

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

**Les Déterminants du taux de change
entre le dollar Canadien et le yen japonais**

**Département de sciences économiques
Faculté des Arts et des Sciences**

Yirlier Hyacinthe SOME

Directeur de recherche :
Alessandro RIBONI

**Rapport de recherche présenté à la faculté des études supérieures
En vue de l'obtention du grade de M.Sc.
en sciences économiques**

Août 2008

Table des matières :

Liste des graphiques	2
Liste des tableaux.....	3
Résumé.....	4
1-Introduction	5
2-Bref aperçu des modèles de détermination du taux de change	8
2.1-Les modèles traditionnels du taux de change	8
2.2 Les modèles contemporains du taux de change.....	13
2.2.1 Les modèles macroéconomiques : Le modèle monétaire et le modèle du portefeuille	13
2.2.2 Les Modèles micro-structurels.....	17
3-Le modèle de Clarida et Gali	20
3.1-Modèle théorique.....	20
3.2-Analyse des données.....	24
3.3-Identification par la méthode de Blanchard et Quah (1989)	27
4-Analyse des résultats de l'estimation du modèle VAR.....	31
5-Un modèle linéaire du taux de change	36
6-Conclusion	45
Bibliographies.....	46
Annexes	50

Liste des graphiques

Graphique 1 : Évolutions des prix et du taux de change.....	25
Graphique 2 : Évolution du taux de change et des chocs de demande	34
Graphique 3 : Séries ajustées du TCR, estimations du modèle VAR et du modèle (34)..	42
Graphique 4 : Prévission du TCR sur toute la période d'étude.....	43
Graphique 5 : Prévission du TCR sur de courtes périodes.....	44

Liste des tableaux

Tableau 1 : Tests de racine unitaire pour les variables du modèle VAR.....	26
Tableau 2 : Test de Co-intégration entre les variables du modèle VAR.	27
Tableau 3 : Tests de stationnarité pour les séries du modèle linéaire.....	38
Tableau 4 : Résultats de l'estimation des modèles (32) et (34).	40

Résumé

Le taux de change est une variable importante dans l'appréhension du comportement d'une économie. C'est aussi une variable très complexe dont la recherche n'a pas encore élucidé tous les déterminants. En effet, la plupart des modèles ne sont ni inter-temporel, ni intra-temporel. Il est donc nécessaire d'étudier les déterminants du taux de change pour chaque groupe de pays. Dans cette étude, on s'est appesantit sur ceux du taux de change entre le dollar canadien et le yen japonais. Il s'est avéré que certaines variables sont unanimes dans l'explication des mouvements du taux de change; c'est le cas de la demande globale, la monnaie et l'offre ne jouant qu'un rôle négligeable dans cette étude. Il est ressortit également que les avantages comparatifs (le pétrole à travers ses prix) pouvaient avoir un impact significatif sur le taux de change.

Mots clés : taux de change, anticipations, avantages comparatifs, modèles monétaires, modèles microstructures, modèle linéaire, prévisions, prix pétroliers, taux d'intérêts, vecteurs autorégressifs (VAR).

1-Introduction

La chute du système de Bretton-Woods marque pour plusieurs pays industrialisés, la fin du change fixe et le début du flottement de leur taux de change. Plusieurs études ont porté un intérêt particulier sur les avantages et les inconvénients des taux de change flottants. Toutefois, pour connaître les bienfaits du flottement du taux de change, il fallait en connaître les déterminants. Or celui-ci s'est révélé dès le début du flottement très volatile et incompréhensible. Aussi plusieurs économistes se sont intéressés à la recherche des déterminants du taux de change à long, à moyen et à court terme.

Déjà en 1979, Mussa (1979) signalait des faits importants de la dynamique du taux de change, parmi ceux-ci on peut citer : le logarithme du taux de change courant est approximativement une marche aléatoire; plusieurs changements du taux de change ne sont pas prévisibles; dans les pays ayant une forte inflation, le taux de change a tendance à se déprécier; le taux de change est plus volatile que les variables fondamentales.

Ces quatre faits sont d'une grande importance dans la mesure où ils ont fait l'objet de nombreuses recherches durant les deux dernières décennies. Aujourd'hui encore, on n'a pas résolu la question de la prévision du taux de change nominal. Les modèles de prévision élaborés par les chercheurs dans le passé ont été d'une efficacité limitée. Ceci est peut-être dû à l'étendu des variables qui influencent le taux de change.

En effet, le taux de change est décrit par les chercheurs comme une variable qui varie avec la masse monétaire, les écarts de productivité, les différences de prix, la dette publique, les informations sur les marchés, les anticipations des agents, les taux d'intérêts, les actifs étrangers nets etc. Cependant aucune combinaison de ces variables n'est parvenue à expliquer correctement les variations du taux de change. Selon Meese et Rogoff (1983)¹, aucun modèle structurel du taux de change ne peut mieux prédire le futur taux de change qu'un modèle aléatoire.

¹ In Frankel and Rose (1994)

Depuis le début des recherches sur le taux de change, la littérature permet de distinguer trois grands groupes de modèles : des modèles traditionnels (d'avant 1973) basés sur les échanges commerciaux et qui se sont avérés plus aptes à expliquer les variations de long terme du taux de change, des modèles macroéconomiques et des modèles micro-structurels. Les deux derniers groupes de modèles reflètent plus les échanges financiers (mouvements internationaux de capitaux) dans la mesure où ceux-ci dominent aujourd'hui largement les échanges commerciaux et sont donc plus représentatifs du taux de change. Comme les modèles traditionnels, les modèles macroéconomiques ont donné de piètres résultats à court terme. Les modèles micro-structurels, par contre, arrivent à expliquer, à travers les flux d'ordres, les fluctuations du taux de change sur de très courtes périodes (quelques jours, un mois).

En fait, les modèles qui ont été élaborés ne sont ni inter-temporels ni intra-temporels en ce sens qu'un même modèle peut produire des résultats différents pour des groupes de pays différents et pour des périodes différentes (voir Clarida et Gali, 1994). Le taux de change est donc une variable économique très complexe dont l'explication de ses variations demeure un sentier épineux. Les modèles micro-structurels donnent aujourd'hui les meilleures prévisions du taux de change, toutefois, il reste que les véritables déterminants du taux de change ne sont pas les flux d'ordres mais plutôt les variables macroéconomiques (Áron Gereben–György Gyomai –Norbert Kiss M., 2005). Dans la mesure où les flux d'ordres fournissent de l'information sur ces variables agrégées (macroéconomiques), il n'est donc pas inutile de chercher à connaître les variables macroéconomiques dont on peut avoir les informations sur le marché. La connaissance de ces variables peut guider sur le choix de modèles micro-structurels qui conduiraient à une meilleure appréhension du taux de change et de ses fluctuations.

Cette étude est donc vouée à utiliser un modèle macroéconomique afin de dériver les déterminants du taux de change entre deux pays, le Canada et le Japon. Le choix de ces deux pays n'est pas aussi fortuit que cela puisse paraître. La plupart des modèles du taux de change met en relation, soit des pays dont le partenariat commercial est fort (Canada-États-Unis), soit les États-Unis (leader économique mondial) et d'autres pays. Par contre

le partenariat entre le Canada et le Japon n'est pas le plus important pour chacun des deux pays. En effet, le marché Japonais représente environ 2,5% des échanges extérieurs du Canada tandis que celui du Canada ne représente qu'environ 1,5% des marchés extérieurs Japonais.²

L'objectif est donc d'étudier les déterminants du taux de change dans un tel (« petit ») marché commercial. Dans cette optique, on cherche à savoir si les avantages comparatifs du Canada dans les ressources naturels tels que le pétrole, peuvent influencer le taux de change entre ces deux pays. L'importance de cette question vient du fait que les deux pays n'échangent pas de pétrole. Dans cette étude, on répondra à deux grandes questions : est-ce que les variables qui déterminent le taux de change sur les « grands marchés » sont pertinentes sur les petits marchés (dans notre cas les variables en considérations sont le PIB réel, la masse monétaire, le niveau général des prix)? Est-ce que des biens non échangés entre deux pays peuvent influencer considérablement leur taux de change bilatéral?

La suite de l'étude est divisée en trois parties. La première partie donne un aperçu des différents modèles du taux de change. Dans la deuxième partie on estime un modèle macroéconomique du taux de change entre le Canada et le Japon, cette estimation nous permettra de répondre à notre première grande question. Enfin, dans la troisième partie, on estime un modèle linéaire afin de sélectionner les variables pertinentes de détermination du taux de change entre les deux pays.

² En 2005, les exportations du Canada vers le Japon ne représentent que 1,7% des importations totales du Japon, tandis que les importations du Canada ne valent que 1,5% (Daniel Workman, 2007). De même en 2005, les exportations et les importations du Japon vis-à-vis du Canada sont respectivement 2,9% et 2,3% des importations totales et exportations totales du Canada (Daniel Workman, 2006)

2-Bref aperçu des modèles de détermination du taux de change

Comme on l'a déjà mentionné, un survol de la recherche sur les déterminants du taux de change permet de retenir trois groupes de modèles : des modèles traditionnels élaborés avant 1973, des modèles macroéconomiques et des modèles micro-structurels (ou modèles microstructures). Les premiers modèles ont surtout permis l'explication des tendances de long terme du taux de change tandis que les deux derniers groupes se sont beaucoup plus intéressés aux tendances de court terme, lesquels se sont révélés problématiques en raison de la grande diversité de variables qui interviennent.

2.1-Les modèles traditionnels du taux de change

Les modèles traditionnels du taux de change prennent leurs sources dans les échanges commerciaux internationaux (en particulier les changements dans les productivités des facteurs de production). En effet avant l'effondrement du système de Bretton Woods, le volume des échanges de biens était plus important que celui des capitaux. Le taux de change reflétait donc plus ou moins bien les flux commerciaux que les flux financiers. Mais cette tendance s'est inversée après 1973 nécessitant ainsi de nouvelles théories du taux de change fondées essentiellement sur les variables financières et sur la masse monétaire.

Les modèles traditionnels ont tenté d'expliquer les déviations du taux de change par rapport à la parité du pouvoir d'achat. C'est pourquoi on les qualifie souvent de modèles de détermination à long terme du taux de change. Avant d'exposer l'un de ces modèles, commençons par clarifier certains termes qui seront utilisés. On appellera taux de change réel (TCR), le prix relatif d'un même panier de biens, entre deux pays, *après que toutes les monnaies aient été converties dans un même numéraire*. En d'autres termes, c'est le rapport des prix d'un panier de biens identiques pour chaque pays.

