

Université de Montréal

Modélisation du taux de change par la règle de Taylor

Par

Bassem El Zeenni

Département de sciences économiques

Faculté des arts et des sciences

Université de Montréal

Rapport de recherche présenté à la Faculté des arts et des sciences
en vue de l'obtention du grade de maîtrise
en sciences économiques
option économie financière

Mai, 2010

© Bassem El Zeenni, 2010

Sommaire

Dans ce rapport, nous étudions les effets des taux d'inflation, d'intérêt, de change réel et l'output gap, sur le taux change nominal à court terme. Pour analyser de tels effets, nous nous appuyons sur le modèle de Molodtsova et Papell (2009) où ils utilisent la règle de Taylor comme un instrument monétaire. Nous utilisons la méthode des moments généralisés pour estimer nos coefficients. Suite à cette estimation, on trouve que les estimateurs pour la majorité des modèles sont significatifs au niveau 20%.

Table de matières

1	INTRODUCTION	1
2	REVUE DE LA LITTÉRATURE	2
2.2	MEESE ET ROGOFF (1983).....	2
2.2	MARK (1995).....	3
2.4	MOLODTSOVA ET PAPELL (2009).....	5
3	ANALYSE THÉORIQUE DU MODÈLE DE TAYLOR	5
3.1	HYPOTHÈSES	6
3.2	LES RÉACTIONS DU MODÈLE FACE AUX DIFFÉRENTS CHOCS.....	8
3.2.1	<i>Les effets d'une augmentation de l'inflation sur les taux d'intérêt</i>	8
3.2.2	<i>Les effets d'une augmentation de la différence du taux d'intérêt sur le taux de change:</i>	9
3.2.3	<i>Les effets de l'output et du taux de change réel sur le taux d'intérêt et sur le taux de change:</i>	10
4	ANALYSE EMPIRIQUE	11
4.1	STATIONNARITÉ	12
4.2	HÉTÉROSCÉDASTICITÉ ET AUTOCORRÉLATION	13
4.3	VALIDITÉ DES INSTRUMENTS	13
5	RÉSULTATS EMPIRIQUES	18
5.1	RÉSULTATS DES TESTS DE STATIONNARITÉ	18
5.2	RÉSULTATS DES TESTS D'ENDOGENÉITÉ	22
5.2.1	<i>Le Japon, le Canada, la Suisse, l'Australie, le Danemark, la Holland et le Portugal</i>	22
5.2.2	<i>Le Royaume-Uni, l'Italie</i>	23
5.2.3	<i>La France</i>	23
5.2.4	<i>L'Allemagne</i>	23
5.2.5	<i>La Suède</i>	24
5.3	RÉSULTATS DES TESTS	31
6	CONCLUSION	38

Liste des tableaux

TABLE 0- STATIONNARITÉ DES SÉRIES.....	21
TABLE 1- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LE JAPON ET LE CANADA.....	25
TABLE 2- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LA SUISSE ET LES ROYAUMES UNIES.....	26
TABLE 3- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LA FRANCE ET L'ALLEMAGNE.....	27
TABLE 4- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR L'ITALIE ET LA SUÈDE.....	28
TABLE 5- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR L'AUSTRALIE ET LE DANEMARK.....	29
TABLE 6- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LA HOLLANDE ET LE PORTUGAL.....	30
TABLE 7- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE LINÉAIRE.....	33
TABLE 8- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE QUADRATIQUE.....	34
TABLE 9- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE HP.....	35
TABLE 10- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE MOYENNE MOBILE.....	36
TABLE 11- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE SEGMENTÉE.....	37

Remerciement

Je tiens avant tout à remercier, ma directrice de recherche, Madame Marine Carrasco, pour sa grande patience, sa disponibilité illimitée et son soutien scientifique et ses encouragements pendant les moments critiques.

Je tiens aussi à remercier tous mes amis, notamment Moufid Larbi et Rachid Lyassi, qui n'ont jamais cessé de m'encourager.

Finalement, un grand merci au département de sciences économiques de l'université de Montréal, pour la qualité de l'enseignement et les moyens mis à disposition.

1 Introduction

Prévoir le taux de change est important parce que ça permet de minimiser les risques d'incertitudes à l'échelle microéconomique et aussi à l'échelle macroéconomiques. Dans ce rapport nous résumons les écrits pertinents sur les modèles et les méthodes à prévoir le taux de change. Nous nous appuyons sur le modèle de Molodtsova et Papell (2009) et nous cherchons à savoir si les estimateurs de ce modèle sont significatifs et aussi à déterminer le type de modèle des pays traités dans notre rapport. Par exemple si c'est un modèle symétrie, le coefficient de taux change réel du pays étranger est différent de zéro, sinon c'est un modèle asymétrique. Un modèle est dit avec lissage si le coefficient du taux d'intérêt retardé est différent de zéro sinon c'est un modèle sans lissage. Un modèle est dit homogène, si les coefficients de l'inflation domestique et étranger, du gap de production domestique et étranger, de taux d'intérêt retardé domestique et étranger sont égaux sinon c'est un modèle hétérogène. Finalement si c'est un modèle avec constante ou sans constante.

Pour vérifier ces questionnements, nous étudions d'abord, dans la première partie la stationnarité des séries. Nous trouvons que la majorité des séries sont stationnaires.

Dans la deuxième partie nous étudions l'endogénéité des régresseurs par la méthode des variables instrumentales (VI), nous estimons nos coefficients par la méthode des moments généralisés (GMM), au lieu de double moindres carrés (DMCO) parce que les erreurs ne sont pas i.i.d. Donc cela va nous permettre d'avoir des estimateurs convergents et efficaces. Nous trouvons que l'inflation et le taux d'intérêt retardé sont endogènes et le gap de l'output et le taux de change réel sont exogènes et presque tous les coefficients sont significatifs au niveau 20%. Finalement dans la troisième partie, nous testons la catégorie de modèle qui correspond pour chaque pays étudiés ici.

2 Revue de la littérature

2.2 Meese et Rogoff (1983)

Le papier évalue la performance des modèles structurés basés sur les modèles de taux de change empirique des années 1970 face au modèle de la marche aléatoire. En conséquence, il présente des preuves que le modèle de marche aléatoire prédit le taux de change aussi bien que les modèles proposés. Les valeurs des monnaies sont étudiées pour les horizons 1,3, 6 et 12 mois de Mars 1973 jusqu'à Juin 1981, et sont : le prix d'un dollar U.S en livre sterling, en mark allemand, en yen japonais, et en Poids-Commerciale de dollars¹. Les auteurs étudient ces trois modèles qui ont été choisis parmi d'autres, dues à leur souplesse face aux exigences des données. L'équation générale des modèles Frenkel-Bilson (Flexible-Price Monetary), Dornbusch-Frankel (Sticky-Price Monetary), et Hooper-Morton² prend la forme suivante :

$$s = a_0 + a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(r - r^*) + a_4(\pi^e - \pi_e^e) + a_5\overline{TB} + a_6\overline{TB}^* + u \quad (1)$$

s : Logarithme de prix d'un dollar en termes de monnaie étrangère, $m - m^*$: Logarithme de ratio de l'offre de monnaie domestique sur offre de monnaie étrangère, $y - y^*$: Logarithme du ratio du PIB_{USA} sur PIB_{étranger}, $r - r^*$: est la différence du taux d'intérêt à court terme, $\pi^e - \pi_e^e$: est la différence de l'inflation anticipée, \overline{TB} : représente la balance commerciale des É.U., \overline{TB}^* : représente la balance commerciale étrangère, u : sont les résidus.

Tous les modèles posent comme postulats, *Ceteris Paribus*, l'offre de monnaie est parfaitement homogène *c'est-à-dire* $a_1 = 1$ ce qui implique que l'offre de monnaie est une variable endogène. Pour le modèle Frenkel-Bilson, on suppose la parité du pouvoir d'achat (PPA), par conséquent on a : $a_4 = a_5 = a_6 = 0$. Pour le modèle

¹ Représente la portion de chaque pays du totale de commerce qui est mesuré par la somme des imports des exports de tout les pays de 1972 jusqu'à 1976 (le poids moyen de dollar de taux de change avec un groupe de 11 pays, Mark Allemand 0.208 ; Yen Japonais 0.136 ; Franc Français 0.131 ; Livre Sterling 0.119 ; Dollar Canadien 0.091 ; Lire Italien 0.09 ; Hollande Guilder 0.083 ; franc Belge 0.064 ; Krona Suède 0.042 ; et le franc suisse 0.036)

² Voir Bilson (1978,1979), Frenkel (1976), Dornbusch (1976), Frankel (1979, 1981) et Hooper et Morton (1982). « Notre nomenclature identifie les modèles avec les auteurs qui ont contribués de manière significative à leurs développements » Meese et Rogoff (1982).

Dornbusch-Frankel, ils permettent un peu d'ajustement pour le niveau de prix domestique et par conséquent une déviation de PPA, alors $a_5 = a_6 = 0$. Pour le modèle Hooper-Morten aucun des coefficients ne peut être égale à zéro. Ce modèle permet des changements dans le taux de change réel à long terme.

Les variables comme l'offre de monnaie, le taux d'intérêt à court terme, le taux d'inflation à long-terme anticipé sont considérés comme des variables endogènes.. Par contre le PIB réel est observé comme une variable exogène. Les méthodes utilisées pour les estimations : Moindres carrées ordinaires, Moindres carrés généralisés et l'instrument de Fair (1970), Les modèles sont observés mensuellement et ils affichent des tendances saisonnières désajustées. En effet, en se servant des données saisonnières désajustés permet d'éviter d'utiliser certaine information qui n'est pas présente à une période donné de prévision. Ensuite ils décident de choisir la méthode hors-échantillons pour faire les prévisions. Ces prévisions sont produites pour des périodes un, trois, six, et douze mois. Ils estiment chaque modèle pour chaque taux de change. L'exactitude de l'hors échantillon est mesuré par trois statistiques, RMSE, MAE, ME. La racine-carrée-de-l'erreur-moyenne (RMSE) est l'outil essentiel pour contraster les prévisions, mais si les taux de changes montrent une non-normalité avec une variance infini, 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.

Finalement, Ils concluent que les trois modèles ne sont pas plus puissants que le modèle de marche aléatoire dans la prévision des trois taux de change et le Poids-Commerciale de dollars. les raisons évoquées pour expliquer ce résultat sont : l'instabilité des chocs de prix de pétrole, les changements dans les politiques monétaires, la difficulté de bien définir la fonction de la demande de monnaie, l'erreur d'échantillonnage, le biais dans les équations simultanés qu'on trouve en utilisant la méthode des variables instrumentales.

