

Université de Montréal

Rapport de recherche

Modélisation et prévision du taux de change canadien
A l'aide du modèle ESTAR

Rédigé par :
GARCON Jean Hans

Dirigé par :
CARRASCO Marine

Département de sciences économiques
Faculté des arts et des sciences

Date de soumission : 9 août 2012

Résumé

Dans ce rapport de recherche, on a présenté une étude de modélisation et de prévision du taux de change canadien en utilisant un modèle non linéaire ESTAR. On a analysé les déviations par rapport à l'équilibre de la parité du pouvoir d'achat du Canada et de ses 4 partenaires commerciaux les plus importants, soient les États-Unis, le Royaume-Uni, le Japon et l'Allemagne. On a trouvé que les dynamiques des taux de change suivent bien un modèle non linéaire, toutefois en utilisant la statistique de Clark et West (2006), on a trouvé que les capacités prédictives du modèle non linéaire sont très faibles. Une évaluation des prévisions du modèle ESTAR et d'un modèle autorégressif stationnaire AR(1) montre que le modèle ESTAR ne peut pas battre le modèle AR(1) en termes de prédiction.

Sommaire

I.	Introduction	1
II.	Revue de littérature	2
	Meese et Rogoff (1983).....	2
	Mark (1995).....	4
	Kilian, L. et M. Taylor (2003)	6
III.	Le modèle ESTAR.....	9
IV.	Analyse des données.....	12
	Description	12
	Test de Stationnarité	15
	Test de linéarité et Estimation du paramètre de retard	19
V.	Estimation	20
VI.	Normalité	24
VII.	Prévision.....	25
VIII.	Conclusion	28
IX.	Références.....	29

Tableaux

Tableau 1 : résumé statistique des taux de change	14
Tableau 2: résultat des tests de stationnarité des taux de change	16
Tableau 3 : résultat des tests de stationnarité des indices de prix	17
Tableau 4 : résultat des tests de cointégration.....	17
Tableau 5 : résultats des tests de stationnarité des déviations des taux de change	18
Tableau 6 : estimation de p et d	20
Tableau 7 : estimation des paramètres non linéaires.....	21
Tableau 8 : résultat des tests de normalité.....	24
Table 9 : statistiques d'évaluation des prévisions.....	27

Figures

Figure 1 : fonction de transition logistique	10
Figure 2 : fonction de transition exponentielle.....	11
Figure 3 : évolution des taux de change nominaux	13
Figure 4 : évolution des indices de prix à la consommation	14
Figure 5 : les courbes des déviations	18
Figure 6 : Fonction de transition US/CA.....	22
Figure 7 : Fonction de transition UK/CA.....	22
Figure 8 : Fonction de transition JP/CA.....	23
Figure 9 : Fonction de transition DM/CA	23

I. Introduction

La prévision du taux de change est l'un des sujets de recherche en macroéconomie et en finance internationale qui a fait couler beaucoup d'encre durant les dernières décennies. Plusieurs modèles de modélisation et de prévisions se basant principalement sur les fondamentaux économiques tels que l'offre de monnaie, la balance commerciale et le PIB ont été proposés et largement acceptés jusqu'au jour où Meese et Rogoff (1983) ont rejeté complètement ces modèles dans un article où ils ont montré qu'aucun des modèles existants ne pouvait prédire les valeurs futures du taux de change mieux qu'une simple marche aléatoire. Depuis la publication des résultats de Meese et Rogoff (1983), la majorité des recherches étudiant les fluctuations du taux de change ont eu pour objet de trouver des modèles linéaires ou non linéaires pouvant prédire ces dynamiques mieux que la marche aléatoire. Par exemple, Mark (1995) a publié ses découvertes montrant que des modèles monétaires peuvent prédire parfaitement l'évolution du taux de change à des horizons relativement longs. Molodtsova et Papell (2009), en se basant sur la règle de Taylor, ont étudié la prévision hors échantillon du taux de change nominal du dollar américain par rapport aux monnaies des 12 pays de l'OCDE. Ils ont trouvé des résultats satisfaisants pour la prévision de la variation du taux de change à court terme pour 11 de ces 12 pays. Kilian et Taylor (2003) ont trouvé à leur tour que les fluctuations du taux de change peuvent être prédites à des horizons de 2 à 3 ans en utilisant un modèle non linéaire.

Dans ce rapport, nous apportons notre contribution dans ce débat avec une étude sur l'estimation et la prévision des déviations des taux de change nominaux par rapport à la parité du pouvoir d'achat PPA durant la période post Bretton Woods pour le Canada et ses 4 principaux partenaires commerciaux, soient : les États-Unis, le Japon, le Royaume-Uni et l'Allemagne.

Nous utilisons la classe des modèles ESTAR pour examiner la dynamique d'ajustement des taux de change vers la PPA. En utilisant les tests statistiques traditionnels de Diebold et Mariano (1995), nous avons trouvé des résultats fortement similaires à ceux de Kilian et Taylor

(2003) où le modèle ESTAR prédit mieux les déviations des taux de change nominaux qu'un modèle autorégressif stationnaire AR(1), toutefois, quand on tient compte du fait que les modèles sont emboîtés et utilise conséquemment les statistiques suggérés par Clark et West (2006), à la surprise générale, le modèle ESTAR ne peut plus battre le modèle AR(1) stationnaire en termes de prédiction. La suite de cette étude est organisée comme suit : dans la deuxième section nous résumons trois articles majeurs parmi les nombreuses études réalisées sur la modélisation et la prévision du taux de change. Dans la troisième section, nous présentons le modèle STAR, puis nous introduisons le modèle ESTAR. Les sections 4, 5, et 6 incluent l'analyse des données, les tests de stationnarité, l'estimation des paramètres et les tests de normalité. Enfin, dans la section 7, nous étudions la performance du modèle ESTAR par rapport au modèle autorégressif AR(1), et nous concluons dans la section 8.

II. Revue de littérature

Meese et Rogoff (1983)

Dans un article séminal, Meese et Rogoff ont étudié en 1983 la valeur prédictive hors échantillon des modèles monétaires structurels du taux de change et l'ont comparée avec celle de la marche aléatoire naïve. A la surprise générale, ils ont découvert que les modèles basés sur les fondamentaux économiques n'arrivent pas à battre la marche aléatoire en terme de prédiction.

Dans leur étude, Meese et Rogoff ont considéré les 3 principaux modèles structurels les plus connus et utilisés. Il s'agit du modèle monétaire de flexibilité des prix (Frenkel et Bilson), du modèle monétaire de prix rigide (Dornbusch-Frenkel) et du modèle de prix rigide des actifs financiers (Hooper et Morton).

La spécification générale des modèles pour la détermination du taux de change se présente sous la forme réduite suivante :

$$s = a_0 + a_1 (m - m^*) + a_2 (y - y^*) + a_3 (r_s - r_s^*) + a_4 (\pi_c - \pi_c^*) + a_5 TB + a_6 TB^* + u \quad (1)$$

où

- s : le logarithme de taux de change.

- $m - m^*$: le logarithme de l'offre de monnaie domestique sur l'offre de monnaie étrangère.
- $y - y^*$: le logarithme du ratio du revenu réel domestique 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.

Meese et Rogoff supposent que le taux de change est homogène de degré 1 relativement à l'offre de monnaie, c'est-à-dire $a_1=1$.

Pour les différents modèles, on a les hypothèses suivantes :

1. La parité du pouvoir d'achat PPA est respectée pour le modèle monétaire à prix flexible de Frenkel et Bilson, ce qui implique $a_4 = a_5 = a_6 = 0$ dans l'équation (1) ci-dessus.
2. Le modèle à prix rigide de Frenkel et Dornbusch (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. Pour le modèle Hooper et Morton aucun des coefficients n'est pas fixé à zéro. Ce modèle permet des changements dans le taux de change réel à long terme.

Des observations mensuelles du taux de change allant de la période de mars 1973 à Juin 1981 sont considérées, et les auteurs ont choisi les paires suivants : US dollar/yen Japonais, US dollar/livre anglaise, US dollar/mark allemand. Les modèles sont observés mensuellement et ils affichent des tendances non désaisonnalisées. En effet, le choix des données non désaisonnalisées permet d'éviter d'utiliser certaine information qui n'est pas présente à une période donnée de prévision.

Meese et Rogoff 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 par MCO et MCG où ils corrigent pour la corrélation par la méthode de Cochrane–Orcutt et la méthode de FAIR (1970) de variables instrumentales. Les variables telles que l'offre de monnaie, le taux d'intérêt à court terme, le taux d'inflation à long-terme anticipé sont

considérées comme des variables endogènes. Par contre le PIB réel est regardé comme une variable exogène. Ensuite ils décident de choisir la méthode hors échantillon pour faire les prévisions. Ces prévisions sont réalisées pour des périodes de un, trois, six, et douze mois. Ils remarquent 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, les prévisions deviennent de moins en moins précises. 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. Ils remplacent le taux d'intérêt à long terme par d'autres "Proxy" mais cela donne aussi de mauvais résultats sauf pour le "Proxy" du différentiel d'inflation qui génère de meilleures prévisions que la marche aléatoire pour un horizon d'un mois pour 2 modèles.