On suppose deux pays partenaires commerciaux et deux biens (un bien échangeable et un bien non échangeable). Dans chaque pays il existe deux secteurs, un secteur de production des biens échangeables et un secteur de production des biens non échangeables. Le facteur travail (L) est immobile entre les pays, mais il est mobile et partagé entre les secteurs, $L=L_E + L_N$. On suppose en plus que le capital est nécessaire à la production, il doit donc être loué (au taux r) une période à l'avance. Prenons une firme représentative dans chaque secteur. Le problème de maximisation de chaque firme est illustré par les équations suivantes :

$$(1) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left[A_{E,s} F(K_{E,s}, L_E) - w_s L_E - r(K_{E,s+1} - K_{E,s}) \right]$$

$$(2) \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left[p_s A_{N,s} G(K_{N,s}, L_N) - w_s L_N - r(K_{N,s+1} - K_{N,s}) \right]$$

L'équation (1) concerne le secteur des biens échangeables et l'équation (2) celui des biens non échangeables. Les fonctions $F(\cdot)$ et $G(\cdot)$ sont les fonctions de productions dans chacun des secteurs. La lettre p désigne le prix d'un bien non échangeable exprimé en fonction du prix du bien échangeable. Le prix de ce dernier est pris comme numéraire. Les lettres r et A représentent respectivement le taux d'intérêt international et la productivité du travail. Les indices E et N désignent le secteur des biens échangeables et le secteur des biens non échangeables. L'indice t représente le temps initial et s le temps courant. Dans la suite, on omettra d'utiliser ces deux derniers indices dans le but d'alléger l'écriture.

Ce système d'équations est identique pour les deux pays partenaires. L'objectif est de dériver l'expression du TCR en fonction des arguments des fonctions de productions des deux pays. Selon notre définition, le TCR peut être exprimé sous la forme algébrique suivante; P/P^* , où « * » désigne le pays partenaire (étranger) et P , le niveau général des prix. On suppose que P est une moyenne pondérée (par λ) du prix des biens échangeables (qui vaut 1 parce qu'étant le numéraire) et du prix des biens non échangeables (p).

$$(3) P = (1)^\lambda p^{1-\lambda} = p^{1-\lambda},$$

$$(4) TCR = \frac{P}{P^*} = \left(\frac{p}{p^*} \right)^{1-\lambda}$$

Mais p est inconnu et doit le calculer à partir de la résolution du problème de maximisation. Le problème étant identique pour chaque pays, on le résout une seule fois. Dérivons les conditions de premier ordre de chaque problème de maximisation;

$$(5) A_E f'(k_E) = r$$

$$(6) A_E [f(k_E) - f'(k_E)k_E] = w \quad 3$$

$$(7) p A_N g'(k_N) = r$$

$$(8) p A_N [g(k_N) - g'(k_N)k_N] = w$$

Les équations (6) et (8) peuvent être toujours vérifiées ex-ante ou ex-post (suite à un choc de productivité) dans la mesure où la mobilité du travail entre les secteurs peut assurer l'égalisation entre le taux de salaire et la productivité marginale du travail (PML). Par contre les équations (5) et (7) peuvent ne pas être vérifiées ex-post. En effet les technologies des secteurs sont différentes et un choc de productivité non anticipé dans l'un des secteurs peut compromettre l'égalité entre le taux d'intérêt et la productivité marginale du capital (PMK)⁴. De ce fait, on suppose qu'il n'existe pas de chocs de productivité du capital qui soient non anticipés.

On s'intéresse ici aux équations (7) et (8) parce qu'elles incorporent le prix (p indéterminé) des biens non échangeables. Étant donné A_N , le prix p des biens non échangeables assure l'égalité entre la PMK et le taux d'intérêt et entre la PML et le salaire. Comme $g'(\cdot)$ est décroissante (g est concave), alors p doit augmenter pour assurer

on pose $f(k_E) = F(k_E, 1) = F(K_E / L_E, 1)$

³ $A_E L_E f(k_E) = A_E F(K_E, L_E)$; idem pour les fonctions G et g

⁴ Les équations (7) et (8) représentent des productivités marginales en valeur.

l'équilibre dans l'équation (7). Par contre p doit baisser dans l'équation (8) pour assurer l'équilibre puisque l'expression entre les crochets est croissante. De ce fait, si le capital est fixé à l'avance et que les technologies de productions sont identiques dans les deux pays, en l'absence de chocs de productivité, une augmentation du capital dans un pays signifie une baisse dans l'autre. Dans ce cas, conformément à notre explication, le prix des biens non échangeables augmente dans le premier pays et baisse dans le second. En d'autres termes, lorsque le capital est parfaitement mobile, la parité du pouvoir d'achat tient au moins à long terme (par hypothèse cette parité du pouvoir d'achat tient pour les biens échangeables dont le prix est le numéraire et égale à 1).

On rappelle que l'objectif est de dériver le prix des biens non échangeables et le TCR.

A partir des équations (5)-(6) et (7)-(8), on dérive les équations (9) et (10) suivantes :

$$(9) A_E f(k_E) = w + rk_E$$

$$(10) p A_N f(k_N) = w + rk_N$$

Puis on effectue une différenciation de chaque équation, on obtient les résultats suivants⁵ :

$$(11) \hat{A}_E = \alpha_{LE} \hat{w}$$

$$(12) \hat{p} + \hat{A}_N = \alpha_{LN} \hat{w}$$

Où α_{LE} et α_{LN} représentent la part du capital et la part du travail dans le revenu respectivement. Toutes les variables en accent circonflexe sont des dérivées de

On maintien r constant; $(9) dA_E [f(k_E)] + [A_E \frac{\partial f(k_E)}{\partial k_E}] dk_E = dw + rdk_E$

$$^5 \Leftrightarrow dA_E [f(k_E)] + rdk_E = dw + rdk_E \Leftrightarrow \frac{dA_E}{A_E} = \frac{w}{A_E f(k_E)} \frac{dw}{w} \Leftrightarrow \hat{A}_E = \alpha_{LE} \hat{w}$$

$$(10) dp [A_N f(k_N)] + p dA_N [f(k_N)] + p A_N [A_N \frac{\partial f(k_N)}{\partial k_N}] dk_N = dw + rdk_N \quad \text{comme dans (7)} \Leftrightarrow \hat{p} + \hat{A}_N = \alpha_{LN} \hat{w}$$

logarithmes de ces variables. On obtient l'expression du prix des biens non échangeables en combinant les deux dernières équations.

$$(13) \hat{p} = \frac{\alpha_{LN}}{\alpha_{LE}} \hat{A}_E - \hat{A}_N$$

Enfin, on obtient l'expression du TCR à partir de l'équation (13) et d'une log-différentiation de l'équation (4)⁶;

$$(14) d(\log TCR) = T\hat{C}R = \hat{P} - \hat{P}^* = (1 - \lambda)(\hat{p} - \hat{p}^*) = (1 - \lambda) \left[\frac{\alpha_{LN}}{\alpha_{LE}} (\hat{A}_E - \hat{A}_E^*) - (\hat{A}_N - \hat{A}_N^*) \right]$$

Cette équation traduit l'effet Harrod-Balassa-Samuelson⁷. Cet effet stipule que les pays à productivité élevée dans le secteur des biens échangeables relativement au secteur des biens non échangeables, ont tendance à avoir des niveaux de prix élevés. En d'autres termes, dans de tels pays, le taux de change a tendance à s'apprécier. Une autre conclusion que l'on pourrait tirer de ce modèle est que le taux de change est expliqué par les différences des taux d'inflation des biens non échangeables (des deux pays). Ce modèle a par la suite été modifié pour prendre en compte d'autres hypothèses telles que la fixité du capital (Dominick Salvatore, 1996).

Les études menées sur ces modèles ont donné des résultats plus convaincants à long terme qu'à court terme. Vivien Lewis (2008) a trouvé une faible évidence entre la productivité du travail et le taux de change euro-dollars entre 1999 et 2001. Ces modèles se sont avérés incapables d'expliquer les variations du taux de change à court terme. De plus, la tendance des échanges internationaux avait changé depuis l'effondrement du système de Breton Wood; en effet le volume des mouvements de capitaux avait dépassé celui du commerce international, aussi fallait-il de nouveaux modèles qui reflètent mieux l'état de l'économie mondiale. Les efforts se sont donc tournés vers la finance

⁶ On suppose que les parts du capital et du travail, dans le revenu de chaque secteur, sont identiques dans les deux pays.

⁷ Harrod (1933), Balassa (1964), Samuelson (1964).

internationale. Les modèles élaborés ont d'abord été macroéconomiques puis le champ s'est élargi à d'autres modèles dits microstructures ou micro-structurels.

2.2 Les modèles contemporains du taux de change

La post période Bretton-Woods a connu une littérature abondante sur les déterminants du taux de change. Une revue exhaustive a été faite par Frankel et Rose (1994) et Cheung, Chinn et Pascual (2005). Cette partie est dévolue à présenter l'un des grands courants de la pensée sur les déterminants macroéconomiques du taux de change, le modèle monétaire du taux de change. Plusieurs autres courants ont été dérivés de ce dernier, il s'agit du modèle du portefeuille et de certains modèles avec anticipations. Cette dernier courant fut utilisé par certains auteurs notamment Clarida et Gali (1994) pour déterminer l'importance des chocs nominaux sur les fluctuations du taux de change réel (on empruntera leur modèle dans le cadre de notre étude au point 4). Aussi, dans cette partie on n'en discutera pas. On présentera aussi par la suite les tendances microéconomiques des modèles du taux de change

2.2.1 Les modèles macroéconomiques : Le modèle monétaire et le modèle du portefeuille

Contrairement au modèle traditionnel pour qui le taux de change doit refléter l'état des échanges internationaux, le modèle monétaire du taux de change part de l'hypothèse que le taux de change est le prix relatif de la monnaie étrangère. Le taux de change devrait donc être déterminé par les offres et les demandes de cette monnaie. Toutefois d'autres hypothèses seront nécessaires pour élaborer le modèle. On suppose deux pays en partenariat économique. Comme dans le modèle traditionnel, on suppose que les coûts de transport sont nuls, que la parité du pouvoir d'achat est vérifiée et que les élasticités entre les pays sont nulles (i.e. que les fonctions de productions sont les mêmes). En outre, on émet l'hypothèse que les titres étrangers et nationaux sont parfaitement substituables, on suppose ainsi la parité des taux d'intérêts non couverte. On distingue généralement deux

types de modèles selon la nature des prix, un modèle avec prix flexibles et un modèle avec prix fixes.