2.2 Mark (1995)

Dans cet article, Mark trouve qu'à long-terme, les changements dans le logarithme du taux de change sont prévisibles. Le modèle utilisé prédit le dollar U.S/ canadien, dollar U.S / mark, dollar U.S/frs., dollar U.S/yen de façon trimestrielle de 1973 à 1991. Les preuves sont basées sur l'écart entre les projections estimées des

changements d'1-,4-,8-,12-, et 16-trimestres dans le logarithme de taux de change et le logarithme de taux change qui est fondé sur les valeurs fondamentales. De sorte qu'on obtient le modèle suivant :

$$e_{t+k} - e_t = \alpha_k + \beta_k z_t + v_{t+k,t} \quad (1)$$

$$\text{où } z_t \equiv f_t - e_t, \text{ et } f_t \equiv (m_t - m_t^*) - \lambda(y_t - y_t^*)$$

α_k , et β_k sont les coefficients projetés des moindres carrés linéaires, $v_{t+k,t}$ est l'erreur de projection, f_t est la valeur fondamentale, et $\lambda(0 \leq \lambda \leq 1)$ est l'élasticité de la demande de monnaie réelle par rapport au PIB réel, qui est définie comme une combinaison linéaire du Log d'offre de monnaie et du Log du PIB réel. Les inférences économétriques effectuées, testent si les coefficients de la pente de la régression sont zéro et testent aussi les prédictions hors échantillonnage s'ils sont significativement plus performants que celle de la marche aléatoire sans constante. En observant, les coefficients de la pente, R^2 et les prévisions hors échantillonnage relativement à la marche aléatoire sans constante, indiquent que les taux de change de franc suisse, et du yen, pour tous horizons considérés, et pour le mark allemand pour 12- et 16-trimestre, sont économiquement prévisibles. On peut noter que les preuves les plus déterminantes contre l'hypothèse que le log taux de change est imprévisible, se trouvent à l'horizon où il y a le moins d'observations. Par exemple, à l'horizon 16-trimestre, les résultats d'In-Sample sont basés sur moins que cinq observations qui ne se chevauchent pas. Alors le nombre d'observations effectif est proche de cinq. De même les prévisions hors échantillons à l'horizon 16-trimestre s'élèvent à moins que deux observations. Donc ceci engendre quelques complications dans l'étude économétrique, un de ces problèmes est que, vue la taille de l'échantillon, et que les observations sont échantillonnées de manière trimestrielles et le changement de k-trimestre dans le log taux de change est défini comme une variable dépendante, cela induit à une série de corrélation d'ordre (k-1) dans l'erreur de la régression sous l'hypothèse nulle où les coefficients sont égaux à zéro. Alors le chevauchement est large, relativement à la taille de l'échantillon, donc la distribution asymptotique sera une mauvaise approximation par rapport à la vraie distribution. Il résout ces

problèmes en faisant une inférence de distribution bootstrap générée sous l'hypothèse nulle que le taux de change est imprévisible.

Finalement, il arrive à démontrer qu'en utilisant la méthode bootstrap, les coefficients des pentes ainsi que R^2 augmentent avec les augmentations des horizons des prévisions, et pour trois des taux de change étudiés, les prévisions hors-échantillon sont plus performantes que la marche aléatoire sans constante à long-terme.

2.4 Molodtsova et Papell (2009)

L'article de Molodtsova et Papell (2009) utilise un modèle qui implante la règle de Taylor afin de faire les prévisions du taux de change à court terme (1 mois), un nouveau système d'équation, qui réagit aux changements du taux d'inflation, du gap de production et du taux d'intérêt retardé. Les auteurs estiment leur modèle par MCO et font les prévisions par la méthode hors échantillon et les compare aux résultats des approches fondamentale de taux d'intérêt, monétaire, à la parité de pouvoir d'achat (PPA) et au modèle de marche aléatoire. Ils trouvent des résultats très satisfaisants pour onze taux de change parmi douze. Le modèle de Molodtsova et Papell présente plusieurs avantages : En supposant les hypothèses adéquates, nous pourrions soustraire huit types de modèles, modèle hétérogène et homogène, modèle avec et sans lissage de taux d'intérêt, modèle symétrique et asymétrique et modèle avec et sans constante. Donc cette gamme de modèles nous donne une plus grande chance d'avoir de bonnes prévisions. Dans l'ensemble, les auteurs trouvent que les meilleures prévisions qu'on pourrait avoir en utilisant le modèle symétrique avec constante et des coefficients hétérogènes et où on lisse le taux d'intérêt. Le modèle de Molodtsova et Papell reste relativement simple par rapport aux modèles qu'on a présentés précédemment. Notre analyse des prévisions de taux de change est basée sur ce modèle, alors la méthode sera développée de façon plus exhaustive dans la section suivante.

3 Analyse théorique du modèle de Taylor

Le fait de choisir ce modèle parmi ceux qu'on a présenté dans la revue de littérature précédente est que ce modèle fonctionne très bien en pratique. La règle de Taylor est l'instrument que la Fed utilise pour accomplir sa politique monétaire (Taylor, 1993). En effet, on trouve beaucoup d'articles qui appuient notre point de vue que la politique monétaire peut être mieux modélisée en prenant le taux d'intérêt comme

l'instrument politique (Engel et West, 2006). On note aussi la difficulté des autres modèles structurés qui sont basés sur les valeurs fondamentales à expliquer les variations de taux de change à court terme (Meese et Rogoff, 1983). En se basant sur la règle de Taylor, Engel et West (2006) démontrent comme on a vu précédemment qu'il existe une forte corrélation entre le « modèle de base » de taux change réel et le taux de change réel de dollar américains contre le deutschemark ceci nous donne des signaux que la règle Taylor est un bon instrument monétaire. Cette approche est motivée aussi par la rigidité des hypothèses de l'approche monétaire. En particulier, les hypothèses telles que les équations de la demande de monnaie est stable, nous semblent être trop forte (Chinn, 2008). Conséquemment, après Engel et West (2006), je me passe de ces hypothèses. Au lieu de cela, on suppose que les banques centrales suivent la règle de Taylor :

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

i_t^* : Le taux d'intérêt nominal ciblé à court terme, π_t : Le taux d'inflation, π^* : Le niveau d'inflation ciblé, y_t : L'écart de l'output c'est le pourcentage de la déviation du PIB actuel du niveau potentiel estimé $(\frac{100(Y - Y^*)}{Y^*})$, Y : PIB réel, Y^* : La tendance de PIB réel, r^* : le niveau d'équilibre de taux d'intérêt réel. L'instrument typique de la politique monétaire est le taux du marché monétaire « money market rate or call money rate ».

3.1 Hypothèses

1. En premier temps, on suppose que le taux d'intérêt nominal ciblé à court terme (i_t^*) est atteint en moins d'une période, donc il n'y a pas de différence entre taux d'intérêt ciblé (i_t^*) et actuel (i_t) $\Leftrightarrow (i_t^* = i_t)$. Autrement dit, il n'y a pas de lissage de taux d'intérêt.
2. Si l'inflation dépasse le niveau désiré $\pi_t > \pi^*$ et/ou l'output est en dessus de son potentiel $y_t > 0$. Alors la banque centrale augmentera le taux d'intérêt nominal ciblé i_t^* à court terme.
3. Le niveau cible de l'écart entre le l'output et son taux naturel est égale à zéro ($y_t^* = 0$) parce que l'output ne peut pas dépasser son potentiel en permanence.

4. $\pi^* > 0$, la déflation est pire pour une économie qu'une basse inflation.

Soit $\mu = r^* - \phi\pi^*$, alors l'équation (1) devient :

$$i_t^* = \mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t \quad (2)$$

5. Le taux d'intérêt réel augmente quand l'inflation augmente parce que $\lambda = 1 + \phi$.

6. C'est raisonnable de supposer que la règle de Taylor pour les États-Unis inclue juste les écarts de l'inflation et l'output. Par contre pour les pays étrangers selon Clarida, Gali et Gertler (1998), il semble que en ajoutant le taux de change réel est plus adapté parce que la banque centrale fixe un niveau cible de taux de change pour forcer la PPA de tenir et aussi parce que elle augmente (baisse) le taux d'intérêt nominale si le taux de change se déprécie (s'apprécie) par rapport à sa valeur de la PPA. La nouvelle règle de Taylor modifié sera :

$$i_t^* = \mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t + \delta q_t \quad (3)$$

Clarida, Gali et Gertler (1998) proposent de modifier l'hypothèse (1), de sorte que le taux d'intérêt (i_t) a la possibilité de s'ajuster graduellement pour atteindre le taux nominal ciblé de court terme (i_t^*). Ce lissage du taux d'intérêt est plus fonctionnel, pour plusieurs raisons : En effet, le fait de lisser le taux d'intérêt aura moins de risque de perturber le marché des capitaux. Des grands changements dans la politique monétaire nuiraient à la crédibilité de la banque.

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$\rho \in [0,1]$ capture le niveau du lissage de taux d'intérêt. v_t est une variable aléatoire exogène, v_t , survient lorsque la banque centrale prévoit mal la demande de monnaie, et ceci pour différentes raisons, par exemple elle peut ne pas fournir de la monnaie pour compenser cette demande, donc en réponse à cette demande imprévue de monnaie, le taux d'intérêt va augmenter.

On substitue (3) dans (4) pour obtenir :

$$i_t = (\mathbf{1} - \rho)(\mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t + \delta q_t) + \rho i_{t-1} + v_t \quad (5)$$

Ensuite on soustrait la fonction de réaction du taux d'intérêt pour le pays étranger de celle des États-Unis pour obtenir l'équation de Taylor pour la prévision :

$$i_t - \bar{i}_t = \alpha + \alpha_{u\pi} \pi_t - \alpha_{f\pi} \tilde{\pi}_t + \alpha_{uy} y_t - \alpha_{fy} \tilde{y}_t - \alpha_q \tilde{q}_t + \rho_u i_{t-1} - \rho_f \bar{i}_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

Où \sim indique les variables étrangères, et u, f sont les coefficients pour les É.U. et les pays étrangers. α est une constante $\alpha_\pi = (\mathbf{1} - \rho)\lambda$ et $\alpha_y = (\mathbf{1} - \rho)\gamma$ sont pour les deux pays, et $\alpha_q = (\mathbf{1} - \rho)\delta$ est juste pour le pays étranger.

3.2 Les réactions du modèle face aux différents chocs

3.2.1 Les effets d'une augmentation de l'inflation sur les taux d'intérêt

Si l'inflation augmente (π_t) plus que ce qui était ciblé : Supposons que la Fed s'attend à une certaine somme de monnaie dans le marché mais pour une raison quelconque - politique, pétrolière ...- les prix ont augmenté plus que prévu alors les consommateurs/investisseurs vont retirer leur argent de leur banque. Pour faire face à cette augmentation la Fed s'ajuste pour avoir toujours la somme de monnaie prévue dans le marché en augmentant le taux d'intérêt ce qui va inciter consommateurs/investisseurs à laisser l'argent à la banque. S'il n'y a pas de lissage de taux d'intérêt, c'est-à-dire que les ajustements des taux d'intérêts seront immédiats. La Fed va augmenter le taux d'intérêt de $\lambda\Delta\pi$.

Exemple on a :

$$r^* = \pi^* = 2\% \text{ et } \phi = 0.5 \text{ on suppose que}$$

$$\pi_t = 3\% \text{ et } y_t = 0 \text{ mais } i_t^* = 4\%$$

donc la Fed va augmenter

$$i_t^* \text{ de } \lambda\Delta\pi = 1.5 (1\%) = 1.5\% \Rightarrow i_t = 5.5\%$$

S'il y a du lissage c'est-à-dire qu'une partie des ajustements de taux d'intérêt se fait en une période ; de façon graduelle, pour atteindre le taux ciblé. La Fed va augmenter le taux d'intérêt : Dans la première période de $\rho\lambda\Delta\pi$ et dans la deuxième période de $(\mathbf{1} - \rho)\lambda\Delta\pi$.

Remarque 1 : Selon Clarida et Waldman (2008), sous une politique monétaire optimale où le principe de Taylor est satisfait, une augmentation surprise de l'inflation aux É.U. va apprécier le taux de change à court terme.

3.2.2 Les effets d'une augmentation de la différence du taux d'intérêt sur le taux de change:

On étudie cette augmentation dans deux cas:

Cas 1 : pas de lissage.

En supposant que les attentes sont rationnelles et la parité non couverte de taux d'intérêt (PNCTI) est satisfaite, on aura une appréciation immédiate de dollar car le taux d'intérêt sur le dollar est plus élevé que sur la monnaie étrangère, cette appréciation sera suivie par une dépréciation à cause de la PNCTI qui tient à long terme, autrement dit, les banques centrales étrangères vont augmenter aussi leur taux d'intérêt pour éviter l'arbitrage ce qui va affecter le dollars, le dollar donc se déprécie.