Ils estiment chaque modèle pour chaque taux de change. Enfin, pour comparer les modèles de prévisions hors échantillon, ils utilisent le critère de RMSE (root mean square error). La racine carrée moyenne des erreurs (RMSE) est l'outil essentiel pour contraster les prévisions, mais si les taux de change montrent une non-normalité avec une variance infinie, alors l'erreur-absolu-moyenne (MAE) sera plus adéquate. Ce critère est aussi utile dans le cas où la distribution a des queues assez larges même si la variance est finie. La dernière statistique, l'erreur-moyenne (ME) offre une autre façon d'évaluer la robustesse.

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 réalisées des variables explicatives, plutôt que prédites. Cette étude remet donc en question les modèles macroéconomiques qui expliquent les mouvements des taux de change.

Mark (1995)

En prenant la défense des modèles monétaires de prévision du taux de change, Marc (1995) a trouvé des prévisions du taux de change à des horizons relativement longs meilleures que la marche aléatoire grâce à une procédure de bootstrap.

Dans son article, Mark a trouvé qu'à long-terme, les changements dans le logarithme du taux de change sont prévisibles. Mark a adopté l'approche monétaire de la détermination du

taux de change utilisée dans plusieurs études indiquant que le taux de change est fonction de la masse monétaire, du taux d'intérêt et du revenu dans les deux pays considérés. En supposant que l'élasticité du revenu est identique dans les deux pays et est égale à l'unité, on a la formulation linéaire suivante du modèle de Mark :

$$s_t = (m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*) - (\Phi i_t - \Phi^* i_t^*)$$

où s_t , m_t , y_t représentent respectivement le logarithme du taux de change, de la masse monétaire et du revenu au temps t , i_t est le niveau du taux d'intérêt tandis que ϕ est une constante positive. Les astérisques symbolisent les variables et les paramètres du pays étranger.

En outre, il a supposé que le différentiel du taux d'intérêt est nul et a défini un taux de change fondamental f_t tel que :

$$f_t = (m_t - m_t^*) - (y_t - y_t^*)$$

Puis, il a représenté la variation en logarithme du taux de change nominal comme une fonction de sa déviation par rapport à ce taux de change fondamental :

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_k + \beta_k z_t + v_{t+k,t} \text{ avec } z_t = f_t - s_t$$

α_k et β_k sont les coefficients projetés des moindres carrés ordinaires et $v_{t+k,t}$ l'erreur de projection.

Mark (1995) a utilisé les données trimestrielles pour les États-Unis, le Canada, l'Allemagne, le Japon et la Suisse pour la période allant de 1973:2 au 1991:4, soient 76 observations. Le modèle est estimé par MCO, mais il fallait éviter des problèmes d'autocorrélation et de biais. D'abord, à cause de l'autocorrélation de la variable indépendante, les coefficients α_k et β_k seraient biaisés si les observations sont en petit nombre, ce qui rendrait l'inférence usuelle invalide. Ensuite, pour un horizon de prévision supérieur à l'unité, les erreurs de prévision qui se chevauchent auraient une autocorrélation d'ordre $(k-1)$. Donc l'utilisation des écarts types de Newey-West (1987) a été la solution logique à ces problèmes. Par ailleurs, étant donné que l'estimateur de MCO de β_k peut être biaisé si la taille de l'échantillon est

petite, Mark (1995) a utilisé la méthode de bootstrap pour déterminer les propriétés statistiques de ses résultats.

Les inférences économétriques effectuées testent si les coefficients β_k de la régression sont zéro ou non, l'auteur teste aussi si les prédictions hors échantillon sont significativement plus précises que celles de la marche aléatoire sans dérive. Pour comparer les deux prévisions, l'auteur a utilisé le ratio de l'erreur quadratique moyenne de prévision du modèle monétaire sur celle de la marche aléatoire. Il a trouvé que ce ratio était globalement inférieur à 1 pour tous les horizons de prévision considérés dans le cas du franc suisse et du yen japonais. Ce résultat est valable aussi dans le cas du deutschemark allemand pour 12 et 16 trimestres. Aussi, il arrive à démontrer qu'en utilisant la méthode bootstrap, les coefficients des pentes ainsi que le R^2 augmentent avec les augmentations des horizons des prévisions, et pour trois des taux changes étudiées, les prévisions hors-échantillon sont plus performantes que la marche aléatoire sans constante à long-terme.

De manière générale, il a conclu que les prévisions hors échantillon du modèle ont été plus performantes que celles de la marche aléatoire à long terme.

Kilian, L. et M. Taylor (2003)

Tout comme Mark (1995), Kilian et Taylor (2003) se sont évertués à trouver des modèles qui peuvent prédire mieux que la marche aléatoire les valeurs futures du taux de change pour rejeter les résultats de Meese et Rogoff (1983). Toutefois, les auteurs Kilian et Taylor ont abandonné l'approche linéaire et adopté des modèles non linéaires, et ont testé la stationnarité des séries à l'aide de bootstrap.

Kilian et Taylor ont utilisé des données trimestrielles de 1973Q1 à 1998Q4 pour le taux de change du dollar américain face à 7 devises dont le dollar canadien. Les auteurs ont utilisé un modèle général STAR (2) de la forme

$$z_t - \mu_z = \Phi(z_{t-d}, \mu_z, \Gamma) [\Phi_1(z_{t-1} - \mu_z) + \Phi_2(z_{t-2} - \mu_z)] + u_t \quad \text{avec } u_t \sim \text{i.i.d}(0, \sigma^2) \quad (1)$$

Φ est la fonction de transition et elle détermine le degré de non linéarité dans le modèle.

Puis en supposant que la fonction de transition a une forme exponentielle, le vecteur des paramètres de transition Γ est de dimension 5, et $\Phi_1 + \Phi_2 = 1$, ils ont déduit le modèle ESTAR(2) suivant :

$$z_t - \mu_z = (\exp \{ \gamma \sum_{d=1}^5 (z_{t-d} - \mu_z)^2 \}) [\Phi_1 (z_{t-1} - \mu_z) + (1 - \Phi_1) (z_{t-2} - \mu_z)] + u_t$$

où z_t est la déviation du taux de change par rapport à l'équilibre de la parité du pouvoir d'achat PPA(en forme logarithmique), Φ est la fonction de transition et μ_z est le niveau du taux de change à long terme ou la moyenne. Les auteurs ont souligné que ce modèle est particulièrement approprié au taux de change car il implique parfaitement les ajustements du taux de change qui peuvent fluctuer au-dessus ou en dessous de l'équilibre.

Puis ils ont estimé le modèle ESTAR par moindres carrés non linéaires pour 7 pays et ont trouvé des preuves empiriques de la dynamique non linéaire des sept taux de change réels par rapport au dollar. Pour le Canada, par exemple, le paramètre de transition estimé, $\gamma = -0.7060$ est de bon signe et statistiquement significatif. Ces résultats corroborent les preuves présentées dans Taylor et al. (2001) qu'il y a une forte mais non linéaire réversion moyenne (mean reversion) dans le taux de change réel mensuel du dollar. Toutefois les auteurs n'ont pas mentionné quelle technique de MCN utilisée. La technique la plus courante est celle de Gauss-Newton connue sous le nom d'algorithme de Gauss-Newton. Cet algorithme génère parfois de la multicolinéarité, rendant en conséquence ses matrices singulières. Bates et Watson (1988) ont proposé l'utilisation du compromis de Levenberg-Marquardt pour remédier à ce problème. De plus la sélection des valeurs initiales est capitale dans l'algorithme d'optimisation pour donner de bons résultats et là encore les auteurs n'ont pas spécifié quel procédé a été utilisé pour les choisir.

Pour les inférences économétriques, Ils ont proposé un outil facile de test statistique du modèle de marche aléatoire des taux de change nominaux pour vérifier l'efficacité prédictive de leur modèle. Soit :

$$e_{t+k} - e_t = \alpha_k + \beta_k z_t + \varepsilon_{t+k}$$

où e_t est le taux de change nominal et z_t est obtenu selon le modèle non linéaire de l'équation (1), et avec comme hypothèse nulle $\beta_k = 0$ contre l'alternative $\beta_k < 0$. Comme les erreurs sont

autocorrélées et les valeurs critiques sont biaisées pour des échantillons petits, les auteurs ont utilisé une approximation bootstrap en échantillon fini d'une distribution de test statistique sous l'hypothèse nulle de non prédictibilité des taux d'échange.

Le test proposé est non seulement très précis sous l'hypothèse nulle d'aucune prévisibilité du taux de change, mais il est aussi très puissant contre d'autres alternatives non linéaires, même dans des échantillons relativement petits. Ce test est basé sur la méthode de bootstrap pour générer des valeurs critiques sous l'hypothèse nulle que le taux de change nominal suit une marche aléatoire.