Le modèle monétaire du taux de change est dérivé à partir des 4 équations suivantes :

$$(1) m_t - p_t = \beta y_t - \alpha i_t + \varepsilon_t$$

$$(2) p_t - p_t^* = e_t + v_t$$

$$(3) i_t - i_t^* = E_t(e_{t+1} - e_t) + \varphi_t$$

$$(4) p_t - p_t^* = (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) - (\varepsilon_t - \varepsilon_t^*)$$

Où m_t désigne le stock de monnaie; p_t le niveau des prix; i_t le taux d'intérêt nominal; y_t le niveau du revenu réel; e_t le taux de change nominal entre les deux pays; φ_t la prime de risque associée au taux de change nominal futur; v_t est le terme d'erreur et ε_t est un choc monétaire. Le caractère « * » est utilisé pour désigner le pays étranger. Toutes les variables sont en logarithme naturel et t désigne la période de temps. L'équation (1) représente l'équilibre du marché monétaire interne : le stock de monnaie est une fonction négative du taux d'intérêt, mais réagit de façon positive à une variation du niveau des prix et/ou à une variation du revenu réel. L'équation (2) formalise l'hypothèse de la parité du pouvoir d'achat : selon cette hypothèse, à long terme, le commerce international aplanit les différences dans l'évolution des prix des produits substituables (ou des produits semblables). Ainsi toutes choses égales d'ailleurs, à long terme le rapport des prix de deux pays est égal au taux de change à un alea (v_t) près. L'équation (3) représente la parité des taux d'intérêt non couverte. Cette parité stipule que le taux de dépréciation/d'appréciation anticipée d'une monnaie ($E_t(e_{t+1} - e_t)$) est égale à la différence des taux d'intérêts des deux pays plus (ou moins) une prime de risque (φ_t). Cette équation implique la flexibilité des prix dans la mesure où ceux-ci sont implicites dans le taux de change nominal. L'équation (4) est une modification de l'équation (1) et représente les niveaux relatifs des agregats des deux pays.

On obtient le modèle monétaire du taux de change avec prix flexibles (équation 5) par une combinaison des équations (2), (3) et (4);

$$(5) e_t = \psi_t + \alpha E_t(e_{t+1} - e_t)$$

$$\text{avec } \psi_t = (m_t - m_t^*) - \beta(y_t - y_t^*) - (\varepsilon_t - \varepsilon_t^*) + \varphi_t - v_t;$$

ψ_t représente les fondamentaux macroéconomiques du modèle.

Dans l'équation (5), le taux de change nominal courant dépend des fondamentaux macroéconomiques courants et de la variation espérée du taux de change futur.

On passe du modèle monétaire avec prix flexibles au modèle monétaire avec prix fixes en éliminant la variation des prix dans l'équation de la parité des taux d'intérêts sans couverture de change ($[p_{t+1} - p_t] - [p_{t+1}^* - p_t^*]$). L'équation (6) illustre cette parité des taux d'intérêts avec prix fixes. La différence des taux d'intérêt réel est fonction cette fois-ci de la variation du taux de change réel ($q_{t+1} - q_t$) et de la prime de risque. Le modèle monétaire avec prix fixes est dû à Dornbush (1976b) qui fait l'hypothèse que le taux de change réel courant fluctue autour d'une valeur de long terme (q_t^e). Cette hypothèse est représentée par l'équation (7);

$$(6) r_t - r_t^* = E_t(q_{t+1} - q_t) + \varphi_t, \text{ avec } q_t = e_t - p_t + p_t^* \text{ et } r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$$

$$(7) q_t = q_t^e - \gamma E_t(q_{t+1} - q_t),$$

La combinaison des équations (6) et (7) donne le modèle monétaire du taux de change avec prix fixes;

$$(8) q_t = q_t^e - \gamma(r_t - r_t^*) + \gamma\varphi_t$$

Cette équation indique que le taux de change réel dépend de la différence des taux d'intérêts réels des deux pays et de la prime de risque associée au taux de change nominal. L'écart entre le taux de change réel actuel et sa valeur d'équilibre (de long terme) dépend de la valeur du paramètre γ . Si γ est nul, le taux de change réel est à l'équilibre. Par contre si γ est non nul, et si la prime de risque est faible, le taux de change

est supérieur (ou inférieur) à sa valeur de longue période d'où la conclusion (de Dornbush, 1976b) d'une surévaluation du taux de change à court terme.

Le modèle monétaire du taux de change n'a pas donné des résultats satisfaisants surtout à court terme. En effet les coefficients estimés n'étaient pas bon, de plus il y avait une forte corrélation entre le taux de change réel et le taux de change nominal (Frankel et Rose, 1994). Cet échec a conduit certains économistes (Branson et Henderson, 1985) à considérer d'autres variables dans le modèle monétaire initiale. Leur modèle est connu sous le nom de modèle du portefeuille ou modèle d'équilibre du portefeuille.

Le modèle du portefeuille, à l'opposé du modèle monétaire, suppose que les actifs étrangers et nationaux ne sont pas des substituts parfaits. De ce fait il y'a un risque supplémentaire qui est créé dans un portefeuille qui contient les deux types de titres. Ce modèle suppose que le taux de change est déterminé par l'offre et la demande de tous les actifs y compris la monnaie. Cependant, les nouveaux modèles créés à partir de ces hypothèses n'ont pas produit de bonnes prédictions du taux de change futur.

En fait les modèles macroéconomiques ne sont pas parvenus à expliquer les variations du taux de change de façon unique. Chaque modèle a permis d'expliquer une partie des variations du taux de change pour une période donnée et pour des pays donnés. Ces modèles ne sont ni inter-temporels ni intra-temporels. Malgré ces faibles résultats, ils ont permis de dégager un certain nombre de variables pouvant expliquer les fluctuations du taux de change. Parmi ces variables on peut citer les prix des biens, les taux d'intérêts, les actifs étrangers nets, les différences de productivités des facteurs, les différences de taux d'inflation, l'offre de monnaie, la dette publique, les termes de l'échange etc. Ces déterminants ont été découverts sous la base d'hypothèses très souvent contestées. La remise en cause de certaines des hypothèses de ces modèles a conduit à considérer les variables microéconomiques dans de nouveaux modèles dits micro-structurels.

2.2.2 Les Modèles micro-structurels

Le point de départ des modèles micro-structurels est la réfutation de plusieurs hypothèses qui sont prises en compte dans les modèles macroéconomiques. Lesquels supposent que les agents sont identiques, que l'information est parfaite, qu'il n'existe aucun coût de transaction et que le processus de négociation n'est pas pertinent (Jeannine Baillu et Michael R. King, 2005). Ces hypothèses sont jugées trop restrictives et sont rejetées par les partisans de la microstructure du marché de change.

Comme les modèles macroéconomiques, les modèles micro-structurels sont de nouveaux modèles (en déconnexion avec les modèles traditionnels fondés sur les échanges commerciaux) qui tentent de refléter l'état actuel de l'économie i.e. la prédominance des mouvements de capitaux sur les mouvements de biens et services. Mais, contrairement aux modèles macroéconomiques qui prennent leurs sources dans les variables qui définissent les mouvements financiers, ils se fondent sur les mouvements eux-mêmes i.e. les transactions sur le marché de change.

En effet, les modèles microstructures ont deux grands centres d'intérêts. Le premier centre d'intérêt est l'ensemble des flux d'ordres sur le marché. Un flux d'ordre est un ensemble de transactions effectuées par les acheteurs et les vendeurs. Chaque transaction est marquée d'un signe positif ou négatif selon qu'elle représente une opération d'achat ou une opération de vente. Le second centre d'intérêt des modèles microstructures sont les acteurs du marché. On distingue trois types d'acteurs sur le marché : les clients finaux, les teneurs de marchés et les courtiers. Les teneurs de marchés établissent les prix (des monnaies) vendeurs et acheteurs qu'ils proposent aux clients finaux. Ces derniers sont composés d'acheteurs et de vendeurs qui fondent leurs opérations sur l'évolution historique du taux de change et sur les modifications actuelles du marché des changes. Les courtiers, par contre, peuvent être vus comme des intermédiaires de transactions en ce sens qu'ils facilitent les opérations entre vendeurs et acheteurs.

Les modèles microstructures peuvent être regroupés en deux grandes classes : les modèles basés sur les informations (information model) des agents et les modèles dits « inventory approach ». Le point de départ des premiers modèles est que certains agents (i.e. certains clients finaux) du marché détiennent des informations supplémentaires par rapport à d'autres agents. Les premiers types d'agents utilisent ces informations pour effectuer des transactions qui leur génèrent des gains aux dépens des acteurs du marché. Ces derniers compensent leurs pertes en augmentant les coûts des transactions ou en tirant profits des agents qui ne détiennent pas d'informations supplémentaires. Puisque le taux de change est considéré comme un prix, c'est à travers ces différents canaux entre acteurs du marché qu'il est influencé par les flux d'ordres. Ainsi les périodes de fortes variations du taux de change correspondraient à des périodes de forte concentration d'agents à informations supplémentaires.

Le second type de modèles part de l'hypothèse qu'il n'existe pas d'asymétrie d'information entre les teneurs de marchés et les clients finaux. Cependant les ordres de vente et d'achat de titres y compris la monnaie peuvent ne pas s'ajuster. Le but dans cette catégorie de modèle est de déterminer comment le prix varie pour refléter les flux d'ordres. L'action des teneurs du marché pour ajuster l'offre et la demande peut influencer le volume de l'offre et de la demande et donc les flux d'ordres. Les teneurs de marché peuvent également agir sur le taux de change selon le degré d'aversion au risque des clients finaux.

Les études empiriques menées sur les modèles micro-structurels ont prouvées que ces derniers avaient un pouvoir de prédiction plus puissant que les modèles macroéconomiques. Mais la plupart des théoriciens de la microstructure admettent que le taux de change est déterminé par les fondamentaux i.e. par les variables macroéconomiques. Les flux d'ordres ne transmettent que des informations sur les déterminants fondamentaux du taux de change qui sont agrégés par le marché (Áron Gereben–György Gyomai –Norbert Kiss M., 2005). L'idéal serait de pouvoir intégrer dans un même modèle les caractéristiques microstructurales et macroéconomiques afin de produire de meilleurs prévisions du taux de change. Ainsi la connaissance des variables

macroéconomiques responsables des variations du taux de change entre deux pays permettraient de mieux cerner les flux d'ordres qui influencent ces variables.