Remarque 2: Une augmentation de l'inflation (π_t) engendrera une dépréciation de taux de change à long terme.

Selon Gourinchas et Tornell (2004), si les investisseurs sous-estiment les persistances des chocs du taux d'intérêt, on trouvera une appréciation persistante de dollars. Par exemple, on suppose que l'inflation augmente de façon qui dépasse son taux ciblé et qui diminuera graduellement. Alors la Fed va augmenter le taux d'intérêt d'un coup et ensuite elle le retourne à sa valeur d'équilibre graduellement. Ils classent ces effets sur le taux de change en deux catégories : «Forward Premium effect » c'est quand les investisseurs anticipent parfaitement la trajectoire du taux d'intérêt, comme on a vu ci-dessus, le taux de change va s'apprécier immédiatement ensuite le taux de change se dépréciera progressivement à cause de la baisse graduelle du taux d'intérêt jusqu'à qu'au point où la différence des taux d'intérêt soit égale au taux attendu de dépréciation. On trouve aussi «Updating effect » c'est quand les investisseurs manquent de précisions dans leurs anticipations concernant le niveau du taux d'intérêt qu'il devrait atteindre, telle que l'augmentation de taux d'intérêt est temporel et qu'elle retournera rapidement à sa valeur d'équilibre, donc le dollar va s'apprécier un petit peu et à la période suivante le taux d'intérêt va être plus élevé que le taux anticipé des investisseurs et cela va les amener à changer de stratégie - à acheter plus

de dollars - par rapport aux chocs persistants de taux d'intérêt et cela va pousser le taux de change à s'apprécier plus. Si l'Updating effect domine le Forward Premium effect, le dollar va s'apprécier jusqu'à ce que le vrai niveau de persistance soit connu, à ce point le dollar se déprécie jusqu'à sa valeur d'équilibre.

Cas 2 : Avec lissage du taux d'intérêt.

On peut généraliser qu'une hausse de l'inflation occasionne aussi une augmentation de taux d'intérêt dans le futur à cause du lissage du taux d'intérêt. Si la Fed pense à augmenter le taux d'intérêt que se soit aujourd'hui ou le taux dans le futur, ceci va causer une appréciation immédiate du dollar et elle prévoit que cette appréciation sera suivie par une dépréciation à la période suivante. Selon Gourinchas et Tornell (2004), les sous-estimations des investisseurs du taux d'intérêt seront plus prononcées dans le cas où il y a une augmentation de l'inflation et lorsque la banque considère la méthode de lisser le taux d'intérêt. Ainsi l'« Updating effect » va dominer le « Forward effect », et ceci renforcera le lien qui existe entre l'augmentation de l'inflation et l'appréciation du taux de change de la période suivante.

Note : Le lien entre l'augmentation de l'inflation et les anticipations de l'appréciation du taux de change se retrouve dans n'importe quel pays où la banque centrale utilise le taux d'intérêt comme un outil pour corriger cette augmentation.

3.2.3 Les effets de l'output et du taux de change réel sur le taux d'intérêt et sur le taux de change:

Si l'écart de l'output des É.U. augmente, la Fed va augmenter le taux d'intérêt, ceci causera l'appréciation du dollar. Si l'écart de l'output du pays étranger augmente, la banque centrale va augmenter le taux d'intérêt, ceci causera la dépréciation du dollar. Si le taux de change réel se déprécie (ce taux doit être inclus dans la règle de Taylor du banque centrale du pays étranger), ceci va inciter la banque centrale à augmenter le taux d'intérêt ce qui va entraîner une appréciation de cette monnaie donc une dépréciation du dollar. Une augmentation de taux d'intérêt dans la période précédente va augmenter le taux d'intérêt actuel et celui de futur.

Note : Sous PNCTI et que les attentes sont rationnelles, n'importe quel choc sur ces variables qui poussera la banque centrale à augmenter le taux d'intérêt, produira immédiatement une appréciation de la monnaie et une dépréciation anticipée de cette monnaie. Pareillement à l'analyse précédente, empiriquement, les investisseurs ont

tendance à percevoir mal la trajectoire du taux d'intérêt donc ceci cause l'effet contraire, c'est-à-dire, que n'importe quel choc sur ces variables qui poussera la banque centrale à augmenter le taux d'intérêt, produira immédiatement une appréciation de la monnaie et une appréciation anticipée de cette monnaie aussi.

On combine ces anticipations avec l'équation (6) pour obtenir notre équation de prévision.

$$\Delta s_{t+1} = \omega - \omega_{\pi} \pi_t + \omega_{\tilde{\pi}} \tilde{\pi}_t - \omega_{y} y_t + \omega_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \omega_{\tilde{q}} \tilde{q}_t - \omega_{i} i_{t-1} + \omega_{\tilde{i}} \tilde{i}_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

La variable s_t est le log du prix d'une unité de la monnaie étrangère en dollar américain. Une augmentation de taux de change signifie aussi que le dollar se déprécie. La différence du signe par rapport à l'équation (6) dû au fait que n'importe quels chocs poussent la Fed à augmenter le taux d'intérêt aura comme effet une appréciation de dollar immédiat ainsi que dans le futur.

4 Analyse empirique

On considère les séries du taux d'intérêt, du taux d'inflation, du l'écart du P.I.B, du taux change réel et de la variation prévu du log du taux change nominale, à fréquence mensuelle sur la période allant de mars 1973 à décembre 1998 pour les pays suivantes : la Suède, le Danemark, la France, l'Allemagne, la Grande-Bretagne, la Suisse, la Hollande, le Portugal et l'Italie. Par contre pour les États-Unis, le Canada, le Japon et l'Australie, la période débutera de mars 1973 à juin 2006. On note que les É.U. est considéré comme le pays domestique. Dans notre analyse empirique, on teste la stationnarité de la variable expliquée et des variables explicatives et l'endogénéité des variables explicatives. En utilisant le test de Wald, on détermine le type du modèle qui correspond à chaque pays, par exemple si c'est un modèle symétrie, le coefficient de taux change réel du pays étranger est différent de zéro, sinon c'est un modèle asymétrique ou un modèle avec lissage donc le taux d'intérêt retardé sera différent de zéro sinon c'est un modèle sans lissage ou un modèle homogène, si les coefficients de l'inflation domestique et étranger, du gap de production domestique et étranger, de taux d'intérêt retardé domestique et étranger sont égaux sinon c'est un modèle hétérogène et finalement si c'est un modèle avec constante ou sans constante. On note que le l'écart de la production joue un rôle très

important dans ce modèle. Le gap dépend de la production effective ainsi que de la production potentielle. En effet, si la production effective excède la production potentielle (l'écart de la production est positif) cela nous signale des pressions sur la force productive et montre que l'économie opère au-dessus de son potentiel c'est-à-dire que la demande est plus élevée que l'offre. Cette situation est considérée comme une source de tension inflationniste et pourrait pousser les banques centrales à durcir leur politique monétaire. Par contre, un gap négatif témoigne d'une sous-utilisation des capacités de production et cela poussera les autorités à adoucir les conditions monétaires. En fait, il existe de nombreuses méthodes pour déterminer la production potentielle. Les méthodes retenues dans notre projet outre que celles utilisées par Molodtsova et Papell (2008), le filtre de la moyenne mobile³, la tendance segmentée⁴.

4.1 Stationnarité

Au début on effectuera le test Dickey-Fuller modifiés pour déterminer l'existence d'une racine unitaire. Le test- t ne convient pas dans ce cas parce que même asymptotiquement ce test n'a pas une distribution asymptotique $N(0; 1)$ et donc on ne peut pas utiliser les valeurs critiques usuelles. Dickey-Fuller (1979) ont obtenu les valeurs critiques appropriées par simulation. Pour effectuer le test de Dickey-Fuller Augmenté, on appliquera une stratégie séquentielle (Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières, Lardic et Mignon) qui va nous permettre de tester la présence de racines unitaire en deux étapes.

1. la première étape consiste à tester la significativité de la tendance.
 - 1.1 Si la tendance est significative, on s'arrête ici, et on évalue le test t de Dickey-Fuller modifiés et dans le cas de non significativité on passe à l'étape deux.
2. la deuxième étape consiste à tester la significativité de la constante.
 - 2.1 Dans le cas de non significativité de la constante, on refait le test de Dickey-Fuller Augmentés sans constante et on évalue le test t .

³ L'estimation de la production potentielle à l'aide d'un filtre de la moyenne mobile est d'ordre 3, le choix de l'ordre de la moyenne mobile est fixé a priori.

⁴ Les dates de rupture retenues ici correspondent aux années définies dans les articles suivants : 43 Secrétariat d'État à l'économie, Direction de la politique économique • Tendances conjoncturelles, 2005 ; Le Bihan, H., 2004. Darné, O., Diebolt, C., 2006. Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., Van Den Noord, D., 1995.

2.2 Si la constante est significative on s'arrête ici et on évalue le test t de Dickey-Fuller Augmenté.

Mais avant d'appliquer le test ADF, il requiert d'abord de déterminer le nombre de retard pour éliminer l'autocorrélation dans les résidus. Pour cela on se basera sur le critère d'Akaike. Selon Wooldridge (Introductory Econometric), normalement un test DF est réalisé avec 12 périodes de retards pour des données mensuelles, suffira. Alors, au début, on estime par MCO les modèles avec un retard d'ordre zéro à douze, et puis on calcule la statistique d'Akaike pour ces treize tests, ensuite nous retenons le nombre de retard qui minimise la fonction d'Akaike.

4.2 Hétéroscédasticité et autocorrélation

On commence par tester s'il y a un problème d'hétéroscédasticité, on effectue le test de Pagan-Hall. En choisissant les niveaux, les carrés et les produits croisés des instruments pour modéliser les carrés des erreurs. Si on ne rejette pas l'hypothèse nulle, le test ne nous signale aucun problème d'hétéroscédasticité. Ce test est de performance supérieur aux autres tests (Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg) parce que ce test est robuste à la présence d'hétéroscédasticité dans tout le système et considère le non normalité des erreurs. Le test White/Koenker peut être utilisé dans cette situation parce que notre système est composé d'une seule équation.

Pour tester l'autocorrélation des erreurs, où les régresseurs sont endogènes. On utilise le test de Cumby-Huizinga où l'hypothèse nulle est que le terme d'erreur est un MA(q), en d'autres termes que l'autocorrélation disparaît après un nombre fini de retard $k > q > 0$. D'abord on doit spécifier deux paramètres: q le nombre minimum de retard qu'on aimera tester et s le nombre d'ordre qu'on testera. Dans notre cas on choisit $s=1$ et $q=1$ parce que l'absence de l'autocorrélation dans le terme d'erreur ($q=0$) est inhabituelle lorsqu'on travaille avec les séries temporelles. La meilleure approche pour résoudre ce problème est celle de Newey et West (1987b) qui génère la matrice variance-covariance en utilisant la fonction Barlett Kernel. Le choix de fenêtre est effectué automatiquement basées sur les données comme celle de Newey et West (1994).