La procédure de bootstrap proposée ici s'applique aux principes de tests d'hypothèses imbriqués (nested hypothesis testing). Il y a deux étapes :

- Dans l'étape 1, on écrit la représentation sans restriction de la forme réduite des données. Ce processus sans restriction doit être compatible avec les données. Il doit également englober le modèle restreint dans le cadre de l'hypothèse nulle, ainsi que le modèle sans restriction en vertu de l'hypothèse alternative.
- Dans l'étape 2, on génère des valeurs critiques en estimant le processus sujet aux restrictions sous l'hypothèse nulle et en simulant la distribution des tests statistiques par des répliques répétées.

En utilisant ce test, les auteurs ont montré pour les 7 pays de l'OCDE que la prévision du taux de change par rapport au dollar est améliorée de façon spectaculaire à mesure que l'horizon de prévision est allongé d'un trimestre à plusieurs années.

Le test a démontré une forte évidence empirique contre le modèle de marche aléatoire à des horizons de 2 à 3 ans. Par exemple, sur la base des tests dans l'échantillon, à l'horizon de 3 ans ils ont pu rejeter le modèle de la marche aléatoire au niveau de 10% pour cinq ou six parmi les 7 pays étudiés. Leur découverte comme Mark (1995) a soutenu la thèse de prévision du taux de change par des modèles basés sur les fondamentaux économiques, rejetant ainsi les arguments de Meese et Rogoff (1983).

III. Le modèle ESTAR

Notre étude a pour objectif la prévision du taux de change réel du dollar canadien en utilisant un modèle non-linéaire. On a choisi le modèle autorégressif à transition lisse (STAR) introduit par Granger et Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994), et par Kilian et Taylor (2003). Le modèle STAR (Smooth Transition Autoregressive) est en fait une extension du modèle TAR (Threshold Autoregressive) initialement introduit par Tong et Lim (1980). Le modèle STAR permet à la variable étudiée d'alterner entre deux régimes différents avec une fonction de transition souple entre ces régimes. La méthodologie STAR est préférée à celle du TAR parce que le changement de régime est lisse, contrairement au modèle TAR où la brutalité de la transition entre les régimes met en doute la crédibilité des prévisions qui en sont issues.

Le modèle STAR développé par Granger et Teräsvirta (1993) a la forme suivante :

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p (a_i y_{t-i}) + F(y_{t-d}) \left[\beta_0 + \sum_{i=1}^p (\beta_i y_{t-i}) \right] + \varepsilon_t$$

où y_t est une série stationnaire et ergodique, α_0 et β_0 sont des constantes, ε_t est un processus i.i.d $(0, \sigma^2)$, et $F(y_{t-d})$ est la fonction de transition bornée entre zéro et un. Dans ces modèles, la non-linéarité se pose par conditionnement sur les valeurs retardées du taux de change réel. L'ajustement a lieu à chaque période, mais la vitesse varie en fonction de l'étendue des déviations par rapport à l'équilibre de la parité. Comme mentionné avant, contrairement au modèle TAR, le changement de régime du modèle STAR est graduel.

Teräsvirta et Anderson (1993) considèrent deux variantes de la fonction de transition. Ils proposent la fonction de transition logistique et la fonction de transition exponentielle.

Soient :

$$F(y_{t-d}) = [1 + \exp(-\gamma(y_{t-d} - c))]^{-1} \quad : \text{ la fonction de transition logistique}$$

$$F(y_{t-d}) = 1 - \exp(-\gamma(y_{t-d} - c)^2) \quad : \text{ la fonction de transition exponentielle}$$

où γ est un paramètre strictement positif mesurant la vitesse de transition entre les 2 régimes, et c représente le seuil entre les 2 régimes. Le modèle avec la fonction de transition logistique

est le LSTAR tandis celui avec la fonction de transition exponentielle est appelé le ESTAR, donc on a les deux modèles non linéaires suivants :

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p (a_i y_{t-i}) + [1 + \exp(-\gamma(y_{t-d} - c))]^{-1} \left[\beta_0 + \sum_{i=1}^p (\beta_i y_{t-i}) \right] + \varepsilon_t \quad (\text{LSTAR})$$

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p (a_i y_{t-i}) + [1 - \exp(-\gamma(y_{t-d} - c)^2)] \left[\beta_0 + \sum_{i=1}^p (\beta_i y_{t-i}) \right] + \varepsilon_t \quad (\text{ESTAR})$$

Ces deux modèles impliquent l'existence de deux régimes extrêmes distincts dans les dynamiques des séries, correspondant aux valeurs extrêmes de la fonction de transition 0 et 1 et une continuité de régimes associés aux valeurs intermédiaires de la fonction de transition. Ils génèrent néanmoins des changements de régimes de nature différente.

La fonction de transition logistique a la forme d'un S allongé (Figure 1). Elle s'annule, lorsque y_{t-d} s'éloigne du seuil c par le bas, et tend vers 1 lorsque la variable de transition est très supérieure à c . Elle définit ainsi deux régimes extrêmes associés aux valeurs hautes et basses de y_{t-d} relativement au seuil c : un régime bas et un régime haut, entre lesquels on transite graduellement. Cette représentation à changement de régime a par exemple été appliquée à la modélisation des fluctuations cycliques du PIB par Teräsvirta et Anderson (1992), Granger, Teräsvirta et Tjostheim (1994). Elle permet de distinguer la dynamique des expansions et des récessions.

Figure 1 : fonction de transition logistique

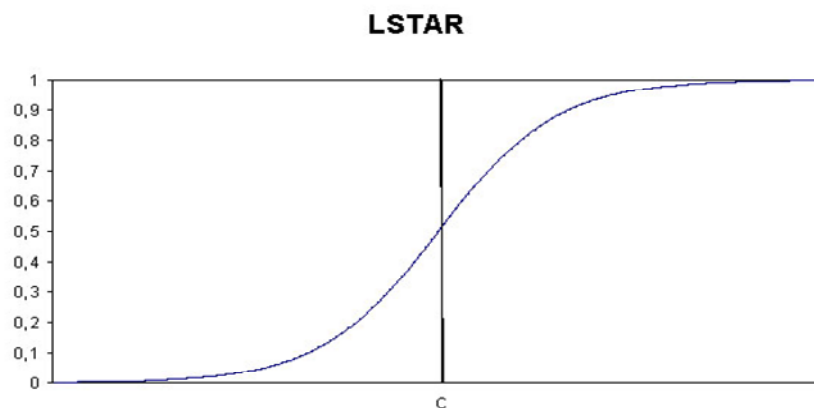
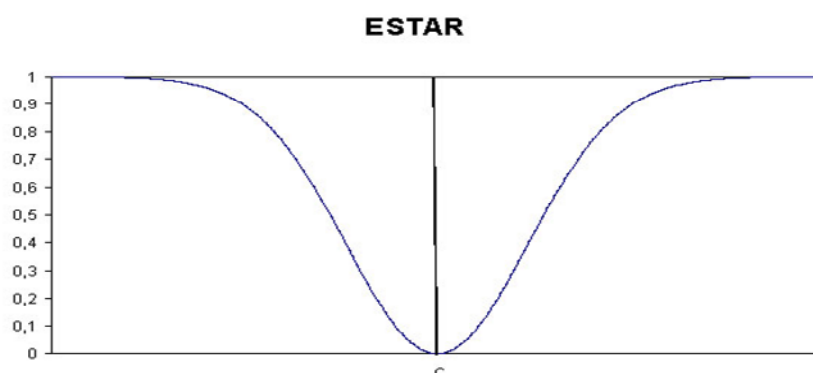


Figure 2 : fonction de transition exponentielle



Le profil de la fonction exponentielle est complètement différent (Figure 2). Il est en forme de U puisque la fonction exponentielle tend à s'annuler pour des valeurs y_{t-d} proches du seuil et est égale à 1 quand y_{t-d} s'éloigne de c par le bas comme par le haut. Il y aura donc deux régimes extérieurs de même dynamique associés aux valeurs hautes et basses y_{t-d} et un régime central pour les valeurs y_{t-d} proches de c . Dans ce cas, les régimes extrêmes sont identiques en s'opposant à la dynamique d'un régime intermédiaire.

La fonction logistique n'est pas la plus plausible pour la modélisation des séries de taux de change réel, car elle n'est pas symétrique aux déviations positives ou négatives par rapport à PPA (parité du pouvoir d'achat). Par contre, la fonction exponentielle permet une transition en douceur entre les régimes et des ajustements symétriques pour les déviations au-dessus et en dessous de la valeur d'équilibre. Cette fonction s'avère plus pertinente pour la modélisation du taux de change car elle a un certain nombre de propriétés plus intéressantes. Par exemple, par sa distribution en forme de cloche renversée autour de zéro, elle peut capturer la réponse symétrique à des écarts positifs et négatifs par rapport à son équilibre fondamental. Une autre caractéristique très importante du modèle est qu'il emboîte le modèle autorégressif AR(p), donc il permet de tester la linéarité avant même d'appliquer des modèles non linéaires. Une représentation alternative aurait été un modèle MR-LTAR spécifié par Bec, Ben Salem et Carrasco (2004, 2010) qui est en mesure de reproduire à la fois les ajustements brusques du modèle LSTAR et les ajustements lisses du modèle ESTAR.