La partie suivante est dévolue à identifier les déterminants du taux de change entre le Canada et le Japon. On considère que le partenariat entre ces deux pays est faible puisqu'il ne représente qu'une très petite partie du commerce extérieur des deux pays. On appliquera le modèle de Clarida et Gali (1994) qui est un modèle de la catégorie des modèles avec anticipations.

3-Le modèle de Clarida et Gali

3.1-Modèle théorique

Cette section est dévolue à présenter le modèle de détermination du taux de change. Il s'agit d'un modèle stochastique d'une économie ouverte avec anticipations rationnelles. Ce modèle fut d'abord développé par Dornbusch (1976a, 1976b) qui introduisit dans le modèle de Mundell-Fleming (1960) l'hypothèse d'espérance rationnelles du taux de change. Ce modèle sera finalement connu sous le nom de modèle de Mundell-Fleming-Dornbusch qui concerne le court terme lorsque les prix s'ajustent lentement aux chocs d'offres, aux chocs de demande réels et aux chocs monétaires.

Suivant cette tradition, Clarida et Gali (1994) attribuent au modèle une propriété de long terme de l'équilibre macroéconomique : les prix sont flexibles et s'ajustent entièrement à tous les chocs. Le modèle est un système de 4 équations où toutes les variables sauf le taux d'intérêt sont exprimées en logarithme⁸. Toutes les variables endogènes sont des différences d'agrégats en défaveur du pays étranger⁹.

$$(1) y_t^d = d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t))$$

$$(2) m_t^s = p_t + y_t - \lambda i_t$$

$$(3) p_t = (1 - \theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e$$

$$(4) i_t = E_t(s_{t+1} - s_t)$$

- L'équation (1) traduit l'équilibre du marché des biens et introduit un choc exogène de demande d_t ¹⁰. La demande y_t^d croît avec une hausse du taux de change ($s_t - p_t$) en accroissant la demande étrangère en biens nationaux; mais décroît avec le taux d'intérêt réel relatif ($i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$).

⁸ Ce modèle est développé par Clarida et Gali (1994).

⁹ Par exemple $P_t = P_t^{home} - P_t^{foreign}$.

¹⁰ d_t est une variable relative ($d_t = d_t^{nation} - d_t^{etranger}$) qui capture les chocs (de demande nationaux relativement aux chocs de demande étrangers) tels que les chocs fiscaux.

- L'équation (2) est une représentation du modèle LM. La demande réelle de monnaie est supposée dépendre du taux d'intérêt relatif et de la production, de plus elle est égale à l'offre de monnaie à l'équilibre.
- Le niveau des prix spécifié à l'équation (3) est supposé être une moyenne pondérée du prix d'équilibre espéré du marché à la période précédente ($E_{t-1}p_t^e$) et du prix d'équilibre actuel (p_t^e). Le paramètre $(1-\theta)$ traduit le degré d'ajustement du prix. Ainsi si $\theta=0$, les prix sont rigides et déterminés à la période précédente, le niveau de l'output est fonction des variations de la demande; lorsque $\theta=1$, les prix sont complètement flexibles et l'offre s'ajuste automatiquement (en réponse au prix) à son niveau de long terme, de ce fait l'output (niveau de long terme) est entièrement déterminé par les chocs d'offre¹¹.
- L'équation (4) est celle de la parité des taux d'intérêt non couverte. L'hypothèse d'anticipation rationnelle est introduite par l'idée que les gens se font du taux de change future (i.e. $E_t(s_{t+1}) = E_t(s_{t+1}/I_t)$ où I_t est l'ensemble d'information disponible au début de la période t). Cette équation stipule que le taux d'appréciation (ou de dépréciation) anticipée d'une monnaie est égale à la valeur relative de son taux d'intérêt par rapport au taux d'intérêt étranger.

La résolution du modèle implique des hypothèses sur la spécification des processus qui gouvernent les variables du modèle. Comme Clarida et Gali (1994), on suppose que l'offre réelle et la demande nominale suivent un processus aléatoire et que les chocs sur la monnaie et l'offre sont seulement permanents. En revanche, les chocs de demande ont un effet permanent et transitoire. De plus une partie γ du choc en t-1 apparaît en t. Ainsi on représente formellement ces trois chocs comme il suit :

$$(5) y_t^s = y_{t-1}^s + z_t \quad (\text{choc d'offre})$$

$$(6) d_t = d_{t-1} + \delta_t - \gamma\delta_{t-1} \quad (\text{choc de demande})$$

$$(7) m_t = m_{t-1} + v_t \quad (\text{choc monétaire})$$

¹¹ On fait références à des chocs technologiques, à une variation du capital ou à une variation de la main d'œuvre qui modifie le niveau de la production de long terme (PIB potentiel).

Ou z_t , δ_t et v_t sont des bruits blancs orthogonaux.

En supposant que les prix sont flexibles ($\theta=1$), on obtient l'équilibre du modèle à travers le système d'équations suivant¹²;

$$(8) y_t^e = y_t^s$$

$$(9) q_t^e = (y_t^s - d_t) / \eta + (\eta(\eta + \sigma))^{-1} \sigma \gamma \delta_t$$

$$(10) p_t^e = m_t - y_t^s + \lambda(1 + \lambda)^{-1} (\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t$$

$$(11) p_t = p_t^e$$

Puisque les prix sont flexibles, le niveau du produit y_t^e est entièrement déterminé par l'offre y_t^s . Un choc positif d'offre déprécie le taux de change réel (q_t^e) à travers la baisse du prix relatif (p_t^e) de l'équation (10)¹³. Un choc positif de demande réel (d_t) apprécie le taux de change réel (TCR), mais cette appréciation est amorti ou amplifiée selon le signe du paramètre γ . En effet, si $\gamma > 0$, le choc positif accroît les prix et entraîne une dépréciation du TCR qui vient réduire l'appréciation précédente. Si $\gamma < 0$, il se produit plutôt une amplification du TCR actuel. Un choc monétaire se répercute dans des proportions identiques sur les prix, mais n'a aucun effet sur la demande réel et sur l'offre. Cet équilibre résume les hypothèses essentielles de la spécification du modèle. A prix flexibles,

- a- seuls les chocs d'offre influencent le niveau relatif de la production;
- b- les chocs d'offre et de demande réel ont un impact sur le TCR;
- c- Tous les chocs du modèle influent sur le niveau relatif des prix. Ce dernier est positivement proportionnel a un choc monétaire, négativement proportionnel a un choc d'offre et positivement (mais disproportionnel) a un choc transitoire de la demande.

¹² Voir Clarida et Gali (1994) pour les détails. L'équation (11) est redondante et ne sera pas utilisée dans la suite du travail. De plus $q_t^e = s_t^e - p_t^e$.

¹³ Une baisse de p_t entraîne une hausse de q_t ($q_t = s_t - p_t$), il faut plus de monnaie nationale pour la même monnaie étrangère; c'est donc une dépréciation de la monnaie nationale.

Un équilibre à prix fixe peut être obtenu en spécifiant $\theta=0$. Dans un tel équilibre, tous les trois chocs influencent l'offre (la production), la demande réelle et la demande nominale (monnaie). Toutefois l'économie converge vers un système à prix flexible. Ainsi les variables adoptent le même comportement à long terme que dans un système de prix flexible de court terme (i.e. les conclusions a, b, et c). La dynamique du système à court terme correspond à un équilibre avec prix fixes. Elle peut être représentée à l'aide des équations suivantes¹⁴ :

$$(12) y_t = y_t^e + (\eta + \sigma)\mu(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t)$$

$$(13) q_t = q_t^e + \mu(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t)$$

$$(14) p_t = p_t^e - (1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t)$$

$$\text{avec } \mu = (1 + \lambda)(\lambda + \sigma + \eta)^{-1} \text{ et } \alpha = \lambda(1 + \lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1}$$

A court terme, l'output n'est plus déterminé par l'offre uniquement mais à travers l'ajustement aux chocs d'offre, aux chocs monétaires et aux chocs de demande réelle. Le niveau relatif du produit réagit temporairement à un choc de demande réel et à un choc monétaire¹⁵.

L'équation (13) exhibe une sur-réaction du taux de change nominal (TCN)¹⁶. Alors que dans le modèle à prix flexible, le choc monétaire ne participe pas à la dynamique du TCR; ici à cause de la rigidité des prix, une expansion monétaire augmente les prix nationaux, baisse les taux d'intérêts nationaux (p_t et y_t sont rigides à court terme, $m_t^s = p_t + y_t - \lambda i_t$) et nourrit des anticipations d'une dépréciation future (hausse de $E(s_{t+1})$) de la monnaie nationale conformément à la parité du pouvoir d'achat (i.e. à long terme le commerce international égalise le prix des biens échangeables). Les taux d'intérêts étrangers étant fixes, le taux de change actuel doit augmenter plus que proportionnellement par rapport aux anticipations du taux de change futur pour

¹⁴ Les variables dépendantes (y_t , p_t et q_t) sont des variables de court terme tandis que les variables explicatives (y_t^e , p_t^e et q_t^e) représentent le long terme correspondant aux variables avec prix flexibles.

¹⁵ Par hypothèse seuls les chocs d'offre ont un impact permanent sur le niveau de la production.

¹⁶ Dornbush (1976b).

compenser la baisse des taux d'intérêts ($i_t = i_t^{nation} - i_t^{etranger} = E_t (s_{t+1}) - s_t$)¹⁷. Il se produit une sur-réaction du TCN par rapport à sa valeur future. Dans notre cas, cette sureaction a lieu lorsque $(1 - \sigma - \eta) > 0$ ¹⁸, le taux de change dépasse sa valeur d'équilibre. $(1 - \theta)$ est le paramètre d'ajustement de ce modèle à prix rigide. Il détermine l'ampleur de la réaction de la variable aux différents chocs. On remarque si $\theta = 1$, le prix actuel est égal au prix d'équilibre et toutes les variables dépendantes sont égales à leur niveau d'équilibre.