4.3 Validité des instruments

Ceci étant dit, on peut maintenant étudier l'endogénéité des variables. On suppose que les variables exogènes sont le gap de production domestique et étranger comme

Meese et Rogoff (1983) et le taux de change réel. Nous soupçonnons que, pour la majorité des pays, le taux d'inflation et le taux d'intérêt décalé, sont endogènes. Or la covariance entre ces séries et le terme d'erreurs sont différent de zéro, donc sous cette hypothèse l'estimateur de MCO est biaisé et non-convergent. J'utilise la méthode des variables instrumentales (VI) pour produire des estimateurs convergents où c'est plus convenable de considérer le terme d'erreur non i.i.d. Nous estimons nos coefficients par la méthode des moments généralisés (GMM), au lieu de double moindres carrés (DMCO) parce que les erreurs ne sont pas i.i.d. donc cela nous permet d'avoir des estimateurs convergent et efficaces. Soit N le nombre d'observations et l est le nombre des instruments inclus et exclus. Je prends les valeurs retardées des variables endogènes comme des variables instrumentales exclues. Soit $z_t = \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \end{bmatrix}$, $z_t = l * 1$ où z_1 est le vecteur des instruments exclus et z_2 est le vecteur des instruments incluses et $x_t = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}$, $x_t = k * 1$ où x_2 est le vecteur des variables exogènes $\Rightarrow x_2 \equiv z_2$ et K_1 est le nombre des variables endogènes. La matrice des variables instrumentales incluses et exclues Z est $N * l$. z_t est un instrument valide si :

$$\text{Condition d'exogénéité : } E(z_t \cdot \eta_t) = 0 \quad (\text{A})$$

Ou

$$\text{Cov}(z_t, \eta_t) = 0$$

Et

$$\text{Condition de rang : } \text{Cov}(z_t, x_t) \neq 0 \quad (\text{B})$$

La méthode des moments suggère l'analogie empirique des conditions de moments (a) (aussi appelées conditions d'orthogonalités) est:

Les « l » instruments nous donne un ensemble de « l » moments :

$$g_t(\beta) = Z'_t \eta_t = Z'_t (y_t - x_t \beta) \quad (\text{C})$$

Où g_t est $l * 1$.

$$\Rightarrow \bar{g}(\beta) = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N g_i(\beta) = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N Z'_{t,i} (y_t - x_t \beta) = \left(\frac{1}{N}\right) Z' \eta \quad (\text{D})$$

L'intuition derrière la méthode des moments généralisés est de choisir un estimateur de β qui résout $\overline{g}(\tilde{\beta}_{GMM}) = \mathbf{0}$.

Comme on a plus d'instruments que de variables endogènes, notre modèle est sur-identifiés, on a plus d'équations que d'inconnus et $(Z'Z)$ est une matrice inversible. Donc on ne peut pas trouver un k-vecteur $\tilde{\beta}_{GMM}$ tel que l'ensemble de moments soit égal à 0. Alors on choisit un $\tilde{\beta}_{GMM}$ tel que $\overline{g}(\tilde{\beta}_{GMM})$ soit proche de 0. Comme le terme d'erreur n'est pas i.i.d. l'estimateur de MMG choisit $\tilde{\beta}_{GMM}$ qui minimise (An Introduction to Modern Econometrics Using Stata p195 à 201) :

$$J(\tilde{\beta}_{GMM}) = N \overline{g}(\tilde{\beta}_{GMM})' W \overline{g}(\tilde{\beta}_{GMM}) \quad (E)$$

$$\frac{\partial J(\tilde{\beta})}{\partial \tilde{\beta}} = \mathbf{0}$$

La condition de premier ordre : nous permet de déterminer l'estimateur de MMG dans un modèle de sur-identification :

$$\tilde{\beta}_{GMM} = (X'ZWZ'X)^{-1} X'ZWZ'Y \quad (F)$$

Où W est 1*1, W est une pondération qui prend en compte la corrélation qui existe entre $\overline{g}(\tilde{\beta}_{GMM})$ quand les erreurs ne sont pas i.i.d. Selon Hansen (1982), le choix optimal de W est lorsque $W = S^{-1}$, où S est la matrice variance covariance, 1*1.

$$S = E(Z'\eta\eta Z) \quad (G)$$

$$\Rightarrow \tilde{\beta}_{EGMM} = (X'ZS^{-1}Z'X)^{-1} X'ZS^{-1}Z'Y \quad (H)$$

est l'estimateur efficace de MMG, mais comme S n'est pas connu alors on estime S noté par \tilde{S} . Avec la méthode des moments généralisés, on effectue le test de sur-identification en utilisant la statistique J de Hansen (1982). Cette statistique est simplement l'équation (C) évalué par $\tilde{\beta}_{EGMM}$ l'estimateur efficace de MMG. Sous la nulle (les instruments ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur), il s'en suit que :

$$J(\tilde{\beta}_{EGMM}) = N \overline{g}(\tilde{\beta}_{EGMM})' \tilde{S}^{-1} \overline{g}(\tilde{\beta}_{EGMM}) \xrightarrow{A} \chi^2_{l-k} \quad (I)$$

où l-k est le nombre de restrictions qui est égale au nombre d'instrument moins le nombre de variable endogène.

Note : Cette statistique est équivalente à la statistique de Sargan dans un cas d'homoscédasticité.

Pour vérifier la condition (a) on regarde le test de Sargan dans le cas d'homoscédasticité et le test de Hansen dans le cas d'hétéroscédasticité. Sous l'hypothèse nulle tous ces instruments ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur. Il

s'en suit que la statistique de Hansen $\rightarrow \chi^2_{l-k}$. Si on rejette l'hypothèse nulle, donc les instruments sont corrélés avec le terme d'erreur, autrement dit certains instruments ne sont pas exogènes.

L'avantage d'effectuer le test d'orthogonalité (test C) est qu'il nous permet de tester la sur-identification d'un sous ensemble d'instruments. En effet, cette statistique est égale à la différence deux statistiques de Hansen (Sargan). Dans notre cas, où on teste les variables exogènes incluses, la première statistique J_1 est calculée en prenant en compte l'ensemble des restrictions d'identification, on a :

$$x = \begin{pmatrix} \text{gap de prod. domes.} \\ \text{gap de prod. étrang.} \\ \text{tx de change réel} \end{pmatrix}, \quad z_t = \begin{pmatrix} z_1 \\ z_2 \end{pmatrix}$$

et la deuxième statistique J_2 est calculée en considérant les variables exogènes qu'on veut tester comme des variables endogènes (le gap de production domestique, étranger et le taux de change réel), c'est-à-dire que maintenant on a :

$$x = (0), \quad z_t = \begin{pmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \text{gap de prod. domes.} \\ \text{gap de prod. étrang.} \\ \text{tx de change réel} \end{pmatrix}$$

La différence des deux statistiques tend asymptotiquement à une distribution χ^2_r où r est le nombre variables qu'on teste. Si on ne rejette pas l'hypothèse nulle, donc on peut considérer ces régresseurs comme des variables exogènes.

Pour vérifier la condition de rang (b), on effectue la régression de modèle avec les instruments en utilisant l'option « ffirst » dans stata. On regarde le R^2 partiel de Shea pour évaluer le degré de corrélation entre les VI et les variables endogènes. Le R^2 de Shea se calcule ainsi (StataCorp, 2007, p. 54 et Shea, 1997, p. 348-349) :

Soit x_1 la variable endogène d'intérêt et X_r le reste des variables endogènes.

$$\tilde{x}_1 = M_Q x_1 = x_1 - Q(Q'Q)^{-1}(Q'x_1) \text{ où } Q = [X_r \ Z_2] \quad (J)$$

$$\hat{x}_1 = P_Z x_1 = Z(Z'Z)^{-1}(Z'x_1) \quad (K)$$

$$\tilde{X}_{rk} = P_Z X_{rk} = Z(Z'Z)^{-1}(Z'X_{rk}) \text{ où } k = 1, \dots, K-1 \quad (L)$$

$$\tilde{X}_r = [\tilde{X}_{r1}, \tilde{X}_{r2}, \dots, \tilde{X}_{rk-1}] \quad (M)$$

$$\tilde{x}_1 = M_{\tilde{Q}} \hat{x}_1 = \hat{x}_1 - \tilde{Q}(\tilde{Q}'\tilde{Q})^{-1}(\tilde{Q}'\hat{x}_1) \text{ où } \tilde{Q} = [\tilde{X}_r \ Z_1] \quad (N)$$

$$\varepsilon = M_{\tilde{x}_1} x_1 = x_1 - \tilde{x}_1(\tilde{x}_1'\tilde{x}_1)^{-1}(\tilde{x}_1'x_1) \quad (O)$$

$$R_s^2 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^m \hat{\varepsilon}_j^2}{\sum_{j=1}^m (\tilde{x}_{1j} - \hat{x}_1)} \quad \text{Où} \quad \bar{\tilde{x}}_1 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \tilde{x}_{1j}$$

(P)

Shea (1997, p. 348) souligne surtout que la composante de la valeur prédite d'un régresseur endogène qui est orthogonale aux valeurs prédites des autres régresseurs (\tilde{x}_1) devrait pouvoir expliquer la composante des observations du régresseur endogène qui est orthogonale aux autres régresseurs (\tilde{x}_1). Il faut indiquer que les valeurs prédites des autres régresseurs (\tilde{Q}) comprennent en fait les valeurs prédites des autres régresseurs endogènes (\tilde{X}_r) et les valeurs observées des régresseurs exogènes inclus (Z_2). Les résidus de cette régression par MCO ($\hat{\varepsilon}$) servent donc au calcul R_s^2 partiel de Shea (R_s^2). Une petite valeur de R_s^2 nous indique que les instruments manquent de corrélation avec les régresseurs endogènes. J'utilise la mesure R^2 Partiel de Shea parce qu'elle prend en compte l'inter-corrélation entre les instruments. Par exemple, prenons le cas le plus simple où on a deux variables endogènes et deux instruments telle que un des ces instruments est fortement corrélés avec chacun de ces variables endogènes et le deuxième instrument est juste un bruit. En réalité notre modèle est sous-identifié. R^2 Partiel de Shea est construit pour faire face à ce genre de problème. En effet, le fait d'utiliser des variables instrumentales qui ne sont pas corrélés avec les variables endogènes, accroîtra le biais des estimateurs (Hahn et Hausman, 2002).

Il existe une approche plus générale pour s'assurer de la satisfaction de la condition de rang, dans notre cas (l'autocorrélation des erreurs), où on regarde la version LM de la statistique Kleibergen–Paap rk. On sait que pour satisfaire la condition de rang il faut que la matrice $Q_{XZ} \equiv E(X_t'Z_t)$ soit de plein rang. Autrement dit il faut que Q_{XZ} ait un rang égal à k. Comme on ne peut pas observer cette matrice alors on doit l'estimer. Pour vérifier cette hypothèse, on teste l'hypothèse nulle

$$H_0: \rho(\tilde{Q}_{XZ}) = K_1 - 1 .$$

En rejetant l'hypothèse nulle la matrice est de plein rang, autrement dit la condition (B) est satisfaite, aussi que la corrélation entre les variables endogènes et les instruments sont différents de zéro.

L'idée derrière le test de redondance est qu'on divise nos instruments exclus en deux parties Z_1 en $[Z_{1A}Z_{1B}]$ où Z_{1B} l'ensemble des instruments qu'on suspecte

redondants. On régresse la variable endogène sur l'ensemble des instruments ensuite on effectue un test Wald sous H_0 : le coefficient de $Z_{IB} = 0$. Donc Le test de la redondance des instruments est tout simplement l'estimation de l'équation par MCO et ensuite on effectue le test Wald ou LM (dans un échantillon de grand taille) pour déterminer la signification des coefficients. Si on ne rejette pas l'hypothèse nulle, alors les instruments testés ne nous fournissent pas de l'information supplémentaire pour identifier l'équation.