IV. Analyse des données

Description

Les données utilisées dans cette étude sont des séries de l'index du prix de consommation et des séries du taux de change nominal bilatéral du Canada et de 4 pays qui sont des partenaires commerciaux majeurs du Canada, soient les États-Unis, le Japon, le Royaume-Uni, et l'Allemagne: US/CA, JP/CA, UK/CA, DM/CA. Ces données proviennent principalement de la banque du Canada et de FRED (Federal Reserve Economic Data). Elles se composent de logarithmes des observations mensuelles allant de 1975:M1 à 2011:M5 pour le Canada, les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon et de 1975:M1 à 1998:M12 pour l'Allemagne. L'échantillon contient alors 288 observations pour l'Allemagne et 437 observations pour les autres pays. Le choix du début de la série correspond au début de la période de flottement de toutes les grandes monnaies après les accords de Bretton Woods. On a divisé la série en deux périodes. Pour l'Allemagne, la première période s'étend de janvier 1975 à décembre 1990, elle est utilisée pour l'estimation, tandis que le reste de l'échantillon est consacrée à la prévision hors échantillon. Pour les autres pays, on prend les 288 premières observations pour l'estimation et le reste pour la prévision. Le choix des périodes est fait tout simplement en se basant sur les recommandations de prendre toujours les 2/3 des observations pour l'estimation et le 1/3 pour la prévision quand on réalise des études avec des séries chronologiques relativement longues.

Pour déterminer les déviations du taux de change, on utilise le modèle d'équilibre de la parité du pouvoir d'achat. Selon Michael, Nobay and Peel (1997), l'équilibre de la parité du pouvoir d'achat PPA à long terme peut être écrit comme :

$$e_t = c + \alpha p_t + \beta p_t^* + y_t$$

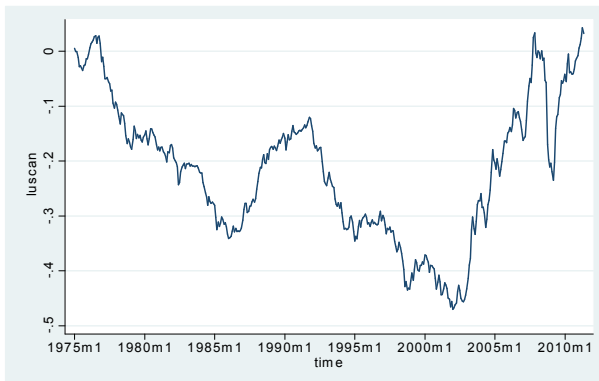
où e_t est le log du taux de change nominal (prix d'une unité de monnaie étrangère en monnaie nationale), p_t et p_t^* les logarithmes des prix domestiques et étrangers et comme on ne dispose pas de données sur les prix, les logarithmes des indices de prix à la consommation sont utilisés comme proxy pour p_t et p_t^* ; c est une constante prenant en compte les différences d'unité de mesure et y_t est un terme d'erreur stationnaire représentant les déviations par rapport à PPA.

Un test des restrictions $\alpha = 1$, $\beta = -1$ serait interprété comme un test de la PPA absolue, tandis qu'un test des mêmes restrictions appliquées à l'équation avec les variables en premières différences serait interprété comme un test de PPA relative. En particulier, une distinction est souvent faite entre le test que α et β sont égaux et de signe contraire, appelé la condition de symétrie, et le test qu'ils sont égaux à un et moins un respectivement, qu'on appelle la condition de proportionnalité. A noter que ces restrictions ne sont pas, en général, en accord avec les données empiriques en raison des erreurs de mesure.

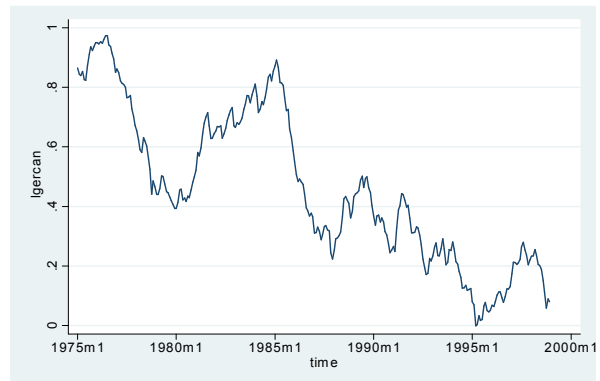
La figure 3 présente l'évolution du cours du dollar canadien par rapport aux autres devises. Aucune tendance claire n'a été affichée dans l'évolution des taux de change des États-Unis et du Royaume-Uni, tandis que dans les cas du yen et du deutschemark, ils affichent une tendance à la dépréciation face au dollar canadien au cours de la période d'étude. Le tableau 1 donne le résumé statistique du logarithme des taux de change nominaux et la figure 4 montre l'évolution des paires d'indices de prix du Canada et des 4 autres pays.

Figure 3 : évolution des taux de change nominaux

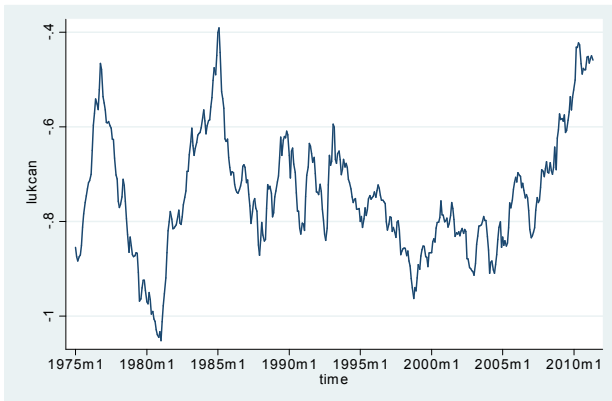
Évolution du taux de change US/CA



Évolution du taux de change DM/CA



Évolution du taux de change UK/CA



Évolution du taux de change JP/CA

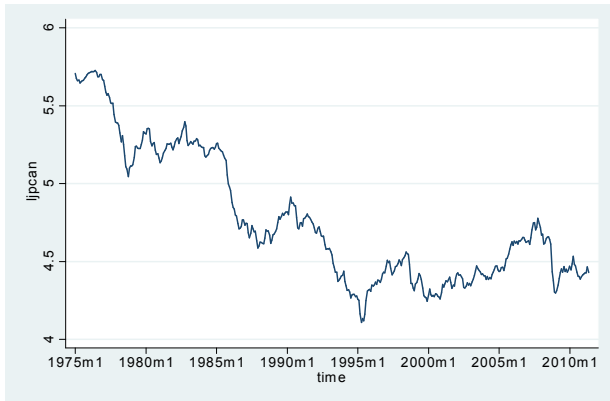
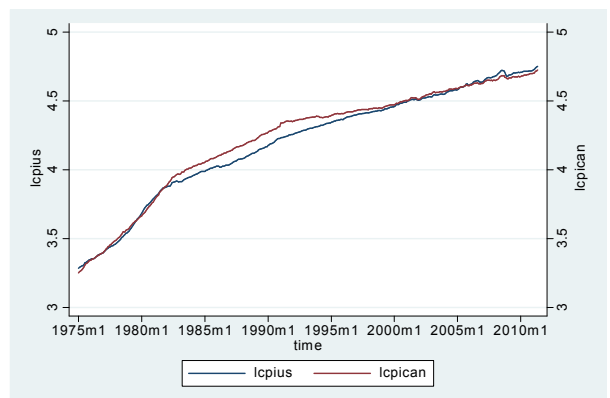
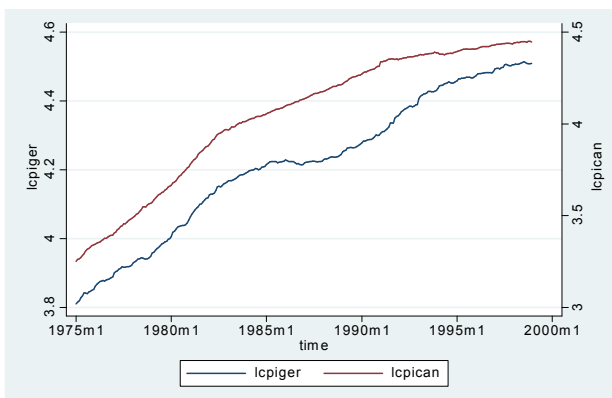