Le modèle développé dans les sections précédentes décrit la dynamique de l'offre, du taux de change et des prix à court et à long terme. Les équations du modèle ne peuvent toutefois être directement soumises à une application, il faudrait les transformer pour les rendre plus maniables. L'objet de la partie suivante est de présenter une méthode d'estimation des équations du modèle à travers certaines hypothèses sur la matrice des effets de long terme. Mais avant, il s'agira de vérifier une des hypothèses de spécification du modèle; les équations 5, 6 et 7 impliquent que les séries sont stationnaires en différences premières (les erreurs étant des bruits blancs). Il faut donc vérifier la non stationnarité des séries en niveau.

3.2-Analyse des données

Dans cette section, il s'agit de vérifier les hypothèses de stationnarités du modèle. Les séries du PIB réel (y) et de l'indice des prix à la consommation (p) sont extraites des

¹⁷ Il s'agit dans ce cas précis d'une cotation à l'incertain, i.e. le cours de la monnaie étrangère en terme de monnaie nationale; si ce cour augmente, la monnaie nationale est déprécié. Dans la suite (précisément dans la partie empirique) on fait état d'une cotation au certain qui est l'inverse de la précédente. Ce dernier appliqué à la sur-réaction impliquerait une baisse plus que proportionnelle du taux de change nominal.

¹⁸ Ce coefficient est obtenu à partir de l'équation (13) :

$$\begin{aligned}
 q_t &= q_t^e + \mu(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\
 \rightarrow s_t - p_t &= s_t^e - p_t^e + \mu(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\
 \rightarrow s_t - p_t^e + (1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) &= s_t^e - p_t^e + \mu(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t); \text{ on utilise (14)} \\
 \rightarrow s_t &= s_t^e + (\mu - 1)(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) = s_t^e + ((1 + \lambda)(\lambda + \sigma + \mu)^{-1} - 1)(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \\
 \rightarrow s_t &= s_t^e + (1 - \sigma - \eta)(\lambda + \sigma + \mu)^{-1}(1 - \theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t)
 \end{aligned}$$

statistiques de l'OCDE (Economic Outlook volume 2007, release 01) et datent du premier trimestre de 1972 au troisième trimestre de 2007¹⁹.

Graphique 1: Évolutions des prix et du taux de change



Sur la même période, la série du taux de change nominale provient de la base de données de Statistiques Canada (CANSIM), elle fut modifiée à l'aide de l'indice des prix pour obtenir le taux de change réel (q). Toutes les variables y, q et p sont exprimées en logarithme des variables originales du PIB réel du taux de change réel et de l'IPC. Les variables y et p sont des différences des logarithmes du PIB réel et de l'IPC entre le

¹⁹ Avant 1972, les parités étaient fixes sous le système de Bretton-Wood. Depuis l'effondrement de ce dernier en Aout 1971, les parités flottantes se sont progressivement mises en place dans la plupart des pays développés.

Canada et le Japon. Ainsi la variable y représente le PIB relatif entre le Canada et le Japon et p représente le prix relatif entre les deux pays.

À présent, on peut chercher dans les données la présence de racine unitaire et de relation de Co-intégration entre les séries. Les tests ADF et KPSS ont été utilisés à cette fin. Le test ADF teste l'hypothèse nulle de non stationnarité tandis que le test KPSS teste l'hypothèse nulle de stationnarité. Le nombre retard maximum pour le test ADF a été choisi en utilisant le critère BIC.

Le taux de change réel et le prix relatif semblaient posséder un comportement tendanciel, un trend a donc été pris en compte dans chacun des tests ADF correspondants²⁰. On a introduit une constante dans tous les tests pour toutes les variables en niveau et en différences premières. Les graphiques des séries en différences premières ne présentaient aucune tendance, aussi on n'a pas jugé nécessaire d'introduire un trend introduit dans les tests ADF en différences premières. Les résultats du tableau confirment que les variables du modèle sont non stationnaires en niveau et en différences premières avec une marge d'erreur de 5% pour le test ADF; la marge d'erreur pour le test KPSS varie cependant de 1% à 10%.

Tableau 1: Tests de racine unitaire pour les variables du modèle VAR

Variables	Tests en niveau				Test en différences première			
	ADF		KPSS		ADF		KPSS	
	valeur	Seuil ¹	valeur	seuil	valeur	seuil	valeur	seuil
y	-1,073(3)	0,05	0,78994	0,01	-4,298(2)	0,05	0,48916	0,05
q	-1,699(3)	0,05	0,43716	0,01	-4,963(2)	0,05	0,41991	0,10
P	-1,291(1)	0,05	0,57601	0,01	-7,250(0)	0,05	0,86864	0,01

¹: seuil de signification du test (rejet de l'hypothèse nulle)

() : Nombre de retards pour le test ADF.

La valeur critique maximale est : -1,9429 pour le test ADF (sans constante ni trend à 5%) et 0,463 à 5%; 0,347 à 10% pour le test KPSS (sans constante ni trend). La valeur critique minimale est :-3,4501 pour le test ADF (avec constante et trend à 5%) et 0,146 pour le test KPSS (avec trend et constante à 5%).

²⁰ Le graphique présente les courbes de séries en logarithme népérien. Exlog=q.

Tableau 2: Test de Co-intégration entre les variables du modèle VAR.

Intervalle de retards: 1 à 3				
	Lambda max	5%	1%	Hypothèses
Valeur propre	LR	Valeur critique	Valeur critique	H0
0.154099	28.30206	29.68	35.65	$r=0$ ***
0.034490	5.207397	15.41	20.04	$r<=1$
0.002633	0.363821	3.76	6.65	$r<=2$

***: on accepte l'hypothèse nulle de non Co-intégration au seuil de 5%.

Afin d'obtenir des résultats consistants pour la prévision, l'estimation du modèle portera sur les variables en différences premières qui sont stationnaires. De plus, comme on veut éviter une régression fallacieuse, un test de Co-intégration est effectué sur les trois variables. Le test utilisé est celui de Johansen qui teste l'hypothèse nulle de la présence de $r=0$, 1, vecteur de Co-intégration contre l'hypothèse alternative de $r>0$, 1, vecteur de Co-intégration. Le nombre de retards maximum est choisi par le critère BIC, un trend est pris en compte dans le test. Comme on peut le voir dans le tableau 2, il n'y a pas de relation de Co-intégration entre les variables y , q et p . Le test ne rejette pas l'hypothèse nulle de $r=0$ vecteur de Co-intégration au seuil de 5%. On n'a donc pas besoin d'estimer un vecteur à correction d'erreur (VECM). Sur cette base, on peut maintenant procéder à l'identification des coefficients du modèle VAR. La méthode utilisée est celle proposée par Blanchard et Quah (1989).

3.3-Identification par la méthode de Blanchard et Quah (1989)

Le modèle théorique spécifie une corrélation sérielle implicite des variables. De plus l'analyse des données révèle que les séries sont stationnaires en différences premières. C'est donc sur ces variables différenciées que portera l'analyse. A partir des hypothèses de spécification du modèle (équations 5, 6 et 7), on peut dire que les variations actuelles des variables (i.e. les différences premières) résultent des chocs récents et passés qui ont affecté et affectent encore l'économie. Ainsi on peut spécifier le modèle comme une moyenne pondérée de chocs actuels et passés. A court terme, toutes les variables du

modèle subissent tous les chocs. Le modèle est donc Autoregressif avec $\Delta X_t = [\Delta y_t, \Delta q_t, \Delta p_t]'$ et $\varepsilon_t = [z_t, \delta_t, v_t]'$ le vecteur des chocs structurels;

$$(15) \Delta X_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + A_3 \varepsilon_{t-3} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} A_j \varepsilon_{t-j} = \sum_{j=0}^{\infty} A_j L^j \varepsilon_t = A(L) \varepsilon_t$$

Où les ε_{t-j} sont des bruits blancs et les A_j sont des matrices d'impulsions. ΔX_t est un processus de moyenne mobile avec $A(L) = A_0 + A_1 L + A_2 L^2 + A_3 L^3 + \dots$. Par hypothèse, les chocs structurels sont mutuellement indépendants et orthogonaux (σ^2), donc $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$, où I est une matrice identité. Cependant ce vecteur structurel autorégressif (SVAR) ne peut être estimé directement et les coefficients A_j ne pourront être identifiés. Aussi comme tout modèle autoregressif, on suppose que (15) peut prendre la forme réduite suivante :

$$(16) \Delta X_t = B_1 \Delta X_{t-1} + B_2 \Delta X_{t-2} + B_3 \Delta X_{t-3} + \dots + B_p \Delta X_{t-p} + e_t = B(L) \Delta X_t + e_t$$

Où p^{21} est le nombre de retard spécifié du modèle vectoriel, $e_t = [e_{zt}, e_{\delta t}, e_{vt}]'$ est le vecteur des résidus et $B(L) = B_1 L + B_2 L^2 + B_3 L^3 + \dots + B_p L^p$ est le polynôme de retard du modèle. On peut réécrire (16) comme suit;

$$(17) b(L) \Delta X_t = e_t \quad \text{avec } b(L) = I - B(L),$$

Comme ΔX_t est stationnaire, on peut obtenir une représentation MA(∞) de l'équation (17) en inversant $b(L)$, alors on a;

$$(18) \Delta X_t = b(L)^{-1} e_t = C(L) e_t = C_0 e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + C_3 e_{t-3} + \dots, \quad \text{avec } C_0 = I$$

Cette fois on émet aucune hypothèse particulière sur les moments des résidus car on en aura besoin pour analyser la variance des chocs. Aussi, pose-t-on

$$(19) E_t(e_t e_t') = \Sigma \quad \text{où } \Sigma \text{ est la matrice de variance-covariance des résidus}$$

²¹ Puisque la série différenciée est stationnaire, alors le nombre de retards p est fini, $p < \infty$.

On peut maintenant essayer d'identifier les coefficients structurels et les chocs structurels eux même. On égalise les équations (15) et (18) pour avoir la formule des chocs structurels;

$$(20) C_i e_{t-i} = A_j \varepsilon_{t-j}, \quad i=j=1,2,3 \dots \text{ et pour tout } t$$

$$(21) e_t = A_0 \varepsilon_t, \text{ pour tout } t$$

$$(22) E_t[e_t e_t'] = \Sigma = E_t[A_0 \varepsilon_t \varepsilon_t' A_0'] = A_0 E_t[\varepsilon_t \varepsilon_t'] A_0' = A_0 I A_0' = A_0 A_0'$$

L'équation (22) permet de trouver A_0 et l'équation (21) détermine ε_t . Cependant la matrice A_0 contient 9 inconnues et la matrice Σ possède que 6 éléments. Le système est donc sous identifié; on a besoin de 3 restrictions afin de résoudre le système (22). Pour ce faire, on recourt à la méthode d'identification de Blanchard et Quah (1989). Cette méthode consiste à imposer des restrictions sur la matrice des effets de long terme.