5 Résultats empiriques

5.1 Résultats des tests de stationnarité

Commençons d'abord avec les séries de variations prévues du log du taux de change nominal. D'après les résultats (voir Tableau 0), pour la majorité des pays on estime un modèle de zéro retard, sans tendance et sans constante, à l'exception de la Grande-Bretagne et la Suède où on estime un modèle à un retard, cela montre que les autocorrélations de ces deux séries sont très faibles. On rejette l'hypothèse H_0 , au niveau 1%, donc on peut conclure que les séries de la variable dépendantes de tous les pays sont stationnaires. Les résultats qu'on a trouvés, sont en quelque sorte prévus à cause de la définition de Δs_{t+1} qui est la variation du log du taux change nominal. Cela nous permet de retrouver la forme AR, MA ou ARMA, qui sont stationnaires.

Concernant les séries de la déviation en pourcentage de la productivité effective celle de potentielle qui est déterminé par les méthodes : le filtre de Hodrick-Prescott, le filtre de la moyenne mobile, la tendance simple, la tendance quadratique et la tendance segmentée (ou coudée), on trouve pour la majorité des pays, un modèle de douze retards, sans tendance et sans constante, où on rejette l'hypothèse nulle, au niveau 5% donc on peut conclure que ces séries sont stationnaires. Le Canada fait une exception où le gap de production déterminé à partir d'un modèle linéaire apparaît non stationnaire. D'après les résultats, la valeur calculée de la statistique ADF est égale à -0.850 (voir annexe résultats empiriques détaillées). Cette valeur est supérieure à la valeur critique -1.95 (voir tableau DICKEY – FULLER) au seuil statistique 5%. On accepte l'hypothèse nulle de racine unitaire. La valeur calculée de la statistique ADF est égale à -1.839/-1.918 de l'écart production déterminé à partir d'un modèle linéaire pour le Japon et la France, ces valeurs sont supérieures à la valeur critique -1.95 au seuil statistique 5% mais à 10% ils sont stationnaires. On rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire à 10%. Concernant les É.U., on trouve des

modèles de huit et neuf retards pour le gap de production déterminé à partir d'un modèle linéaire et quadratique et à trois retard avec constante pour le gap de production déterminé à partir d'un modèle de filtre moyenne mobile, les valeurs calculées de la statistique ADF sont égales à -3.207/-3.411/-7.026 (voir annexe résultats empiriques détaillées). Les deux premières valeurs sont inférieures à la valeur critique -2.78 au seuil statistique 1% et celle du filtre moyenne est inférieure à -3.44 au seuil statistique 1% pour le modèle avec constante. Ainsi, on rejette pour les trois séries l'hypothèse nulle de racine unitaire.

La série du taux change réel pour la majorité de pays est non stationnaire. Pour les pays comme le Canada, la Suisse, l'Australie, le Danemark, l'Allemagne, la Hollande, on estime un modèle d'un retard, sans tendance, sans constante. On trouve les valeurs calculées $(0.067_{CA}/-0.908_{SZ}/-3.395_{AUS}/-0.551_{DAN}/-0.372_{GER}/-0.459_{HOL})$ sont supérieures à la valeur critique -1.95 au seuil statistique 5%, sauf celle de l'Australie (-3.395_{AUS}) qui est inférieure à la valeur critique -3.44. Donc on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour l'Australie au niveau de 1% et pour le reste de ces pays on accepte l'hypothèse nulle. Pour les pays comme le Japon, l'Italie, le Portugal, on estime un modèle de douze retards, sans tendance, avec constante au niveau 10%. On trouve les valeurs calculées $(-2.397_{JAP}/-2.410_{IT}/-2.272_{POR})$ sont supérieures à la valeur critique -2.57 au seuil statistique 10%. On accepte l'hypothèse nulle. Pour la Grande-Bretagne/Portugal, on estime un modèle de deux/douze retards, sans tendance, avec constante au niveau 5%/10%. On trouve une valeur de $-4.031_{GB}/-2.272_{POR}$ est inférieur/supérieur à -1.95/-2.57, donc on rejette/accepte l'hypothèse nulle de racine unitaire. Pour la Suède/ la France, on estime un modèle de trois/cinq retards, les résultats montrent qu'on doit accepter l'hypothèse nulle. La série du taux change réel pour la Suède/France n'est donc pas stationnaire.

Les séries de taux d'intérêt pour les pays comme les États-Unis et la France on estime un modèle de onze retards, sans tendance, sans constante, pour le Canada, la Suisse, la Grande-Bretagne, l'Australie, la Suède, le Danemark et la Hollande, on estime un modèle de douze retards, sans tendance, sans constante et pour l'Italie on estime un modèle de huit retards, sans tendance, sans constante. Les résultats montrent qu'on accepte l'hypothèse nulle au niveau de 5%. Pour le Japon, l'Allemagne et le Portugal, on estime un modèle de douze retards, sans tendance, avec constante juste pour l'Allemagne. Les résultats montrent qu'on rejette l'hypothèse nulle au niveau de 5%.

La série du taux d'intérêt pour le Japon, l'Allemagne et le Portugal sont donc stationnaires.

Les séries du taux d'inflation pour les É.U., le Portugal, l'Italie et la Suède, on estime un modèle de douze retards, pour le Canada et le Danemark un modèle de zéro retard, pour la Grande-Bretagne un modèle de deux retards, sans tendance, sans constante. On trouve que ces séries ne sont pas stationnaires au seuil de 5%. Pour le Japon, la Suisse et la France on estime un modèle de douze retards, pour l'Australie un modèle de sept retards et pour l'Allemagne et la Hollande un modèle de zéro retard, sans tendance, sans constante. Les valeurs calculées sont égale à -4.626_{Jap} , -2.577_{SZ} , -2.375_{AU} sont inférieures à -2.58 donc on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire au seuil 1%. On trouve aussi -1.945_{Fr} , -1.684_{All} et -1.655_{Holl} sont inférieures à -1.62 . Donc les séries pour ces pays sont stationnaire au niveau 10%. Même avec les résultats qu'on a trouvé on supposera que tout les séries sont stationnaires, pour différentes raisons, en effet l'introduction d'un nombre trop élevé de retards implique la perte de nombre de degrés de liberté et réduit la puissance du test, ce qui conduit trop souvent, de manière erroné, à ne pas rejeter l'hypothèse nulle. Selon Ng et Perron (1993) le critère de Akaike conduit cependant souvent à sélectionner des modèles trop parcimonieux, affectant par la même, la taille du test. On peut aussi ajouter que la majorité des décisions qui ont été faites, se bases sur un niveau de confiance de 5%.

TABLE 0- STATIONNARITÉ DES SÉRIES

	Variation du Log taux change nominale	Taux d'intérêt	Taux d'inflation	Gap PIB Linéaire	Gap PIB quadratique	Gap PIB HP	Gap PIB moyenne mobile	Gap PIB segmenté	Taux de change réel
É.U	Pays domestique	[11] N	[12] N	[8] S***	[9] S***	[12] S***	[3] a.cst*** S***	[12] S***	Pays domestique
Canada	[0] S***	[12] N	[0] N	[12] N	[12] S**	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[1] N
Japon	[0] S***	[12] S*	[12] S*	[12] S**	[12] a.t'/s.cst S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] a.cst** N
Suisse	[0] S***	[12] N	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[1] N
Grande- Bretagne	[1] S***	[12] N	[2] N	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[2] a.cst* S*
Australie	[0] S***	[12] N	[7] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[1] S*
Suède	[1] S***	[12] N	[12] N	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[3] N
Danemark	[0] S***	[12] N	[0] N	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[1] N
France	[0] S***	[11] N	[12] S**	[12] S**	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[5] N
Italie	[0] S***	[8] N	[12] N	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] a.cst** N
Allemagne	[0] S***	[12] a.cst* S*	[0] S**	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[1] N
Hollande	[0] S***	[12] N	[0] S**	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[1] N
Portugal	[0] S***	[12] S*	[12] N	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] S*	[12] a.cst** N

[#] ≡ # de retard ; S ≡ Stationnaire ; N ≡ non stationnaire ; a. ≡ avec ; s. ≡ sans ; t. ≡ tendance ; cst. ≡ Constante ; * ≡ 5% ** ≡ 10% *** ≡ 1%

5.2 Résultats des tests d'endogénéité

En faisant le test d'hétéroscédasticité tel que sous $H_0 : \text{var}(e|X) = \sigma^2 I_n$.

Autrement dit que la variance de e_t ne doit pas dépendre de X et doit être constante. On trouve qu'on rejette l'hypothèse nulle que les erreurs sont homosédastiques pour les quatre modèles français (linéaire, quadratique, HP et segmenté) et pour le modèle quadratique italien au niveau 5% mais pour le reste des modèles on ne rejette pas H_0 au niveau 1%. Ensuite les tests nous indiquent la présence de l'autocorrélation. On suppose que les variables exogènes sont le gap de production domestique et étranger comme Meese et Rogoff (1983) et le taux de change réel. Nous trouvons d'après les tests, que pour la majorité des pays, les variables endogènes sont le taux d'inflation domestique, étranger, ainsi le taux d'intérêt retardé, et les variables instrumentales (VI) sont les deux retards de chaque variable endogène. Par des tests unilatéraux, on remarque que presque tous les coefficients de tous les modèles sont significatifs au niveau 20%.

On note que dans le modèle moyenne mobile, nous trouvons l'inflation et le taux d'intérêt retardé des É.U. et l'inflation de la Grande-Bretagne endogènes donc nous prenons les variables instrumentales d'ordre 3 de la variable taux d'intérêt et pour le reste des modèles nous prenons les variables instrumentales d'ordre 2 des variables endogènes, dans le modèle moyenne mobile de la Hollande nous prenons les variables instrumentales d'ordre 5 de chaque variable endogène, dans les modèles moyennes mobiles et segmenté du Danemark nous prenons les variables instrumentales d'ordre 5 et 4 de chaque variable endogène et dans les modèles, linéaire, moyenne mobile et segmenté de l'Italie nous prenons les variables instrumentales d'ordre 5 de chaque variable endogène pour satisfaire les conditions de rang et d'identification

5.2.1 Le Japon, le Canada, la Suisse, l'Australie, le Danemark, la Hollande et le Portugal.

Pour les cinq modèles japonais, canadiens (Table 1), suisses (Table 2), australiens et danois (Table 5), hollandais et portugais (Table 6), en utilisant la méthode des VI, le test d'orthogonalité nous indique que les variables que nous soupçonnons exogènes, sont significativement orthogonales aux erreurs au niveau 10%. Le test Sargan, la statistique de Kleibergen-Paap rk LM et R^2 Shea's Partiel démontrent la validité des

instruments qui ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur mais qui sont corrélés avec les variables endogènes.

5.2.2 Le Royaume-Uni, l'Italie

Pour les cinq modèles anglais (Table 2) et les quatre modèles italiens (Table 4) en utilisant la méthode des VI, le test d'orthogonalité nous indique que les variables que nous soupçonnons exogènes, sont significativement orthogonales aux erreurs au niveau 5% pour les modèles anglais et 1% pour les modèles italiens à l'exception du modèle quadratique italien où le test d'orthogonalité ne s'applique pas parce que le nombre des variables endogènes est plus grand que les nombres des instruments . Donc on ne rejette pas l'hypothèse nulle que ces variables sont exogènes au niveau 5% et 1%. Le test Sargan, la statistique de Kleibergen-Paap rk LM et R^2 Shea's Partiel démontrent la validité des instruments qui ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur mais qui sont corrélés avec les variables endogènes.

5.2.3 La France

Les modèles français sont un peu différents que le reste, déjà on a de l'hétéroscédasticité. En utilisant la méthode des VI avec l'option robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation. Le test d'orthogonalité ne s'applique pas parce que le nombre des variables endogènes est plus grand que les nombres des instruments. Le test Sargan, la statistique de Kleibergen-Paap rk LM et R^2 Shea's Partiel démontrent la validité des instruments qui ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur mais qui sont corrélés avec les variables endogènes (Table 3).