Tableau 1 : résumé statistique des taux de change

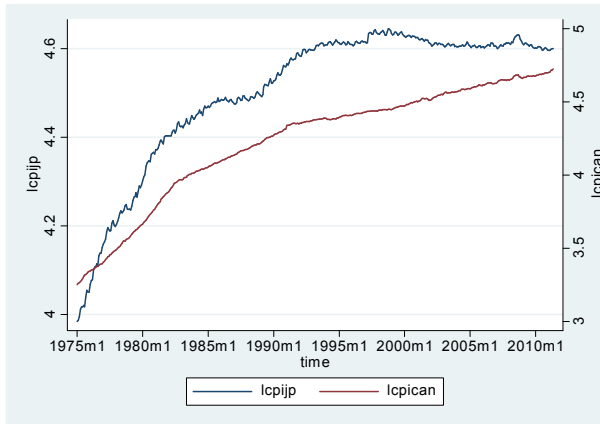
	Observation	Mean	Std. Dev.	Min	Max
US/CAN	437	-0.2178832	0.1263265	-0.4701826	0.0426831
JP/CAN	437	4.764805	0.4225815	4.10759	5.727701
UK/CAN	437	-0.7439798	0.12686	-1.051517	-0.3912681
DM/CAN	288	0.4625883	0.258907	-0.001386	0.9738063

Figure 4 : évolution des indices de prix à la consommation

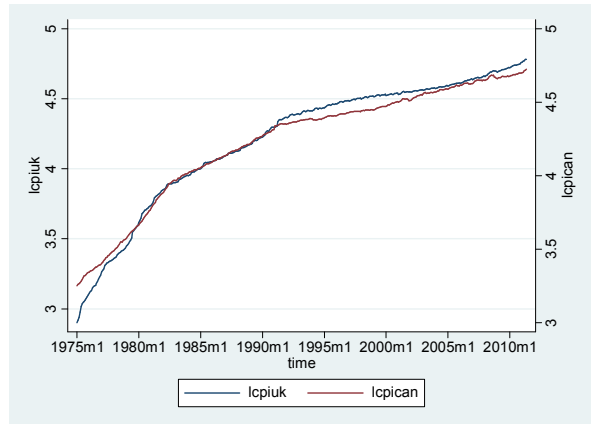
Évolution des indices de prix du Canada et de l'Allemagne Évolution des indices de prix du Canada et des États-Unis



Évolution des indices de prix du Canada et du Japon



Évolution des indices de prix du Canada et du Royaume-Uni



Test de Stationnarité

Les séries en question devraient être testées pour la présence ou non de racine unitaire, puis pour déterminer si elles sont cointégrées ou non. Ceci est important car on doit s'assurer que les séries sont stationnaires et que les régressions ne seraient pas fictives (spurious regression). On a testé la présence ou non de racine unitaire dans chacune des séries en utilisant les statistiques de test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP). Dans chaque cas, le nombre de retards est choisi de telle sorte qu'aucune autocorrélation résiduelle n'est évidente dans les régressions auxiliaires. On a utilisé le critère BIC pour le choix du nombre de retard. Comme dans d'autres études de racine unitaire pour ces séries chronologiques, on est incapable de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour chacune des séries des taux de change nominaux. Les résultats des tests de racine unitaire, tels que présentés dans le tableau 2, suggèrent que les séries des taux de change sont toutes premières différences stationnaires, ce qui implique qu'elles sont toutes intégrées d'ordre 1.

Tableau 2: résultat des tests de stationnarité des taux de change

	Dickey-Fuller Augmenté (ADF)	Phillips-Perron (PP)
US/CA	-1.403075	-1.452825
Δ uscan*	-16.14760	-16.32993
UK/CA	-2.444963	-2.317154
Δ ukcan*	-15.62916	-15.61878
JP/CA	-1.978884	-2.098500
Δ jpcan*	-15.08523	-15.05376
DM/CA	-1.211470	-1.249763
Δ dmcan*	-12.27403	-12.25580

Pour les tests ADF et PP sans tendance, H_0 : présence de racine unitaire.

Valeurs critiques : 1%(-3.45), 5%(-2.873), 10% (-2.57)

*Première différence

D'autre part, les résultats pour les séries des indices de prix sont mixtes, les tests ADF et PP de racine unitaire avec tendance donnent des résultats parfois divergents. Dans le tableau 3 par exemple, on peut remarquer que l'indice de prix du Royaume-Uni n'est même pas $I(1)$ selon ADF tandis que pour Phillips-Perron elle est $I(0)$. Pour le Canada, on a trouvé que les prix sont $I(0)$, ce qui donc rendrait impossible les tests de cointégration puisque tous les taux de change sont $I(1)$. Selon Michael et al (1997), ces problèmes peuvent être dus à des erreurs de mesure dans les données, ou à cause de la faible puissance des tests, ou tout simplement à cause de l'absence de linéarité dans les séries. Toutefois on suppose que les prix sont tous $I(1)$ comme les taux de change pour pouvoir poursuivre notre étude, et on a effectué les tests de cointégration de Johansen et Juselius (1990) et a trouvé l'évidence de cointégration pour toutes les 4 équations des taux de change réels, ce qui a permis d'utiliser MCO en niveau pour les régressions (Tableau 4).

Tableau 3 : résultat des tests de stationnarité des indices de prix

	Dickey-Fuller Augmenté (ADF)	Phillips-Perron (PP)
P_{can}	-5.036140	-3.928067
ΔP_{can}	-8.675107	-18.82881
P_{us}	-2.695431	-2.856946
ΔP_{us}	-11.84843	-11.86856
P_{uk}	-2.328804	-7.759943*
ΔP_{uk}	-3.448726	-15.08163
P_{jp}	-2.796498	-5.420034*
ΔP_{jp}	-3.400254	-19.15357
P_{dm}	-2.243297	-1.308340
ΔP_{dm}	-12.06753	-12.21779
P_{can}	-0.465278	-0.949318
ΔP_{can}	-5.517245	-17.72798

Pour les tests ADF et PP avec tendance, H_0 : présence de racine unitaire. Valeurs critiques 1%(-3.989), 5%(-3.429), 10% (-3.13)

Tableau 4 : résultat des tests de cointégration

	Valeurs critiques	US/CA	UK/CA	DM/CA	JP/CA
R=0	29.68	76.7663	126.3512	95.7446	105.1254
R=1	15.41	1.9269	34.6621	4.7404	14.5534
R=2	3.76	0.0366	9.6071	0.3141	3.1760

Les résidus des régressions de l'équilibre de la parité, appelés aussi déviations, sont les estimations des taux de change réels. Pour modéliser ces déviations avec le modèle ESTAR, elles doivent être aussi stationnaires. Les tests d'ADF et de PP encore prouvent leur

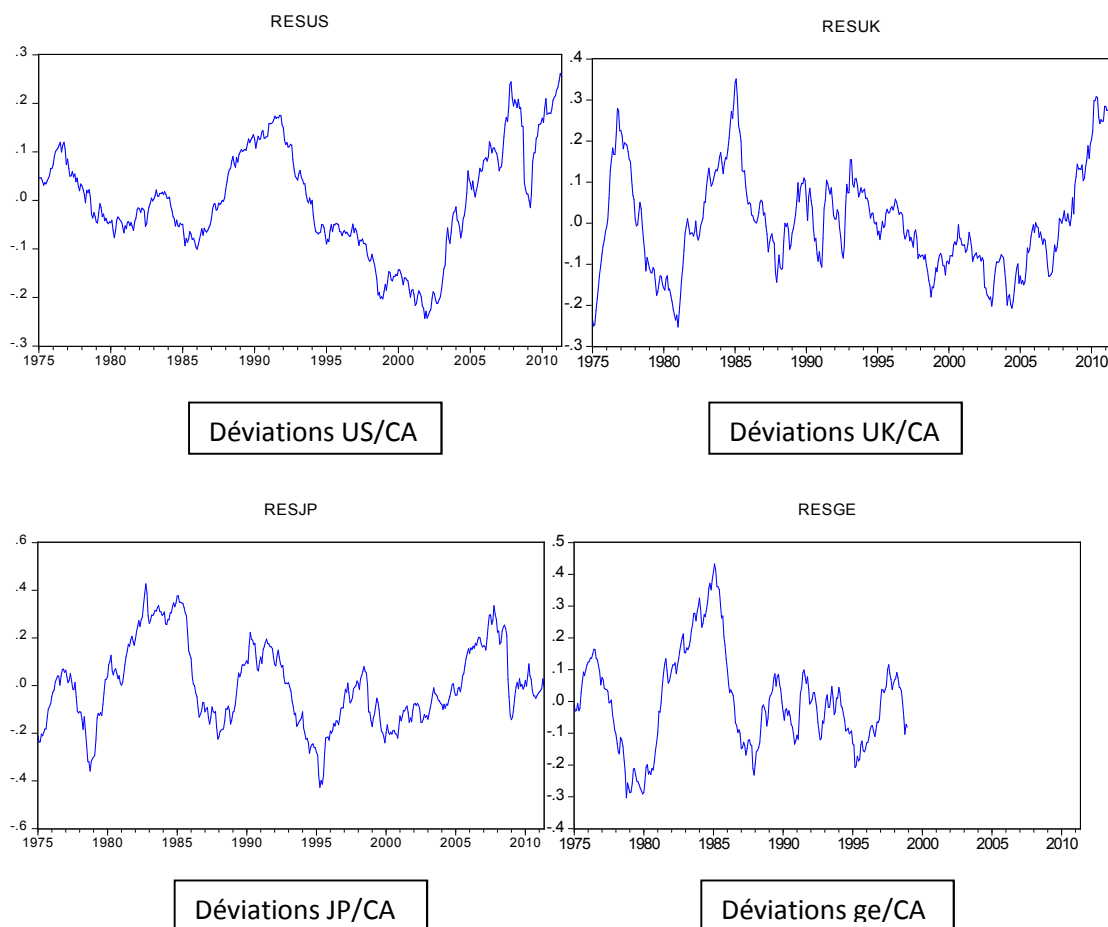
stationnarité à l'exception de celle des États-Unis qui peut être dû à des fluctuations bizarres que la monnaie américaine en général montre (Tableau 5). La figure 5 montre la variation de ces déviations stationnaires.