Soit $A(L)$ la matrice des effets de long terme du SVAR;

$$(23) A(I) = A_0 + A_1 + A_2 + A_3 + \dots = \begin{bmatrix} A_{zz}(1) & A_{z\delta}(1) & A_{zv}(1) \\ A_{\delta z}(1) & A_{\delta\delta}(1) & A_{\delta v}(1) \\ A_{vz}(1) & A_{v\delta}(1) & A_{vv}(1) \end{bmatrix},$$

Les indices correspondent aux chocs; $A_{zz}(I)$ ²² représente l'effet à long terme d'un choc d'offre sur le niveau de la production. On se base ensuite sur les hypothèses de spécification (sous points a, b et c au paragraphe précédent) pour poser que;

$$(24) A_{z\delta}(I) = A_{zv}(I) = 0, \text{ les chocs de demande et les chocs monétaires n'ont pas d'effet à long terme sur la production;}$$

²² $A(1)$ est obtenu par une décomposition de Beveridge-Nelson d'une série $I(1)$ (voir Hayashi, chapitre 9):

$\Delta y_t = \mu + C(L)\varepsilon_t$, $C(L)$ est un opérateur de retard, posons $\mu=0$, ε_t est un bruit blanc

$\rightarrow (1-L)y_t = C(L)\varepsilon_t = C(1)\varepsilon_t + (1-L)\alpha(L)\varepsilon_t$, avec $C(L) = C(1) + (1-L)\alpha(L)$

$\rightarrow y_t = C(1)(1-L)^{-1}\varepsilon_t + \alpha(L)\varepsilon_t = C(1)\sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + \alpha(L)\varepsilon_t$, $C(1)\sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s}$ représente la composante

permanente de $y_t \rightarrow C(1)$ est le coefficient de long terme; $\alpha(L)\varepsilon_t$ correspond à la partie transitoire.

(25) $A_{\delta v}(I)=0$, les chocs monétaires n'ont pas d'effets sur le TCR à long terme.

Posons $C(I)=C_0+C_1+C_2+C_3+\dots$ la matrice des effets de long terme de la forme réduite. A partir des équations (20) et (21), on a $A_j \varepsilon_{t-j} = C_i e_{t-i} = C_i A_0 \varepsilon_{t-j}$, ainsi on obtient une relation entre les coefficients structurels A_j et A_0 .

$$(26) A_j = C_i A_0$$

$$(27) A(I) = C(I) A_0, \text{ ainsi}$$

$$(28) A(I)A(I)' = C(I)A_0A_0'C(I)' = C(I)\sum C(I)'$$

$A(I)$ est une matrice triangulaire inférieure, on peut donc effectuer une décomposition de choleski du membre droit de l'équation ; soit GG' cette décomposition, alors $C(I)\sum C(I)' = A(I)A(I)' = GG'$; finalement on a

$$(29) A(I) = G \text{ et}$$

$$(30) A_0 = C(I)^{-1}G$$

Les équations (29) et (30) permettent d'identifier les coefficients structurels et l'équation (21) donnent les chocs structurels en fonction des résidus qui sont connus.

4-Analyse des résultats de l'estimation du modèle VAR

Notre principal objectif dans ce travail est de trouver les causes des fluctuations du taux de change. On n'a pas pour but de tester ou de vérifier les travaux de Clarida et Gali (1994), mais on s'intéresse ici à un taux de change particulier, le taux de change Canada-Japon. Dans cette section, il s'agit d'interpréter les résultats du modèle VAR structurel développé dans les précédentes sections. Le taux de change utilisé pour l'estimation est exprimé en dollars canadien, la partie théorique faisait état d'un taux de change exprimé en monnaie étrangère. Toutefois les conclusions restent les mêmes.

Le nombre de retards du modèle VAR a été choisi par le BIC (bayesian information criterion) qui suggère 3 retards. Les résultats de l'estimation ont été résumés de trois manières; dans un tableau, on présente la décomposition de la variance du différentiel du taux de change réel. On génère ensuite les fonctions d'impulsions des variations du PIB relatif, du taux de change réel et du prix relatif en réponses à un choc d'offre(z), à un choc de demande(δ) et à un choc monétaire(v). Enfin on compare les variations (sommées des chocs structurelles qui affectent le taux de change réel) du taux de change réel aux chocs résiduels de l'offre, de la demande et aux chocs nominaux.

Comme on peut le voir dans le tableau 1, une part importante de la variance du changement du taux de change est attribuable au choc de la demande alors que l'impact du choc d'offre est presque insignifiant. Sur toute la période de prévision (24 trimestres), Le choc de demande représente un peu plus de 93% de la variance du TCR, le choc d'offre moins de 2% et le choc nominal, moins de 5%. Les délais de convergences varient d'un choc à l'autre. Ainsi pour le choc d'offre, l'impact sur le TCR augmente en moyenne sur toute la période et la convergence à lieu après 4 ans. L'impact du choc nominal est important pendant les premières périodes, il amorce sa convergence dès les premiers trimestres mais converge définitivement après 5 années. Quant au choc de demande, son influence est prépondérante sur toute la période, mais il baisse progressivement pour se stabiliser au bout de 5 ans.

Entre la première période et chacune de leur période de convergence, l'impact du choc d'offre a augmenté (de 0.215 à 1.943), celui du choc de demande a baissé (de 95.842 à 93.734), celui du choc monétaire a augmenté (de 3.942 à 4.324). Ces résultats sont très proches de ceux que Clarida et Gali (1984) ont trouvés dans leur étude pour le taux de change entre le Canada et les États-Unis. Ils ont trouvé que les chocs d'offres et les chocs monétaires expliquaient respectivement moins de 3% et moins de 1% de la variance du taux de change réel pendant les quatre premiers trimestres, de plus ces proportions n'augmentaient que très peu les trimestres suivants. La plus grande part de la variance des variations du TCR était due aux chocs de demande.

Les graphiques 1 et 2 présentent les fonctions de réponses des variables du modèle VAR. La forme des fonctions de réponses cumulées confirme les hypothèses de long terme du modèle. A long terme, on a supposé que seul le choc d'offre pouvait influencer le niveau relatif du PIB, que le choc monétaire n'avait pas d'effet sur le taux de change réel et que tous les trois chocs pouvaient influencer le niveau relatif des prix. Sur le graphique 1, on peut voir que les chocs de demande et les chocs monétaires ont très peu d'impact sur l'output à court terme et aucun effet à long terme. De plus les chocs monétaires influencent le TCR à court mais ces effets commencent à disparaître très rapidement pour ne plus exister après 3 ans. Le choc d'offre influence de façon significative toutes les variables et a un effet permanent sur leur mouvement. Enfin le choc de demande influence très peu la variation des prix, mais son effet est permanent.

Le graphique 2 retrace les effets isolés d'un choc d'offre, d'un choc de demande et d'un choc monétaire sur chaque variable. Afin de faciliter la compréhension, les explications des effets de long terme des chocs seront liées au graphique 1. Sur le graphique 2, le taux de change réagit aux différents chocs conformément à la prédiction du modèle. Un choc d'offre déprécie le TCR pendant les quatre premières périodes puis entraîne une croissance moindre après deux ans mais l'effet reste permanent comme on l'a vu au graphique 1.

Le TCR réagit significativement et de façon positive à un choc de demande positif; par exemple, une augmentation des dépenses publiques évince l'investissement privé en augmentant les taux d'intérêts, les investisseurs étrangers sont attirés par ces taux d'intérêts hauts et accroissent leur demande de monnaie nationale, ce qui accroît la valeur de la monnaie nationale. En réponse à un tel choc, le TCR s'apprécie fortement juste après le choc puis s'apprécie de moins en moins au fil du temps mais ne se déprécie pas; son effet est également permanent.

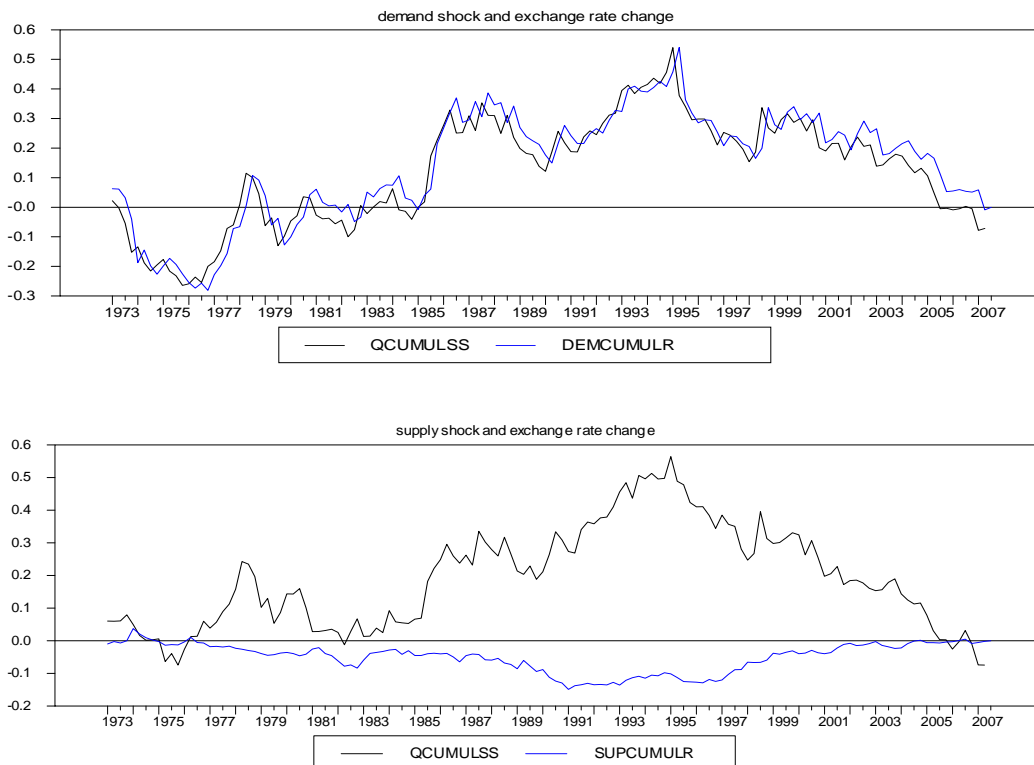
Enfin, une croissance brusque de l'offre de monnaie ou une baisse inattendue de la demande de monnaie, conduit à une dépréciation du TCR pendant les quatre premiers trimestres; le TCR varie ensuite autour de la ligne zéro en disparaissant progressivement, l'impact du choc nominal est temporaire. L'impact des différents chocs sur les autres variables est également proche des prédictions. En effet, un choc positif d'offre accroît le PIB et les prix du Canada par rapport au PIB et aux prix du Japon. Enfin un choc monétaire positif entraîne une baisse des taux d'intérêts, ce qui favorise l'investissement et le PIB augmentent avec le niveau des prix, mais l'augmentation du PIB est moins que proportionnel à celle des prix comme on peut le voir sur la courbe.

