'une marche aléatoire et modèle 2 complet avec la Règle de Taylor avec le prix de pétrole.

Parmi les seize modèles, nous avons choisis les modèles qui donnent de meilleures prévisions en se basant sur les p-valeurs moins élevées.

Pour tous les pays, les Etats-Unis, le Japon, la Suisse, le Suède et le Danemark, les meilleurs modèles sont 1,3,5,7,9,11,13 et 15 au niveau de significativité de 1%.

## **7. Conclusion**

L'objectif de cette étude est de vérifier si l'inclusion de la variable du prix de pétrole dans le modèle améliorera la performance de prévision du modèle économétrique proposé par Molodtsova et Papell pour le Canada vis-à-vis du dollar américain et regarder si ce modèle marche pour le taux de change canadien vis-à-vis des autres monnaies à savoir yen japonais, franc suisse, couronne suédoise et couronne danoise.

Sur base des résultats obtenus, on peut conclure que les modèles de détermination du taux de change basés sur la règle de Taylor peuvent fournir de meilleures prévisions de cette variable que celles obtenues avec une marche aléatoire. Nous avons rejeté l'hypothèse nulle d'équivalence de prévision des deux modèles pour un seuil de 1 % dans 43 des 80 cas considérés en utilisant les tests de Clark et West (2006). On remarque que dans le cas du dollar canadien vis-à-vis de la couronne Danoise, le modèle basé sur la règle de Taylor a un pouvoir prédictif plus élevé que celui de la marche aléatoire.

A l'inclusion du prix de pétrole, les modèles de détermination du taux de change basés sur la règle de Taylor fournissent plus de meilleures prévisions de cette variable que celles obtenues avec une marche aléatoire comparativement aux modèles qui n'incluent pas le prix du pétrole surtout pour les États Unis. Nous avons rejeté l'hypothèse nulle d'équivalence de prévision des deux modèles pour un seuil de 1 % dans 45 des 80 cas considérés en utilisant les tests de Clark et West (2006). On remarque que dans le cas du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain, le modèle basé sur la règle de Taylor incluant le prix du pétrole a un pouvoir prédictif plus élevé que celui de la marche aléatoire.

Pour les deux approches, le modèle *asymétrique, homogène, sans lissage et avec constante* a donné de meilleurs résultats parmi les 16 modèles que nous avons considérés.

## 8. Biographie

- Amano, Robert A. et van Norden, Simon (1995), "Exchange Rates and Oil Prices", document de travail, Banque du Canada, septembre 1995, pp. 1-29.
- Desjardins (2011), Sensibilité du dollar canadien aux taux d'intérêt. Faut-il être plus prudent dans le relèvement des taux d'intérêt?
- Direction des ressources pétrolières - Secteur de l'énergie Canada (Octobre 2010), Examen des enjeux qui influence le prix du pétrole.
- Jean-François Vidal (2010), Crises et transformations du modèle social-démocrate suédois, P. 1 -60.
- Lafrance, Robert et van Norden, Simon, (1995), "Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien", Département des Relations internationales du Canada, page 17-33.
- Lalonde, R. et P. Sabourin (2003), Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain. Document de travail 2002-2003, Banque du Canada.
- 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.
- Patrick ARTUS (2008), Y-a-t-il vraiment un lien entre le prix du pétrole et le taux de change du dollar ? Natix.
- Tessier D. et Djoudad R., Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/ Etats-Unis. Banque du Canada, 2000, pp. 1 – 15.
- Uctum R. (2007), Econométrie des modèles à changements de régimes : un essai de synthèse. *L'Actualité Economique – Revue d'Analyse Economique*, 83(4), 447-482.
- V. Lamblin, (2011), Garonne 2050, pp. 1 – 15.