Tableau 5 : résultats des tests de stationnarité des déviations des taux de change

	US/CA	UK/CA	DM/CA	JPY/CA
ADF	-0.961578	-2.912762	-2.144401	-2.872805
PP	-1.064095	-2.806677	-2.152242	-2.655475

Pour les tests ADF et PP sans tendance et constante, H0 : présence de racine unitaire. Valeurs critiques 1%(-2.57), 5%(-1.95), 10% (-1.62)

Figure 5 : les courbes des déviations



Test de linéarité et Estimation du paramètre de retard

Le test de linéarité constitue une étape essentielle de notre analyse puisqu'il permet de valider l'alternative non-linéaire des déviations et de choisir le paramètre de retard d . Il consiste à tester la nullité du paramètre de lissage de la transition, c'est-à-dire de tester l'absence de changement de régime traditionnellement retenue dans la littérature empirique. Toutefois ce test peut être compliqué par la présence de paramètres de nuisance non identifiés sous l'hypothèse nulle parce que le modèle STAR de façon générale contient des paramètres qui ne sont pas identifiés par l'hypothèse nulle. La principale conséquence de la présence de paramètres de nuisance est que la théorie statistique classique n'est pas applicable pour obtenir la distribution asymptotique des statistiques de test. Pour surmonter ce problème, Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1994) proposent une solution qui consiste à remplacer la fonction de transition par une approximation utilisant un développement de Taylor. En utilisant l'équation de l'approximation de Taylor, le problème d'identification n'est plus présent, et la linéarité peut être testée au moyen de la statistique du multiplicateur de Lagrange [LM] avec une distribution asymptotique usuelle de Fisher sous l'hypothèse nulle.

Afin de réaliser le test de linéarité contre le modèle ESTAR, on a suivi donc la procédure suggérée par Luukkonen et al. (1988), Saikkonen et Luukkonen (1988), et Teräsvirta (1994). D'abord on a déterminé le nombre de retard maximal de la représentation AR(p) des déviations en utilisant le critère SBIC, puis on donne à d différentes valeurs (dans notre cas $1 \leq d \leq 12$). En fixant le paramètre de retard d , le test de linéarité contre le modèle ESTAR consiste à estimer par moindres carrés ordinaires la régression auxiliaire suivante:

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j}y_{t-j} + \beta_{1j}y_{t-j}y_{t-d} + \beta_{2j}y_{t-j}y_{t-d}^2 + \beta_{3j}y_{t-j}y_{t-d}^3) + \varepsilon_t$$

Puis on teste l'hypothèse nulle $H_0 : \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ en utilisant la statistique de Fisher avec les valeurs critiques traditionnelles. Si la valeur de d permet de rejeter H_0 , alors les déviations sont non linéaires; dans le cas où on ne peut pas rejeter H_0 , on conclut qu'elles sont linéaires. Si plusieurs valeurs de d rejettent l'hypothèse nulle, alors on garde celle ayant la plus petite p -valeur. Le tableau 6 montre les paramètres de retard trouvés pour chaque série résiduelle ou déviations et pour lesquels l'hypothèse de linéarité a été rejetée à 5%.

Tableau 6 : estimation de p et d

<i>déviations</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>F-statistique</i>	<i>P-valeurs</i>
<i>US/CA</i>	<i>1</i>	<i>11</i>	<i>5.832835</i>	<i>0.0007</i>
<i>UK/CA</i>	<i>1</i>	<i>7</i>	<i>185.3664</i>	<i>0.0000</i>
<i>JP/CA</i>	<i>1</i>	<i>4</i>	<i>3.6983</i>	<i>0.0119</i>
<i>DM/CA</i>	<i>1</i>	<i>10</i>	<i>5.823478</i>	<i>0.0007</i>

V. Estimation

Après que le paramètre de retard a été trouvé, la fonction de transition $F(y_{t-d})$ et la variable de transition y_{t-d} sont déterminés, chaque paramètre dans l'équation du modèle ESTAR doit à son tour être estimé à l'aide de la méthode des moindres carrés non linéaires (NLS). Granger et Teräsvirta (1993) et Teräsvirta (1994) indiquent que l'estimation du paramètre de lissage en général est très problématique, elle est souvent non convergente et surestimée. Ils suggèrent ainsi que la fonction de transition devrait être modifiée d'abord, particulièrement, elle doit être divisée par la variance de l'échantillon.

On peut résumer les procédures d'estimation des modèles non linéaires de cette façon :

- On spécifie un modèle autorégressif pour les déviations supposées stationnaires en déterminant le nombre de retard maximal p avec l'un des critères AIC ou SBIC.
- On réalise des tests de linéarité en régressant l'équation auxiliaire dérivée de l'expansion de Taylor pour différentes valeurs de d , le paramètre de retard. On choisit la valeur de d qui a la plus petite p -valeur et on fait les tests de linéarité en supposant que le modèle est linéaire comme hypothèse nulle.
- Après avoir rejeté la linéarité, on estime le modèle par la méthode non linéaire des moindres carrés. Lors de l'estimation des paramètres du modèle ESTAR, on fixe le paramètre de la vitesse de transition γ à 1 et on le divise par la variance de l'échantillon pour éviter une surestimation selon Teräsvirta (1994). On donne des valeurs initiales aux

autres paramètres aussi et la régression est répétée jusqu'à convergence. Dans notre cas on a choisi comme valeur initiale pour le seuil c la moyenne des déviations et pour les autres paramètres leurs estimations dans le modèle autorégressif.

- Enfin, on vérifie si les résidus suivent une distribution normale pour pouvoir réaliser des prévisions.

Le tableau 4 récapitule les résultats. Les estimateurs sont suivis par leurs p-valeurs statistiques en colonne. On peut remarquer qu'aucun paramètre de lissage ou de vitesse de transition n'est significatif. C'est un problème commun avec le modèle ESTAR où la bonne estimation de ce paramètre est toujours très incertaine selon Teräsvirta (1994). Dans les figures 6 à 9, on peut observer les courbes de la fonction de transition de chacune des déviations avec les paramètres estimés.

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p (a_i y_{t-i}) + [1 - \exp(-\gamma * \sigma^{-2} (y_{t-d} - c)^2)] [\beta_0 + \sum_{i=1}^p (\beta_i y_{t-i})] + \varepsilon_t$$

Tableau 7 : estimation des paramètres non linéaires

	US/CA	<i>p-valeurs</i>	UK/CA	<i>p-valeurs</i>	JP/CA	<i>p-valeurs</i>	DM/CA	<i>p-valeurs</i>
α_0	-0.0077	0.052	-0.0092	0.137	-0.011288	0.2697	-0.0097	0.054
α_1	1.0777	0.000	1.0822	0.000	1.332655	0.0000	1.0663	0.000
β_0	0.0073	0.070	0.0106	0.101	0.012517	0.2358	0.0096	0.156
β_1	-0.0833	0.089	-0.128	0.052	-0.351045	0.0537	-0.1151	0.002
γ	2.8751	0.242	2.9126	0.279	126.0438	0.2654	1.00896	0.212
c	0.0733	0.000	0.0988	0.000	-0.002695	0.6182	0.1330	0.001