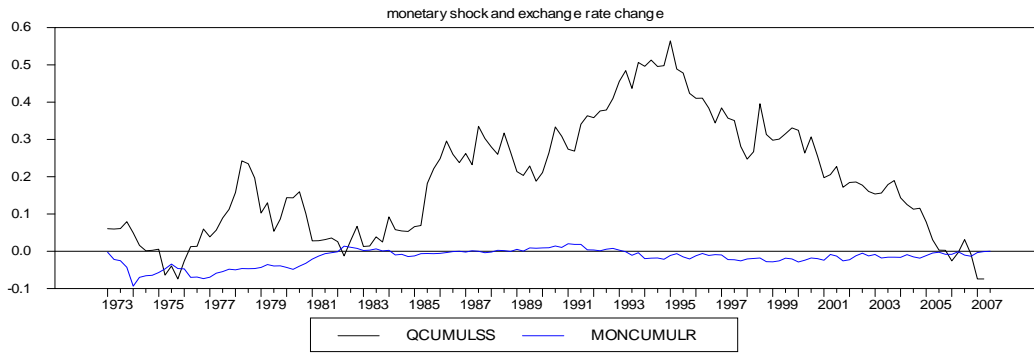
La dernière étape de l'analyse des résultats du modèle VAR concerne la comparaison de l'évolution des différents chocs pris individuellement aux chocs cumulés du TCR. La figure 1 et le graphique 3 mettent en évidence cette comparaison. On désigne par QCUMULSS la somme cumulée des chocs structurels d'offre, de demande et des chocs nominaux qui ont affectés le taux de change réel sur toute la période d'étude, c'est-à-dire de 1972 au troisième trimestre de 2007. On appelle SUPCUMULR, DEMCUMULR et MONCUMULR les résidus cumulés respectifs des équations de l'offre, de la demande et de la monnaie. Ces derniers correspondent aux chocs isolés d'offre, de demande et de la monnaie.

Comme dans le cas des fonctions d'impulsions, l'objectif de cette comparaison est de mettre en lumière l'impact des chocs isolés sur les variations du TCR. La différence d'avec l'analyse des fonctions d'impulsions est qu'elle porte sur des faits empiriques et

non sur des prévisions. Cependant les conclusions s'accordent en ce qui concerne la prépondérance du choc de demande dans l'explication des variations du taux de change. On peut le voir sur le graphique, l'évolution du choc de demande de 1972 à 2007 est très proche des variations du taux de change réel sur la même période. Le TCR évolue dans le même sens que le choc de demande avec quelques différences tantôt positives, tantôt négatives. Cependant, le choc d'offre semble évoluer de façon opposée au taux de change surtout de 1985 à 2005. Mais, comme on peut le voir sur le graphique 3, les baisses du choc d'offre ne sont pas proportionnelles aux augmentations du taux de change sur cette période de sorte qu'on ne peut pas parler d'une corrélation négative. De même le choc monétaire n'a aucun pouvoir explicatif sur les changements du TCR. En effet, de 1985 à 2005, le choc monétaire fluctue autour de la ligne zéro tandis que le TCR s'apprécie sur toute cette période.

Graphique 2: Évolution du taux de change et des chocs de demande





5-Un modèle linéaire du taux de change

Le modèle de taux de change développé par Clarida et Gali(1994) a le mérite de permettre la détermination des sources de fluctuations du taux de change à court terme lorsque les prix sont rigides et à la long terme lorsque tous les prix sont flexibles. Appliqué au taux de change \$ca/yen, ce modèle révèle que les variations du taux de change sont dictées par des chocs de demande, les chocs d'offre et les chocs monétaires n'expliquant qu'une part insignifiante de la variance des changements du TCR. Toutefois ce modèle ne nous dit pas quel composante de la demande a le plus d'impact sur le taux de change (ne fait pas intervenir les avantages comparatifs).

La demande peut varier pour diverses raisons : une politique budgétaire expansionniste qui augmente la demande apprécie le taux de change lorsque les conditions économiques extérieures ne s'améliorent pas proportionnellement, par exemple lorsque la hausse des taux d'intérêt nationaux induits par la hausse de la demande est plus importante que celle des autres pays, il s'en suit une hausse de la demande de monnaie nationale qui accroît le taux de change. La demande globale (nationale et internationale) pour les produits nationaux peut évoluer aussi avec les prix mondiaux (ou nationaux) de certains produits exportés par le pays. Pour le Canada, le prix des produits pétroliers, le prix du papier et de ces dérivés, le prix des produits chimiques, le prix des métaux etc. La découverte d'une ressource naturelle, d'un important gisement de pétrole par exemple, peut attirer les investissements étrangers et accroître ainsi la demande globale nationale. D'autres facteurs aussi controversés que les anticipations des spéculateurs ou la situation politique intérieure, pourraient influencer le taux de change. Une crise politique peut entraîner la fuite des capitaux d'investissements et une baisse induite de la demande globale.

Cependant, il convient de noter que les facteurs de la demande ci-mentionnés peuvent avoir des effets qui s'annulent ou des effets contraires à ceux attendus. Une politique fiscale expansionniste qui accroît les taux d'intérêts attire les spéculateurs et les investisseurs étrangers, mais elle a un effet d'éviction sur l'investissement privé. La baisse de l'investissement privé peut annuler la hausse initialement prévue de la demande

globale de telle sorte que l'effet sur le taux de change est nul. De plus la hausse du prix intérieur de certaines ressources exportées peut rediriger la demande internationale vers d'autres pays entraînant ainsi une réduction de la demande globale et une baisse du taux de change.

Cette partie est dévolue à prendre certains de ces facteurs en compte dans un modèle linéaire du taux de change. Ce modèle n'a pas de base théorique particulière en ce sens qu'il ne découle pas de l'interaction d'équations et d'hypothèses théoriques comme c'est le cas pour le modèle monétaire développé dans la section précédente. Toutefois, il provient des hypothèses sur les déterminants du taux de change qui ont été brièvement développées dans le paragraphe précédent.

Trois variables ont été retenues pour l'étude. On s'intéressera aux variables canadiennes dans le but d'étudier l'influence qu'un pays peut avoir sur son taux de change bilatéral. Le Japon est le deuxième acheteur des produits du Canada après les États-Unis mais est troisième partenaire commercial du Canada, on fait donc l'hypothèse que seules les exportations du Canada pourraient avoir un impact important sur le taux de change entre ces deux pays.

Deux des variables du modèle ont été choisies en fonction de leur importance, dans le commerce international et dans les exportations du Canada, ceux sont le prix réel des produits pétroliers et du charbon (POIL), le prix réel du papier et de ses produits dérivés (PPAPER)²³. La troisième variable retenue est le différentiel des taux d'intérêts de court terme (R). Les données proviennent de l'OECD (principaux indicateurs économiques). Les données sur le taux d'intérêt de court terme du Japon n'étaient disponibles qu'à partir du troisième trimestre de 1979. L'étude portera donc sur la période 1979 :03 à 2007 :03.

²³ Afin de simplifier l'écriture, on utilisera les termes, prix du pétrole pour signifier prix réel des produits pétroliers et du charbon, et prix du papier pour désigner prix réel du papier et de ses dérivés.

Tableau 3: Tests de stationnarité pour les séries du modèle linéaire.

Variables	Tests en niveau				Test en différences première			
	ADF		PP		ADF		PP	
	statistique	Valeur critique à 5%	statistique	valeur critique à 5%	statistique	valeur critique à 5%	statistique	valeur critique à 5%
POIL [†]	-0,088(3)*	-3,4512	-0,827(3)*	-3,4501	-4,852(2)	-3,4512	-5,093(3)	-3,4501
PPAPER [†]	-2,887(1)*	-3,4504	-2,333(1)*	-3,4501	-5,927(3)	-3,4508	-9,344(2)	-3,4501
R	-3,925(0)	-2,8872	-3,960(0)	-2,8870	-	-	-	-
EXCHR [†]	-0,718(0)*	-3,4501	-0,638(0)*	-3,4501	-8,116(1)	-3,4508	-9,145(1)	-3,4501
.résidus	-3,718(3)	-2,8879	-2,915(3)	-2,8870	-	-	-	-
LogPOIL [†]	-1,079(0)*	-3,4501	-1,483(0)*	-3,4501	-8,113(0)	-3,4548	-8,238(0)	-3,4540
LogPPAPER [†]	-3,660(1)	-3,4504	-2,416(1)*	-3,4501	-5,273(1)	-3,4552	-4,746(1)	-3,4540
LogEXCHR [†]	-1,101(1)*	-3,4504	-0,512(1)*	-3,4501	-8,056(0)	-3,4504	-8,529(0)	-3,4501
Logresidus	-3,694(1)	-2,8874	-3,115(1)	-2,8870	-	-	-	-

[†] : test avec trend et constante

() : Nombre de retards pour le test ADF.

*: séries non stationnaires.

Le taux de change réel (EXCHR) est donc fonction du différentiel des taux d'intérêts des deux pays, des prix réels canadiens du pétrole (POIL) brut et du papier (PPAPER). Le taux d'intérêt a été décalé d'une période pour tenir compte du retard de la réaction du taux de change à une variation du taux d'intérêt.

$$(31) \text{EXCHR}_t = \eta_0 + \eta_1 \text{POIL}_t + \eta_2 \text{PPAPER}_t + \eta_3 R_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(32) \text{EXCHR}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{POIL}_t + \alpha_2 \text{PPAPER}_t + \text{residus}_t$$

Où ε_t et residus_t sont des vecteurs d'erreurs.