5.2.4 L'Allemagne

Pour les cinq modèles allemands en utilisant la méthode des VI, dans le cas du modèle moyenne mobile le test d'orthogonalité nous indique que les variables que nous soupçonnons exogènes, ne sont pas significativement orthogonales aux erreurs au niveau 1%. On rejette l'hypothèse nulle à 1%. Le test de Sargan pour le modèle moyenne mobile nous montre qu'il existe une légère corrélation entre les instruments et le terme d'erreur, mais ce n'est pas le cas des autres modèles. La statistique de Kleibergen-Paap rk LM et R^2 Shea's Partiel démontrent la validité des instruments qui sont corrélés avec les variables endogènes (Table 3).

5.2.5 La Suède

Pour les cinq modèles suédois, en utilisant la méthode des VI, dans le cas du modèle segmenté le test d'orthogonalité nous indique que les variables que nous soupçonnons exogènes, sont significativement orthogonales aux erreurs au niveau 1%. Autrement dit, on ne rejette pas l'hypothèse nulle que ces variables sont exogènes au niveau 1%. Mais pour le reste des modèles, on ne rejette pas l'hypothèse nulle que ces variables sont exogènes au niveau 10%. Le test Sargan, la statistique de Kleibergen-Paap rk LM et R^2 Shea's Partiel démontrent la validité des instruments qui ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur mais qui sont corrélés avec les variables endogènes (Table 4).

TABLE 1- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LE JAPON ET LE CANADA

Tests (<i>p-values</i>)	Pays (É.U)	Japon					Canada				
		Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* M.M.	Y* Seg.	Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* M.M.	Y* Seg.
Test d'hétéroscé.		0.3698	0.1958	0.1217	0.4120	0.7780	0.0402	0.1116	0.3180	0.0986	0.0464
Test d'autocorré. (AP.C)		0.5399	0.3729	0.7912	0.8401	0.5972	0.0543	0.3613	0.4306	0.5621	0.1173
Test de Sargan (Condition d'indentification AP.C)		0.0904	0.0396	0.0929	0.1206	0.0745	0.3770	0.2899	0.2790	0.3174	0.2753
R ² Shea's Partiel (Condition de rang) Inflation US/Inflation Étranger Intérêt US/Intérêt Étranger		0.9213/0.8203 0.8971/0.8330	0.9345/0.8797 0.8723/0.8984	0.9257/0.8901 0.8850/0.9246	0.9282/0.9141 0.9155/0.9543	0.8764 / 0.8915 0.8844/ 0.9226	0.9267/ 0.8528 0.5631/ 0.4849	0.9171/ 0.9222 0.5500 /0.5057	0.8979/0.9073 0.6001/0.5512	0.8654/0.9003 0.5744/0.5207	0.9317/0.8593 0.5748 /0.4982
Statistique de Kleibergen-Paap rk LM (Condition de rang AP.C)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test LM (vérification de la redondance des instruments)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test d'orthogonalité -C statistique (Teste si les régresseurs sont exogènes, orthogonaux)		0.1304	0.0553	0.1398	0.1764	0.1813	0.3662	0.5310	0.3701	0.6400	0.2444

AP.C: Après la correction

TABLE 2- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LA SUISSE ET LES ROYAUMES UNIES

Tests (<i>p-values</i>)	Pays (É.U)	Suisse					Royaumes Unies				
		Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* M.M.	Y* Seg.	Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* ⁵ M.M.	Y* ⁶ Seg.
Test d'hétérosced.		0.3688	0.2830	0.4630	0.4660	0.3148	0.2492	0.4039	0.5364	0.7663	0.8159
Test d'autocorré. (AP.C)		0.9485	0.9290	0.9545	0.9336	0.8156	0.0997	0.3573	0.3437	0.5670	0.6490
Test de Sargan (Condition d'indentification AP.C)		0.3598	0.4025	0.2828	0.2080	0.2249	0.1469	0.1078	0.0525	0.2018	0.0666
R ² Shea's Partiel (Condition de rang) Inflation US/Inflation Étranger Intérêt US/Intérêt Étranger		0.8858 / 0.8204 0.8059 / 0.5948	0.9244 / 0.7567 0.7857 / 0.5836	0.9035 / 0.7121 0.8121 / 0.6396	0.9172 / 0.7669 0.8334 / 0.6818	0.9122 / 0.8355 0.8186 / 0.6150	0.8944 / 0.9356 0.8112 / 0.6727	0.8930/0.9316 0.8122 / 0.7204	0.8935 / 0.9346 0.8239 / 0.7189	0.9119/ 0.9407 0.8955 / S.O.	0.8979/0.9390 0.8204/0.7175
Statistique de Kleibergen-Paap rk LM (Condition de rang AP.C)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test LM (vérification de la redondance des instruments)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test d'orthogonalité -C statistique (Teste si les régresseurs sont exogènes, orthogonaux)		0.2254	0.5699	0.1689	0.1441	0.1639	0.0839	0.1116	0.0499	0.1135	0.6277

AV.C : Avant la correction, AP.C: Après la correction

⁵ D'après les testes on trouve que l'inflation et le taux d'intérêt retardé des É.U. et l'inflation de la Grande-Bretagne sont endogènes (on prend des VI de 3 retards de chaque série)

⁶ Dans ce modèle nous prenons les variables instrumentales d'ordre 3 pour satisfaire la condition d'identification

TABLE 3- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LA FRANCE ET L'ALLEMAGNE

Tests (p-values)	Pays (É.U)	France					Allemagne				
		Y* ⁷ Liné.	Y* ⁸ Quad.	Y* ⁹ HP	Y* ¹⁰ M.M.	Y* ¹¹ Seg.	Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* M.M.	Y* Seg.
Test d'hétéroscé.		0.0016	0.0147	0.0026	0.3696	0.0098	0.0168	0.0548	0.0614	0.1277	0.0373
Test d'autocorré. (AP.C)		0.9962	0.8977	0.6745	0.9572	0.4699	0.8039	0.8246	0.9758	0.9920	0.91573
Test de Sargan (Condition d'indentification AP.C)		0.4256	0.1737	0.3237	0.1340	0.0698	0.1590	0.1121	0.0617	0.0160	0.0315
R ² Shea's Partiel (Condition de rang) Inflation US/Inflation Étranger Intérêt US/Intérêt Étranger		0.8707 /0.8881 0.8371 /0.8330	0.8673 / 0.8802 0.7971 / 0.7958	0.8810/ 0.9120 0.8619 / 0.9063	0.8747/ 0.9026 0.8596/ 0.8988	0.8760 / 0.8248 0.8114 / 0.7753	0.7881/0.6231 0.6997/ 0.5609	0.7414/0.7043 0.6845/0.5835	0.7862/0.7376 0.7567/0.6743	0.7791 /0.7260 0.7579 /0.6574	0.8844 /0.7339 0.6574 /0.5564
Statistique de Kleibergen-Paap rk LM (Condition de rang AP.C)		0.0286	0.0311	0.0394	0.0161	0.0507	0.0000	0.0000	0.0000	0.0894	0.0000
Test LM (vérification de la redondance des instruments)		0.0940	0.0000	0.0000	0.2495	0.2331	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test d'orthogonalité -C statistique (Teste si les régresseurs sont exogènes, orthogonaux)		S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	S.O.	0.0967	0.0929	0.0322	0.0078	0.0435

AV.C : Avant la correction, AP.C: Après la correction.

⁷ Modèle robuste à l'hétéroscédasticité, les instruments exclus: (L.INFL_US) (L.INFL_FR - L2.INFL_FR) (L2.I_US) (L2.I_FR)

⁸ Modèle robuste à l'hétéroscédasticité, les instruments exclus: (L.INFL_US) (L.INFL_FR) (L2.I_US - L3.I_US) (L2.I_FR)

⁹ Modèle robuste à l'hétéroscédasticité, les instruments exclus: (L.INFL_US) (L.INFL_FR) (L2.I_US - L3.I_US) (L2.I_FR - L3.I_FR)

¹⁰ Modèle robuste à l'hétéroscédasticité, les instruments exclus : (L.INFL_US) (L.INFL_FR - L2.INFL_FR) (L2.I_US) (L2.I_FR)

¹¹ Modèle robuste à l'hétéroscédasticité, les instruments exclus : (L.INFL_US - L2.INFL_US) (L.INFL_FR) (L2.I_US) (L2.I_FR - L3.I_FR)

TABLE 4- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR L'ITALIE ET LA SUÈDE

Tests (<i>p-values</i>)	Pays (É.U)	Italie					Suède				
		Y* ¹² Liné.	Y* ¹³ Quad.	Y* HP	Y* ¹⁴ M.M.	Y* ¹⁵ Seg.	Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* M.M.	Y* ¹⁶ Seg.
Test d'hétéroscé.		0.8375	0.0002	0.0121	0.8118	0.6219	1.0000	1.0000	0.9899	1.0000	0.5916
Test d'autocorré. (AP.C)		0.2293	0.4163	0.2635	0.4634	0.3363	0.5455	0.6942	0.5647	0.5869	0.3606
Test de Sargan (Condition d'indentification)		0.0308	0.2273	0.0366	0.0211	0.0241	0.0935	0.0879	0.0890	0.0887	0.0364
R ² Shea's Partiel (Condition de rang) Inflation US/Inflation Étranger Intérêt US/Intérêt Étranger		0.8539 /0.8427 0.8139 /0.8086	0.8390 / 0.8541 0.7979 / 0.8250	0.8432 / 0.8604 0.8322 / 0.8564	0.8470 / 0.8593 0.8451 / 0.8519	0.8510 / 0.8631 0.8390 / 0.8618	0.8819/ 0.6362 0.6714 /0.0613	0.6717 /0.7768 0.5894/ 0.1273	0.6783 /0.6878 0.7078 /0.1643	0.6633 /0.6510 0.7514 /0.1565	0.8930 /0.9051 0.8868 /S.O.
Statistique de Kleibergen-Paap rk LM (Condition de rang AP.C)		0.0000	0.0312	0.0000	0.0000	0.0000	0.0156	0.0006	0.0002	0.0002	0.0000
Test LM (vérification de la redondance des instruments)		0.0000	0.2918	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test d'orthogonalité -C statistique (Teste si les régresseurs sont exogènes, orthogonaux)		0.7632	S.O.	0.0247	0.0349	0.5938	0.3021	0.1011	0.0945	0.3007	0.0206

AV.C : Avant la correction, AP.C: Après la correction.