Figure 6 : Fonction de transition US/CA

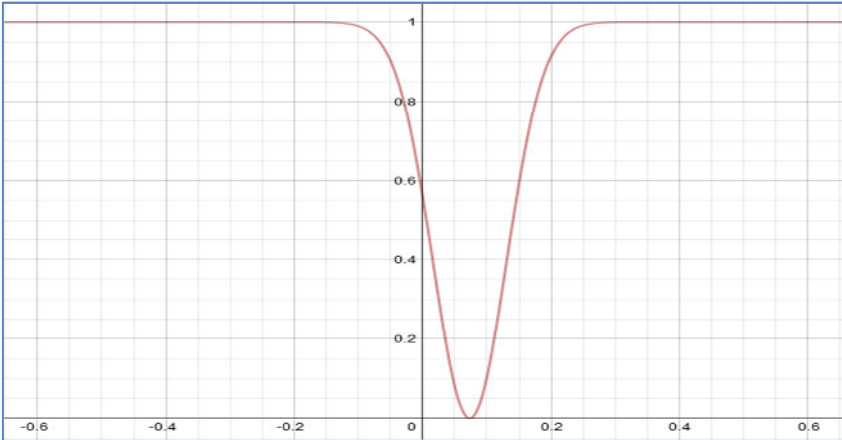


Figure 7 : Fonction de transition UK/CA

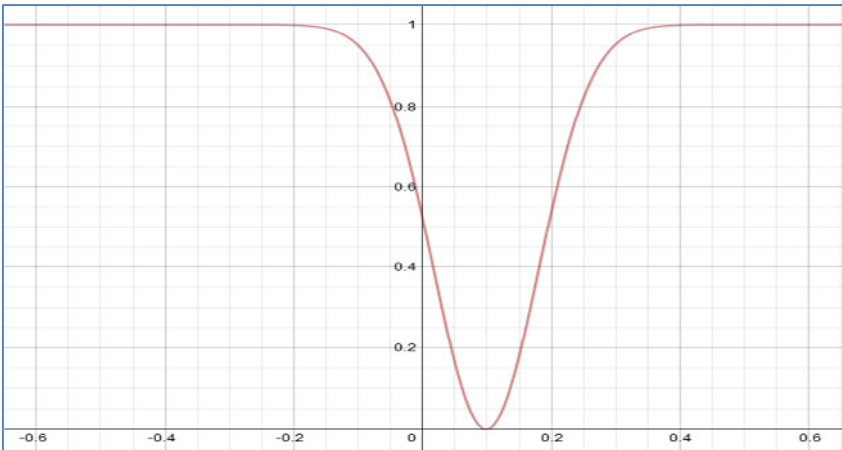


Figure 8 : Fonction de transition JP/CA

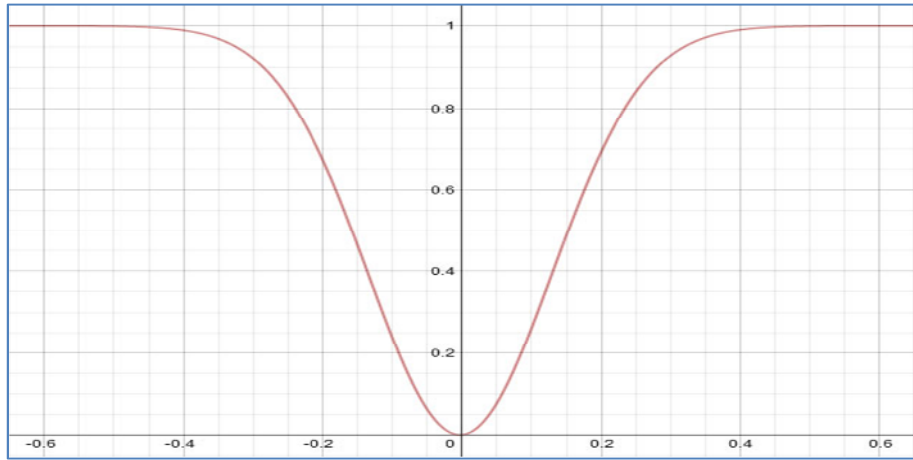
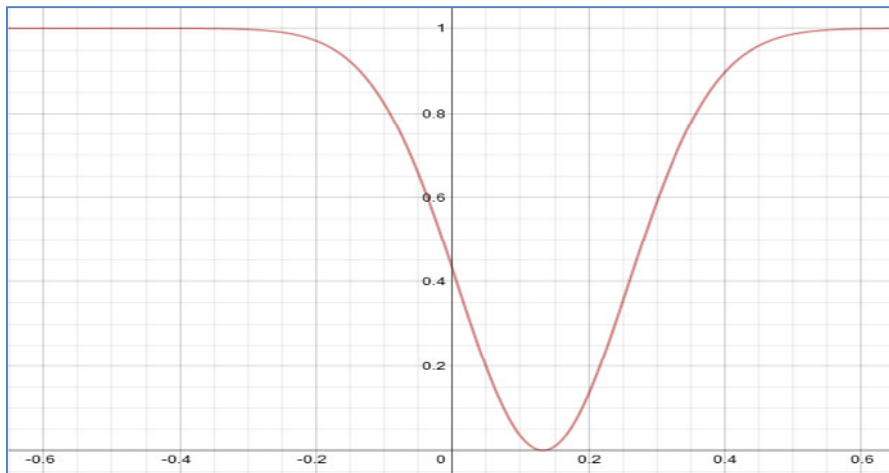


Figure 9 : Fonction de transition DM/CA



VI. Normalité

On a maintenant réalisé quelques tests pour déterminer l'applicabilité des séries résiduelles des déviations, en particulier des tests de la normalité des résidus provenant des estimations non linéaires. Le test de normalité de Jarque-Bera est destiné à vérifier si la présence de valeurs aberrantes entraîne la non-linéarité dans les résidus des écarts de PPA. Les résultats du tableau 8 indiquent que les résidus des déviations de US/CA et de DM/CA sont normaux (p-valeur supérieure à 0.05). Par contre, on peut rejeter l'hypothèse nulle de résidus normalement distribués pour le Japon et le Royaume-Uni. En général, il est difficile de passer le test de normalité dans la modélisation non linéaire, comme en témoignent Michael et al. (1997).

Tableau 8 : résultat des tests de normalité

*Résidus des estimations	Jarque-Bera	p-valeur
US/CA	2.7923	0.2475
UK/CA	7.5424	0.0226
JP/CA	13.5442	0.0011
DM/CA	2.4550	0.2930

*Résidus des estimations du modèle ESTAR

VII. Prévision

Pour effectuer les prévisions hors échantillon des déviations du taux de change du dollar canadien, on a utilisé la méthode de fenêtre glissante. Soit R le nombre d'observations pour l'estimation et P celui pour la prévision, on a R=288 et P=149 pour les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon alors que R=192 et P=96 pour l'Allemagne. La fenêtre glissante est opérée comme suit : lorsqu'on ajoute une observation, on en enlève une au début. Dans la deuxième étape, l'estimation se fait donc sur les observations 2 à R+1, et ainsi de suite jusqu'à la dernière étape où l'estimation se fait à partir de l'observation T-R+1 à T. L'estimation se fait toujours avec R observations. Dans chaque cas, on a un total de $n = T - R - h + 1$ prévisions et erreurs de prévisions.

Pour évaluer les prévisions du modèle ESTAR, on les compare avec celles de la marche aléatoire et on utilise l'erreur quadratique moyenne de prédiction (MSPE) ou sa racine carrée RMSE pour déterminer lequel des deux modèles est plus précis. Soient $f_{t,t+h}$ la prévision de y_{t+h} au temps t, et $\hat{e}_{1,t+h}$ et $\hat{e}_{2,t+h}$ les erreurs de prévision des modèles de la marche aléatoire et de ESTAR respectivement, on a donc :

$$RMSE^2 = MSPE = 1/P \sum_{t=T-P+1}^T (y_{t+h} - f_{t+h})^2 = 1/P \sum_{t=T-P+1}^T \hat{e}_t^2$$

$$RMSE^2_1 = MSPE_1 = \hat{\sigma}^2_1 = 1/P \sum_{t=T-P+1}^T \hat{e}_{1,t+h}^2$$

$$RMSE^2_2 = MSPE_2 = \hat{\sigma}^2_2 = 1/P \sum_{t=T-P+1}^T \hat{e}_{2,t+h}^2$$

Meese et Rogoff (1983) avaient montré qu'aucun des modèles de taux de change développés durant les années 1970 ne pouvait battre la marche aléatoire, ce qui a été devenu énigmatique pour de nombreux chercheurs. Dans l'esprit de Meese et Rogoff, Cheung, Chinn et Pascual (2005) avaient évalué la performance des prévisions des modèles développés au cours des années 1990 et avaient trouvé des résultats tout aussi décevants. Cependant, comme l'a montré Clark et McCracken (2001), les tests utilisés dans ces études ne sont pas appropriés

lorsque les modèles comparés sont des modèles emboîtés. Les tests se révèlent sous-dimensionnés. Les valeurs critiques sont calculées pour les distributions asymptotiques correctes, mais seulement pour les prévisions d'une seule étape. Et on peut remarquer que notre étude tombe dans ce cas puisque si la partie non linéaire du modèle ESTAR est nul, on a automatiquement un modèle AR(p), donc on ne peut pas utiliser les tests traditionnels de Diebold et Mariano (1995) pour évaluer les prévisions.