¹² Dans ce modèle nous prenons les variables instrumentales d'ordre 5 pour satisfaire la condition d'identification

¹³ Modèle robuste à l'hétéroscédasticité, les instruments exclus: (L.INFL_US) (L.INFL_IT) (L2.I_US - L3.I_US) (L2.I_IT - L3.I_IT)

¹⁴ Dans ce modèle nous prenons les variables instrumentales d'ordre 5 de chaque variable endogène

¹⁵ Dans ce modèle nous prenons les variables instrumentales d'ordre 5 de chaque variable endogène

¹⁶ Dans ce modèle nous trouvons que INFL_US INFL_SW 1.I_US sont endogènes et les instruments exclus : (L.INFL_US - L2.INFL_US) (L.INFL_SW - L2.INFL_SW) (L2.I_US - L5.I_US)

TABLE 5- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR L'AUSTRALIE ET LE DANEMARK

Tests (p-values)	Pays (É.U)	Australie					Danemark				
		Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* M.M.	Y* Seg.	Y* Liné.	Y* Quad.	Y HP	Y* ¹⁷ M.M.	Y* ¹⁸ Seg.
Test d'hétéroscé.		0.0151	0.0196	0.0932	0.0814	0.0627	0.1919	0.3864	0.4266	0.5963	0.4219
Test d'autocorré.(AP.C)		0.6906	0.5360	0.4750	0.4062	0.4444	0.8556	0.8698	0.6206	0.8117	0.5698
Test de Sargan (Condition d'indentification AP.C)		0.3921	0.3905	0.3690	0.5402	0.4810	0.1087	0.1271	0.0708	0.0885	0.1102
R ² Shea's Partiel (Condition de rang) Inflation US/Inflation Étranger Intérêt US/Intérêt Étranger		0.9312/ 0.9219 0.8541/ 0.8385	0.9335 / 0.9328 0.8366 / 0.8345	0.9294 / 0.9385 0.8606 / 0.8631	0.9318 / 0.9315 0.8760 / 0.8724	0.9351 / 0.9275 0.8570 /0.8498	0.8689 /0.6892 0.8760 /0.5032	0.8546/0.8011 0.8481/0.5836	0.8636 /0.8191 0.8682/0.6107	0.8686 / 0.8196 0.8836 / 0.6373	0.8701 /0.8040 0.8765 /0.5953
Statistique de Kleibergen-Paap rk LM (Condition de rang AP.C)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test LM (vérification de la redondance des instruments)		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Test d'orthogonalité -C statistique (Teste si les régresseurs sont exogènes, orthogonaux)		0.4335	0.5073	0.3498	0.3758	0.7217	0.0796	0.1674	0.0950	0.0253	0.1962

AV.C : Avant la correction, AP.C: Après la correction.

¹⁷ Dans ce modèle nous prenons les variables instrumentales d'ordre 5 de chaque variable endogène : (L.INFL_US - L5.INFL_US) (L.INFL_DEN - L5.INFL_DEN) (L2.I_US - L5.I_US) (L2.I_DEN - L5.I_DEN)

¹⁸ Dans ce modèle nous prenons les variables instrumentales : (L.INFL_US - L4.INFL_US) (L.INFL_DEN - L4.INFL_DEN) (L2.I_US - L3.I_US) (L2.I_DEN - L3.I_DEN)

TABLE 6- TESTS D'ENDOGENÉITÉ POUR LA HOLLANDE ET LE PORTUGAL

Tests (<i>p-values</i>)	Pays (É.U)		Hollande					Portugal				
	Y* Liné.	Y* Quad.	Y* HP	Y* ¹⁹ M.M.	Y* Seg.	Y* Liné.	Y* Quad.	Y HP	Y M.M.	Y* Seg.		
Test d'hétéroscé.	0.1035	0.1454	0.2301	0.9311	0.3415	0.6865	0.6984	0.8004	0.5800	0.6316		
Test d'autocorré. (AP.C)	0.8013	0.7336	0.6101	0.7050	0.8210	0.2891	0.2238	0.2822	0.5674	0.3636		
Test de Sargan (Condition d'indentification AP.C)	0.1927	0.1183	0.0654	0.1683	0.0728	0.2839	0.2874	0.2100	0.4369	0.3833		
R ² Shea's Partiel (Condition de rang) Inflation US/Inflation Étranger Intérêt US/Intérêt Étranger	0.8542/ 0.9068 0.8176/ 0.6870	0.8522 / 0.9148 0.8108 / 0.6821	0.8521 / 0.9126 0.8240 / 0.7225	0.8589/ 0.9101 0.8359/ 0.7426	0.8435 / 0.9145 0.8214 / 0.6804	0.8802/ 0.3637 0.7751/0.2533	0.8916 /0.3897 0.7752/0.2854	0.9075/0.3595 0.2970/0.6212	0.9025 /0.3612 0.5712/.0.2964	0.8419/0.3929 0.7038 /0.3041		
Statistique de Kleibergen-Paap rk LM (Condition de rang AP.C)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Test LM (vérification de la redondance des instruments)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
Test d'orthogonalité -C statistique (Teste si les régresseurs sont exogènes, orthogonaux)	0.1130	0.0753	0.0357	0.0046	0.0438	0.2506	0.2606	0.1633	0.5801	0.5094		

AV.C : Avant la correction, AP.C: Après la correction.

¹⁹ Dans ce modèle nous prenons les variables instrumentales de retard d'ordre 5 de chaque variable endogène

5.3 Résultats des tests

On effectue des tests de Wald à un niveau significatif 5% de différentes hypothèses tel que la symétrie, l'hétérogénéité, le lissage et consistance de la constante. On trouve que le Canada, le Japon, la Suisse, la Suède, le Danemark, l'Italie, la Hollande et le Portugal pour les cinq tendances ont des modèles symétries autrement dit que le coefficient du taux de change réel n'est pas significatif au niveau de 5%, par contre l'Australie et la France ont des modèles asymétries. La Grande-Bretagne a un modèle symétrie pour les tendances HP, moyenne mobile et segmenté et asymétrie pour les tendances linéaire et quadratique. L'Allemagne a juste un modèle asymétrie pour la tendance linéaire.

On trouve un modèle avec lissage pour le Japon, l'Australie, la Suède autrement dit que ces pays lissent le taux d'intérêt, en le modifiant graduellement d'une période à une autre et un modèle sans lissage pour le Danemark, l'Italie, l'Allemagne, la Hollande et le Portugal au niveau des cinq tendances. La Grande-Bretagne et la France ont des modèles avec lissage au niveau de leurs tendances linéaires. La Suisse et le Canada ont des modèles avec lissage pour la tendance segmentée.

La Suisse, l'Australie, le Danemark, l'Italie, l'Allemagne, la Hollande, et le Portugal ont des modèles homogènes pour les cinq tendances. On dit que c'est un modèle homogène si les banques centrales répondent identiquement suite à des changements dans l'inflation, dans l'output gap, et si les coefficients du lissage du taux d'intérêt sont égaux. Le Japon a un modèle hétérogène pour les cinq tendances. Le Canada a un modèle hétérogène pour les tendances linéaire et segmenté. La Grande-Bretagne avec un PIB potentiel qui a une tendance linéaire, la France avec un PIB potentiel qui a une tendance segmenté la Suède avec des tendances linéaire et moyenne mobile ont des modèles hétérogènes.

Le Canada, le Japon, la Suisse, la Suède, le Danemark, l'Italie, l'Allemagne, la Hollande et le Portugal ont des modèles sans constantes pour toutes les tendances autrement dit que les deux banques centrales respectivement, ont les mêmes réactions pour un changement dans l'inflation, dans l'output gap et que les coefficients du lissage du taux d'intérêt sont égaux, et aussi ont des niveaux d'inflations ciblés et leurs taux d'intérêts d'équilibres identiques. La France avec un PIB potentiel qui a une tendance segmentée et la Grande-Bretagne avec un PIB potentiel qui a une

tendance linéaire ont des modèles avec constante. L'Australie a un modèle avec constante pour les cinq tendances.

TABLE 7- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE LINÉAIRE

Pays (<i>p-values</i>)	Canada	Japon	Suisse	Grande-Bretagne	Australie	Suède	Danemark	France	Italie	Allemagne	Hollande	Portugal	Modèles
Hypothèses H₀ :													
w_q = 0	0.5974 Symétrie	0.9362 Symétrie	0.1462 Symétrie	0.0001 Asymétrie	0.0260 Asymétrie	0.5220 Symétrie	0.5837 Symétrie	0.0107 Asymétrie	0.3443 Symétrie	0.0376 Asymétrie	0.1496 Symétrie	0.1636 Symétrie	Symétrie Si Ho n'est pas rejeté Asymétrie sinon
w_{ui} = w_{fi} = 0	0.2439 Sans lissage	0.0052 Avec lissage	0.4532 Sans lissage	0.0398 Avec lissage	0.0485 Avec lissage	0.0052 Avec lissage	0.3414 Sans lissage	0.1267 Sans lissage	0.5228 Sans lissage	0.4083 Sans lissage	0.2498 Sans lissage	0.2732 Sans lissage	Sans lissage si Ho n'est pas rejeté Avec lissage sinon
w_{uπ} = w_{fπ} et	0.0000 Hétérogène	0.0044 Hétérogène	0.4537 Homogène	0.0160 Hétérogène	0.5895 Homogène	0.0254 Hétérogène	0.3627 Homogène	0.0692 Homogène	0.7198 Homogène	0.4008 Homogène	0.3954 Homogène	0.4479 Homogène	Homogène Si Ho n'est pas rejeté Hétérogène sinon
w_{uy} = w_{fy} et													
w_{ui} = w_{ui}													
w = 0	0.6780 Sans constante	0.3864 Sans constante	0.2754 Sans constante	0.0481 Avec constante	0.0301 Avec constante	0.0806 Sans constante	0.7608 Sans constante	0.0626 Sans constante	0.7029 Sans constante	0.2325 Sans constante	0.3271 Sans constante	0.3859 Sans constante	Sans constante Si Ho n'est pas rejeté Avec constante sinon

TABLE 8- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE QUADRATIQUE

Pays (p-values)	Canada	Japon	Suisse	Grande- Bretagne	Australie	Suède	Danemark	France	Italie	Allemagne	Hollande	Portugal	Modèles
Hypothèses Ho :													
$w_q = 0$	0.0600 Symétrie	0.2610 Symétrie	0.0779 Symétrie	0.0376 Asymétrie	0.0170 Asymétrie	0.8295 Symétrie	0.5219 Symétrie	0.0206 Asymétrie	0.3325 Symétrie	0.0669 Symétrie	0.1889 Symétrie	0.1245 Symétrie	Symétrie Si Ho n'est pas rejeté Asymétrie sinon
$w_{ui} = w_{fi} = 0$	0.5788 Sans lissage	0.0001 Avec lissage	0.3750 Sans lissage	0.7393 Sans lissage	0.0162 Avec lissage	0.0021 Avec lissage	0.3660 Sans lissage	0.0051 Avec lissage	0.7819 Sans lissage	0.2680 Sans lissage	0.2905 Sans lissage	0.1510 Sans lissage	Sans lissage si Ho n'est pas rejeté Avec lissage sinon
$w_{u\pi} = w_{f\pi}$ et $w_{uy} = w_{fy}$ et $w_{ui} = w_{fi}$	0.1788 Homogène	0.0001 Hétérogène	0.4886 Homogène	0.2387 Homogène	0.5014 Homogène	0.1046 Homogène	0.3063 Homogène	0.4755 Homogène	0.3392 Homogène	0.5259 Homogène	0.4647 Homogène	0.3250 Homogène	Homogène Si Ho n'est pas rejeté Hétérogène sinon
$w = 0$	0.1409 Sans constante	0.8259 Sans constante	0.1482 Sans constante	0.1620 Sans constante	0.0157 Avec constante	0.1957 Sans constante	0.7558 Sans constante	0.1753 Sans constante	0.1780 Sans constante	0.2958 Sans constante	0.2930 Sans constante	0.3470 Sans constante	Sans constante Si Ho n'est pas rejeté Avec constante sinon