Clark et West (2006) ont montré qu'il existe un biais dans le calcul de l'erreur quadratique moyenne de prédiction du modèle emboîté et ils ont proposé une procédure pour le corriger. Le test est applicable également pour des prévisions à des horizons à plusieurs étapes et est facile à mettre en œuvre. Pour corriger le biais, ils ont défini le terme « *adj* » qui représente la moyenne de $(f_{1,t+h} - f_{2,t+h})^2$ où $f_{1,t+h}$ et $f_{2,t+h}$ désignent les prévisions du modèle 1 et modèle 2 qui sont les modèles AR et ESTAR dans notre cas, puis ils ont modifié la statistique de l'erreur quadratique moyenne de prédiction (MSPE) qui devient :

$$MSPE_{adj} = \hat{\sigma}_1^2 - (\hat{\sigma}_2^2 - adj) \text{ avec } adj = 1/P \sum_{t=T-P+1}^T (f_{1,t+h} - f_{2,t+h})^2$$

Pour réaliser le test, on définit d'abord

$$\hat{f}_{t+h} = (y_{t+h} - f_{1,t+h})^2 - [(y_{t+h} - f_{2,t+h})^2 - (f_{1,t+h} - f_{2,t+h})^2]$$

Et l'hypothèse nulle est l'égalité des MSPE de chaque modèle. On teste cette hypothèse en régressant \hat{f}_{t+h} sur une constante et en utilisant le résultat statistique t-Student pour tester le coefficient égale à zéro. Clark et West (2006) affirment que les valeurs critiques normales standards sont à peu près correctes. On rejette donc l'hypothèse nulle d'égalité des MSPE si cette statistique est supérieure à 1,282 pour un intervalle de confiance 90% ou 1.645 pour un intervalle de confiance de 95%. On utilise la statistique de Newey-West pour tenir compte de l'autocorrélation des erreurs car les erreurs de prévision à des horizons longs sont en général autocorrélées.

Table 9 : statistiques d'évaluation des prévisions

	*RMSE_{AR}	*RMSE_{ESTAR}	$\hat{\sigma}_{AR}^2$	$\hat{\sigma}_{ESTAR}^2$	adj	**MSPE_{adj}	CW
US/CA	1.992	1.990	3.97	3.963	0.0555	0.0625	0.74
UK/CA	2.288	2.277	5.238	5.188	0.0983	0.1483	0.93
JP/CA	3.117	3.149	9.719	9.918	0.383	0.184	0.70
DM/CA	2.846	2.831	8.102	8.015	0.306	0.303	1.24

*échelle de 100; **échelle de 10⁴

On présente dans le tableau 9 les racines carrées moyennes des erreurs (RMSE) pour les prévisions du modèle de référence du taux de change, soit le modèle AR(1) stationnaire, et celles du modèle ESTAR comme l'hypothèse alternative. Dans les dernières colonnes du tableau, on présente les MSPE ajustées et les t-valeurs de la statistique de Clark-West. On analyse la performance des prévisions du modèle alternatif ESTAR et on voit clairement que le modèle alternatif donne de meilleures prévisions en comparant les RMSE basées sur la statistique de Diebold et Mariano (1995) mais quand on tient compte que les modèles sont emboîtés et utilise la statistique recommandée par Clark et West, il devient évident que le modèle AR performe largement mieux que le modèle ESTAR car aucune valeur statistique CW n'est plus grande que +1.645 ou +1.282.

L'évaluation globale est qu'on ne peut pas rejeter le modèle théorique qui décrit la façon dont les déviations des taux de change sont liées à des changements de régimes non linéaires. Mais cette conclusion ne permet pas de dire beaucoup sur la capacité des modèles non linéaires à prédire les déviations.

VIII. Conclusion

Cette étude a examiné le processus dynamique des déviations des taux de change du dollar canadien par rapport aux partenaires commerciaux les plus importants du Canada, à savoir les États-Unis, le Royaume-Uni, le Japon et l'Allemagne. On a trouvé que ces déviations peuvent être bien modélisées par un modèle non linéaire ESTAR; néanmoins, de nombreux paramètres estimés dans le modèle non-linéaire des déviations des taux de change n'ont pas été significatifs, même à un niveau de 10%. Sur la base du critère de la racine carrée moyenne des erreurs (RMSE), le modèle ESTAR performe mieux que le modèle AR(1) stationnaire, car pour 3 des 4 pays, il donne de meilleures prédictions que le modèle autorégressif. Par contre, quand on utilise les statistiques de Clark et West (2006) avec des MSPE ajustées, le modèle autorégressif est complètement supérieur au modèle ESTAR en termes de prédiction. Plusieurs facteurs peuvent expliquer l'incompatibilité de nos résultats à ceux de Kilian et Taylor (2003). D'abord une mauvaise estimation du paramètre de la vitesse de transition peut être responsable. En effet, aucune estimation de ce paramètre n'est significative et selon Teräsvirta (1994), c'est un paramètre qui est en général surestimé, et une surestimation peut influencer largement les résultats selon l'auteur. Une deuxième cause pourrait être la précision de notre modèle en utilisant les statistiques de Clark et West (2006) qui peut s'avérer supérieure, car il faut se rappeler qu'avec les statistiques traditionnelles, les résultats s'accordent sans problème mais divergent seulement après avoir tenu compte du fait que les modèles sont emboîtés. Notre étude tombe donc en accord avec celle de Meese et Rogoff (1983) qui avaient trouvé des résultats semblables quand ils évaluaient les prévisions des modèles basés sur les fondamentaux économiques et celles de la marche aléatoire.

IX. Références

- Anderson H.M., Teräsvirta T. (1992), *“Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models”*, Journal of American Statistical Association, 89, 208-218.
- Bec F., M. Ben Salem, and M. Carrasco (2010) *“Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from a Multiple Regime STAR Model”*, Annales d’Économie et de Statistique, Number 99/100.
- Bec F., M. Ben Salem, and M. Carrasco (2004) *“Tests for unit-root versus Threshold specification with an application to the PPP”*, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 22, No. 4, 382-395.
- Cheung, Y. W., Chinn M.D et Pascual A. G (2005), *“Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any fit to Survive?”*, Journal of International Money and Finance, 24, 1150-1175.
- Clark, T.E., McCracken, M.W., 2001, *“Tests of equal forecast accuracy and encompassing for nested models”*, Journal of Econometrics 105, 85–110.
- Clark, T.E et West, K.D (2006), *“Using Out-of-sample Mean Squared Prediction Errors to Test the Martingale Difference Hypothesis”*, Journal of Econometrics 135, 155-186.
- Clark, T.E et West, K.D (2007), *“Approximately Normal Tests for Equal Predictive Accuracy in Nested Models”*, Journal of Econometrics, 138, 291-311
- Diebold, F., Mariano, R (1995), *“Comparing Predictive Accuracy”*, Journal of Business and Economic Statistics, 13, 253-263
- Eitrheim O., Teräsvirta T. (1996), *“Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models”*, Journal of Econometrics, 74, 59-75.
- Fair, Ray C. (1970), *“The estimation of simultaneous equations models with lagged endogenous variables and first order serially correlated errors”*, Econometrica 38, 507-516.
- Frankel, J.A., 1976. *“A monetary approach to the exchange rate: doctrine aspects and empirical evidence”*. Scandinavian Journal of Economics 78, 200–224.
- Granger C.W.J., Teräsvirta T. (1993), *“Modeling Nonlinear Economic Relationships”*, Oxford University Press, Oxford.
- Granger C.W.J., Teräsvirta T., Tjostheim D. (1994), *“Aspects of Modeling Nonlinear Time series”*, dans R.F. Engle et McFadden, Handbook of Econometrics, vol IV, Amsterdam : Elsevier Science, 2917-2957.

Kilian, L. et M. Taylor (2003), "*Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchanges rates?*", *Journal of International Economics*, 60, 85-107.

Johansen, Soren et Katarina Juselius (1990). "*The full information maximum likelihood procedure for inference on coitegration*", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52:169-210.

Luukkonen R., Saikkonen P., Teräsvirta T. (1988), "*Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models*", *Biometrika*, 75, 491-499.

Luukkonen, R., Terasvirta, T., 1991. "*Testing linearity of econometric time series against cyclical asymmetry*". *Annales d'economie et de statistique* 20/21, 125–142.

Mark, N. (1995), "*Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability*", *American Economic Review*, 201-218.

McCracken, M. (2007), "*Asymptotics for Out-of-Sample Tests of Granger Causality*", *Journal of Econometrics*, 140 (2), 719-752.

Meese, Richard A. et Kenneth Rogoff (1983). "*Empirical exchange rate models of the Seventies: Do they fit out of Sample?*", *Journal of International Economics* 14:3-42.

Michael P., Nobay A.R., Peel D.A. (1997), "*Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation*", *Journal of Political Economy*, 105(4), 862-79.

Molodtsova, T. et Papell, D. (2009), "*Out-of-Sample Exchange Rate Predictability With Taylor Rule Fundamentals*", *Journal of International Economics*, 77, 137-276.

Newey, Whitney K. and West, Kenneth D. "*A Simple, Positive Semi-definite, Hetero-skedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix.*" *Econometrica*, May 1987, 55(3), pp. 703-8.

Saikkonen, P. (1991). "*Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions*", *Econometric Theory*, vol. 7, p. 1-21

Teräsvirta T. (1994), "*Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models*", *Journal of American Statistical Association*, 89(425), 208-218.

Tong, H. and Lim, K.S. (1980). "*Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data*". *J. Roy. Statist. Sco., Series B-42*, 245-292.