TABLE 9- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE HP

Pays (<i>p-values</i>)	Canada	Japon	Suisse	Grande- Bretagne	Australie	Suède	Danemark	France	Italie	Allemagne	Hollande	Portugal	Modèles
Hypothèses H_0 :													
$w_q = 0$	0.1499 Symétrie	0.1795 Symétrie	0.0864 Symétrie	0.1329 Symétrie	0.0372 Asymétrie	0.8056 Symétrie	0.6096 Symétrie	0.0347 Asymétrie	0.5388 Symétrie	0.1044 Symétrie	0.2359 Symétrie	0.0726 Symétrie	Symétrie Si Ho n'est pas rejeté Asymétrie sinon
$w_{ui} = w_{fi} = 0$	0.5032 Sans lissage	0.0013 Avec lissage	0.3138 Sans lissage	0.1212 Sans lissage	0.0234 Avec lissage	0.0022 Avec lissage	0.5609 Sans lissage	0.0100 Avec lissage	0.4323 Sans lissage	0.2619 Sans lissage	0.4363 Sans lissage	0.1598 Sans lissage	Sans lissage si Ho n'est pas rejeté Avec lissage sinon
$w_{u\pi} = w_{f\pi}$ et $w_{uy} = w_{fy}$ et $w_{ui} = w_{ui}$	0.4646 Homogène	0.0016 Hétérogène	0.5144 Homogène	0.1427 Homogène	0.8140 Homogène	0.1412 Homogène	0.3208 Homogène	0.5249 Homogène	0.6210 Homogène	0.4983 Homogène	0.6128 Homogène	0.3097 Homogène	Homogène Si Ho n'est pas rejeté Hétérogène sinon
$w = 0$	0.2003 Sans constante	0.7468 Sans constante	0.2444 Sans constante	0.1746 Sans constante	0.0364 Avec constante	0.1694 Sans constante	0.9525 Sans constante	0.1289 Sans constante	0.9504 Sans constante	0.3757 Sans constante	0.4135 Sans constante	0.2493 Sans constante	Sans constante Si Ho n'est pas rejeté Avec constante sinon

TABLE 10- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE MOYENNE MOBILE

Pays (<i>p-values</i>)	Canada	Japon	Suisse	Grande- Bretagne	Australie	Suède	Danemark	France	Italie	Allemagne	Hollande	Portugal	Modèles
Hypothèses H_0 :													
$w_q = 0$	0.1039 Symétrie	0.3775 Symétrie	0.0617 Symétrie	0.1688 Symétrie	0.0216 Asymétrie	0.8386 Symétrie	0.5749 Symétrie	0.0131 Asymétrie	0.5375 Symétrie	0.1441 Symétrie	0.1848 Symétrie	0.1247 Symétrie	Symétrie Si Ho n'est pas rejeté Asymétrie sinon
$w_{ui} = w_{fi} = 0$	0.4346 Sans lissage	0.0047 Avec lissage	0.2088 Sans lissage	0.2229 Sans lissage	0.0153 Avec lissage	0.0007 Avec lissage	0.6408 Sans lissage	0.0203 Avec lissage	0.4006 Sans lissage	0.2708 Sans lissage	0.3016 Sans lissage	0.2320 Sans lissage	Sans lissage si Ho n'est pas rejeté Avec lissage sinon
$w_{u\pi} = w_{f\pi}$ et $w_{uy} = w_{fy}$ et $w_{ui} = w_{fi}$	0.3724 Homogène	0.0057 Hétérogène	0.3037 Homogène	0.2097 Homogène	0.9497 Homogène	0.0159 Hétérogène	0.2737 Homogène	0.3892 Homogène	0.1484 Homogène	0.0889 Homogène	0.2362 Homogène	0.5478 Homogène	Homogène Si Ho n'est pas rejeté Hétérogène sinon
$w = 0$	0.1390 Sans constante	0.9906 Sans constante	0.2179 Sans constante	0.2421 Sans constante	0.0437 Avec constante	0.1046 Sans constante	0.8742 Sans constante	0.1309 Sans constante	0.8319 Sans constante	0.5484 Sans constante	0.4527 Sans constante	0.3467 Sans constante	Sans constante Si Ho n'est pas rejeté Avec constante sinon

TABLE 11- TESTS DE WALD POUR LES MODÈLES OÙ LE P.I.B. POTENTIEL A UNE TENDANCE SEGMENTÉ

Pays (<i>p-values</i>)	Canada	Japon	Suisse	Grande- Bretagne	Australie	Suède	Danemark	France	Italie	Allemagne	Hollande	Portugal	Modèles
Hypothèses H_0 :													
$w_q = 0$	0.0599 Symétrie	0.7191 Symétrie	0.5839 Symétrie	0.2400 Symétrie	0.0371 Asymétrie	0.4188 Symétrie	0.6387 Symétrie	0.0038 Asymétrie	0.8642 Symétrie	0.2161 Symétrie	0.1558 Symétrie	0.1094 Symétrie	Symétrie Si Ho n'est pas rejeté Asymétrie sinon
$w_{ui} = w_{fi} = 0$	0.0180 Avec lissage	0.0011 Avec lissage	0.0443 Avec lissage	0.1429 Sans lissage	0.0148 Avec lissage	0.0000 Avec lissage	0.7322 Sans lissage	0.0085 Avec lissage	0.6726 Sans lissage	0.2293 Sans lissage	0.2250 Sans lissage	0.3266 Sans lissage	Sans lissage si Ho n'est pas rejeté Avec lissage sinon
$w_{u\pi} = w_{f\pi}$ et $w_{uy} = w_{fy}$ et $w_{ui} = w_{fi}$	0.0001 Hétérogène	0.0010 Hétérogène	0.0698 Homogène	0.1272 Homogène	0.7998 Homogène	0.1733 Homogène	0.6964 Homogène	0.0447 Hétérogène	0.5651 Homogène	0.4454 Homogène	0.2152 Homogène	0.5614 Homogène	Homogène Si Ho n'est pas rejeté Hétérogène sinon
$w = 0$	0.1248 Sans constante	0.2696 Sans constante	0.8956 Sans constante	0.1245 Sans constante	0.0385 Avec constante	0.8274 Sans constante	0.9377 Sans constante	0.0243 Avec constante	0.7556 Sans constante	0.6286 Sans constante	0.3937 Sans constante	0.4199 Sans constante	Sans constante Si Ho n'est pas rejeté Avec constante sinon

6 Conclusion

Nous avons travaillé sur l'estimation du taux de change nominal basés sur la règle de Taylor incorporé dans un modèle proposé par Molodstova et Papell (2009). Nous avons estimé ce modèle par la méthode des moments généralisés des VI. Nous avons déterminé le type de modèle de chaque pays selon le plus grand nombre des coefficients qui sont significatives à 5% . Pour l'hypothèse de linéarité, on trouve que la Suède a un modèle symétrie, avec lissage , hétérogène, et sans constante, la Grande-Bretagne a un modèle asymétrie, avec lissage , hétérogène, et avec constante, l'Allemagne a un modèle asymétrie, sans lissage , homogène, et sans constante. Pour l'hypothèse quadratique, on trouve que le Japon a un modèle symétrie, avec lissage, hétérogène, et sans constante. Pour l'hypothèse HP, on trouve que le Portugal a un modèle symétrie, sans lissage, homogène, sans constante. Pour l'hypothèse moyenne mobile, on trouve que le Danemark, l'Italie ont un modèle symétrie, sans lissage, homogène, sans constante. Pour l'hypothèse Segmenté , on trouve que le Canada a un modèle symétrie, avec lissage, hétérogène, sans constante, la Suisse a un modèle symétrie, avec lissage, homogène, sans constante, la Hollande a un modèle symétrie, sans lissage, homogène, sans constante, l'Australie a un modèle asymétrie, avec lissage, homogène, avec constante, la France a un modèle asymétrie, avec lissage, hétérogène, avec constante.

Suite à ces résultats, il est important aussi de se demander quelle variable pourrait-on inclure pour mieux prévoir le taux de change, par exemple le prix de pétrole, ou bien le prix de l'or et surtout la surendettement d'un pays . Il serait intéressant d'étudier l'impact du surendettement sur le taux de change de ces pays dès lors que ces pays ont connu une forte volatilité de leur taux de change et des niveaux d'endettement extérieurs publics très élevé comme le Portugal, l'Italie et les É.U. Finalement, il serait intéressant de calculer l'erreur moyenne quadratique et la racine carrée de l'erreur moyenne quadratique d'un modèle de marche aléatoire, univarié autorégressive et aussi d'un ARCH afin de les comparer aux erreurs de nos modèles.

Références bibliographiques

Baum, F.C., 2006. An Introduction to Modern Econometrics Using Stata, Stata Press.

Baum, F.C., Schaffer, E.M., Stillman, S., 2007. Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing. Boston college economics Working Paper No.667.

Bilson, J., 1978. Rational expectations and the exchange rate, in : J. Frenkel and H. Johnson, eds., The economics of exchange rates(Addison- Wesley Press, Reading).

Bilson, J., 1979. The deutsche mark/dollar rate – A monetary analysis, in : Karl Brunner and Allan H. Meltzer, eds., Policies for employment, prices and exchange rates. Carnegie-Rochester Conference 11 (North-Holland Publishing Company, Amsterdam).

Chinn, M. D., 2008. Nonlinearities, Business Cycles, and Exchange Rates. Manuscript, University of Wisconsin.

Clarida, R., Gali, J., Gertler, M., 1998, Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. European Economic Review 42, 1033–1068.

Darné, O., Diebolt, C., 2006. Chocs temporaires et permanents dans le PIB de la France, du Royaume-Uni et des Etats-Unis. Revue d'économie politique 116, 65-78

Dornbusch, R., 1976. Expectations and exchange rate dynamics, Journal of Political Economy 84, 1161-1176

Engel, C., West, K.D., 2006. Taylor Rules and the Deutschmark-Dollar Real Exchange Rates. Journal of Money, Credit and Banking 38, 1175-1194.

Frankel, J., 1979. On the mark : A theory of floating exchange rates based on real interest differentials, American Economic Review 69, 610-622.

Frankel, J., 1981. On the mark : Reply, American Economic Review 71, 1075-1082.

Frenkel, J., 1976. A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence, Scandinavian Journal of Economics 78, 200-224.

Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., Van Den Noord, P., 1995. Production Potentielle, Écarts de Production et Soldes Budgétaires Structurels. Revue économique de l'OCDE, no 24.

- Gourinchas, P.-O., Tornell, A., 2004. Exchange Rate Puzzles and Distorted Beliefs. *Journal of International Economics* 64, 303-333.
- Hooper, P., Morton, J., 1982. Fluctuations in dollar: A model of nominal and real exchange rate determination, *Journal of International Money and Finance* 1, 39-56.
- Lardic, S., Mignon, V., 2002. *Économétrie des Séries Temporelles Macroéconomiques et Financières*. *Économica*
- Le Bihan, H., 2004. Tests de rupture : une application au PIB tendanciel français. *Économie et Prévision* no 163, 133-154
- Mark, N.C., 1995. Exchange Rate and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability. *American Economic Review* 85, 201-218.
- Meese, R.A., Rogoff, K., 1983a. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics* 14, 3-24.
- Molodtsova, T., Papell, H.D., 2009. Out-of-Sample Exchange Rate Predictability with Taylor Rule Fundamentals. *Journal of International Economics* 77, Issue 2, 167-180
- Ramanathan R., 2002 (Ed.), *Introductory Econometrics with Applications*, South-Western, Thomson Learning.
- Shea, John. 1997. « Instrument Relevance in Multivariate Linear Models : A Simple Measure ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, no 2 (mai), p. 348-352. StataCorp.
- Secrétariat d'État à l'économie, Direction de la politique économique 2005. Un scénario de croissance à long terme pour l'économie Suisse.
- StataCorp. 2007. « ivregress postestimation -Postestimation tools for ivregress », *Stata Base Reference Manual*, 10e éd., vol. 2. College Station (Texas): StataCorp LP, p. 45-56.
- Taylor, J.B., 1993. Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester conference Series on Public Policy* 39, 195-214.
- Wooldridge, M.J., 2003. *Introductory Econometrics (2E)*, Thomson, South-Western.