Avant d'estimer le modèle, on a procédé à des tests de stationnarité et à des tests de Co-intégration entre les variables. Un trend et une constante ont été pris en compte dans le test ADF et PP (Phillips et Perron) de chacun des prix et du TCR. Les résultats reportés au tableau 2 montrent que toutes les séries sauf le différentiel des taux d'intérêts, sont intégrées d'ordre 1. Sur cette base, un test de Co-intégration a été fait pour savoir s'il

existe une relation de long terme entre les séries Co-intégrées. Le test de Co-intégration utilisé est celui de Engle et Granger (1984), il consiste à appliquer un test ADF sur les résidus du modèle (32). Comme on peut le voir dans le tableau, Les résidus du modèle sont stationnaires, on en déduit l'existence d'une relation de Co-intégration entre elles.

Avec cette information, le modèle (31) ne peut plus être estimé directement, il faut un modèle à correction d'erreur qui permet de capturer les relations de long terme et de court terme entre les variables.

$$(32) EXCHR_t - EXCHR_{t-1} = \lambda_0 - \lambda_1 (EXCHR_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 POIL_{t-1} - \alpha_2 PPAPER_{t-1}) \\ + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta EXCHR_{t-i} + \sum_{i=1}^m \sigma_i \Delta POIL_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta PPAPER_{t-i} + \lambda_2 R_{t-1} + v_t$$

Avec v_t comme terme d'erreur du modèle; p, m et n correspondent aux nombres de retards maximum du taux de change et du prix du pétrole et du prix du papier. Le nombre de retards maximum a été choisi par le critère BIC qui donne p=2, m=2 et n=0. Cependant les retards 1 et 2 de POIL et le retard 2 de EXCHR ont été supprimés du modèle parce qu'ils modifient les résultats, de plus leurs coefficients ne sont pas significatifs.

Ce modèle sera estimé sous deux formes différentes. D'abords sous forme logarithmique (log), i.e. toutes les variables du modèle (32) seront exprimées en logarithme sauf le taux d'intérêt réel. Cette forme nous permettra de comparer nos résultats à ceux du modèle VAR dont les variables sont en logarithme; en particulier, on comparera les courbes ajustées et projetées du TCR du modèle en log à la courbe de la série ajustée du modèle VAR. Ensuite, le modèle (32) sera estimé tel qu'il est. La particularité de cette formulation est qu'elle nous permet de construire à partir des résultats de l'estimation une série du TCR (en niveau) qui sera comparé à la série initiale du TCR.

$$(33) \text{Log}EXCHR_t = \alpha_{0l} + \alpha_{1l} \text{Log}POIL_t + \alpha_{2l} \text{Log}PPAPER_t + \text{Logresidus}_t$$

$$(34) \text{LogEXCHR}_t - \text{LogEXCHR}_{t-1} = \lambda_{0t} - \lambda_{1t} (\text{LogEXCHR}_{t-1} - \alpha_{0t} - \alpha_{1t} \text{LogPOIL}_{t-1} - \alpha_{2t} \text{LogPPAPER}_{t-1}) \\ + \sum_{i=1}^p \delta_{it} \Delta \text{LogEXCHR}_{t-i} + \sum_{i=1}^m \sigma_{it} \Delta \text{LogPOIL}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_{it} \Delta \text{LogPPAPER}_{t-i} + \lambda_{2t} R_{t-1} + \nu_t$$

Les résultats de l'estimation des modèles sont groupés de la façon suivante : on expose d'abord dans un tableau les valeurs estimées des paramètres de chaque modèle, puis à travers une série de graphique, on présente les séries ajustées et projetées du TCR (en niveau et en log). Les tests de stationnarité des variables en log et des résidus du modèle (33) sont présentés dans le tableau 3. Les résidus du modèle (33) sont stationnaires en niveau, ce qui indique que *LogEXCHR*, *LogPOIL* et *LogPPAPER* sont Co-intégrées d'où la nécessité d'un modèle à correction d'erreur, le modèle (34). Le nombre de retards pour les variables du modèle (34) en log sont les mêmes que ceux du modèle (32). On nomme les expressions en parenthèses des modèles (32) et (34), *ecm* et *ecml* respectivement.

Tableau 4 : Résultats de l'estimation des modèles (32) et (34).

MODÈLE (32)				MODÈLE (34), LOG			
coefficients		erreur	Signif-	coefficients		erreur	Signif-
λ_0	-0.00004	0.00010	0.6535	λ_{0t}	0.08388	0.20586	0.02365
λ_1	-0.11891	0.03330	0.0005	λ_{1t}	-0.00048	0.00022	0.03554
λ_2	0.00320	0.00208	0.1266	λ_{2t}	0.05003	0.03646	0.80848
δ_1	1.04483	0.03793	0.0000	δ_{1t}	0.98843	0.04332	0.00000
δ_2	-0.34855	0.02113	0.0000	δ_{2t}	-0.33467	0.02517	0.00000
σ_1	0.00001	0.00000	0.0189	σ_{1t}	0.03288	0.02662	0.21998
θ_1	0.00002	0.00000	0.0148	θ_{1t}	0.22917	0.08301	0.00694
<i>ecm</i> :				<i>ecml</i> :			
α_0	-0.00805	0.00078	0.0000	α_{0t}	-14.0894	0.36116	0.00000
α_1	3.01e-06	5.4e-06	0.5825	α_{1t}	-0.06355	0.06090	0.29675
α_2	0.00022	0.00002	0.0000	α_{2t}	2.21754	0.10417	0.00000
R ² ajusté = 0.881550, DW = 1.743340 (dl=1,571; du=1,780)				R ² ajusté = 0.856450, DW = 1.620022 (dl=1,571; du=1,780)			

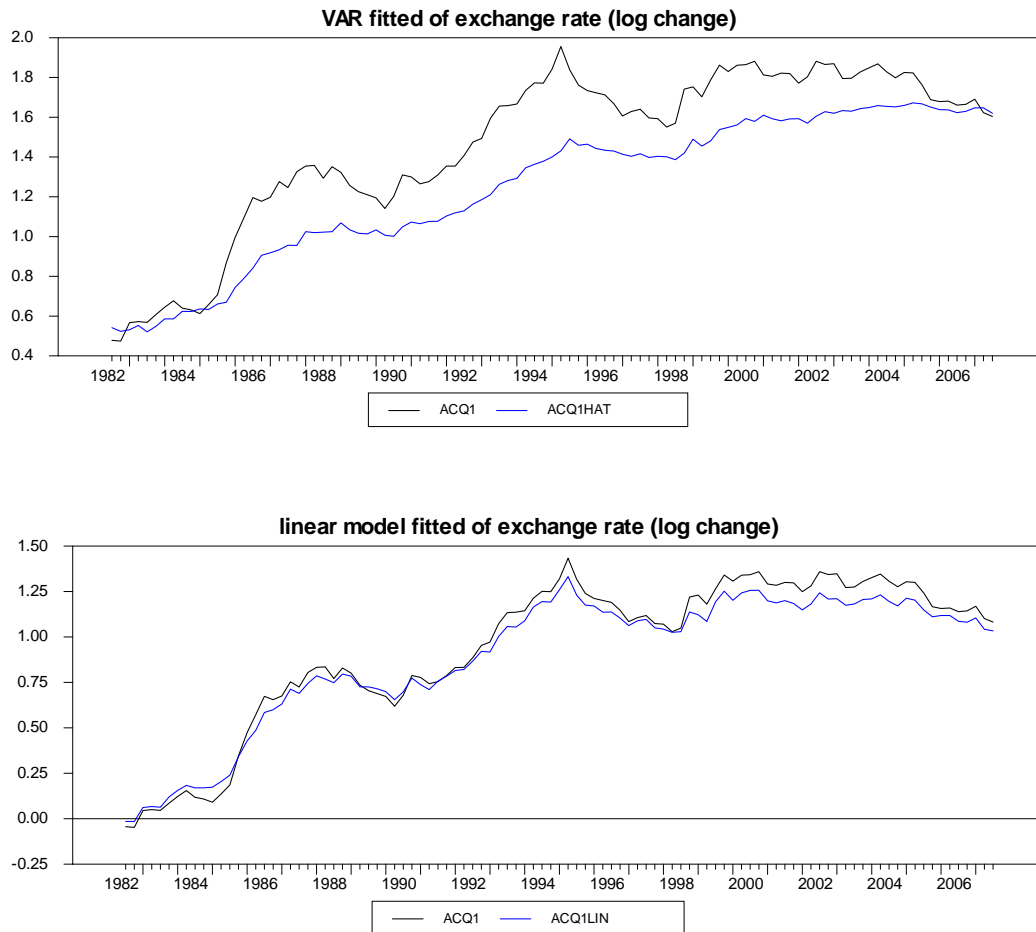
Les résultats de l'estimation des modèles sont présentés dans le tableau 4. on peut remarquer que le signe du coefficient (λ_2) du taux d'intérêt est positif. Ceci est conforme à la prédiction du modèle monétaire du taux de change selon laquelle, une expansion monétaire qui baisse les taux d'intérêts entraîne une sur-réaction à la baisse du taux de change nominal. Vue dans le sens contraire, une augmentation du taux d'intérêt apprécie le taux de change nominal et donc le taux de change réel. Cependant λ_2 n'est pas significatif dans les deux modèles ($p=0,1266$ et $p=0,80848$). Ceci signifie que l'impact des taux d'intérêts sur le TCR est négligeable. Les investisseurs japonais sont moins sensibles à des variations des taux d'intérêts au Canada. En effet, les investissements du Japon au Canada représentent moins de 0,5% de ses investissements directs extérieurs (IDE) tandis que les investissements du Canada dans le total des IDE entrant au Japon, est presque nulle²⁴.

Le coefficient du prix des produits pétroliers (σ_I) est significatif pour le modèle (32) et non significatif pour le modèle (34). Cela signifie que les variations du prix du pétrole apprécient le TCR, mais que l'inflation du pétrole n'influence pas le taux de croissance du TCR. Pour mieux comprendre cette différence, il faut noter que le coefficient σ_I est une variation marginale tandis que le coefficient σ_{II} est une élasticité. En d'autres termes, les variations des prix du pétrole impliquent des variations marginales significatives du TCR, mais des variations proportionnelles qui ne sont pas significatives malgré la valeur du coefficient (3,2%).

On va maintenant comparer les courbes de la série ajustée du TCR du modèle (34) à celle du modèle VAR. Afin de rendre la comparaison plus facile, on a accumulé les valeurs de chaque série estimée. Ainsi on nomme *acq1hat*, la somme cumulative de la série ajustée du modèle VAR; *acq1lin*, la somme cumulative de la série ajustée du modèle linéaire.

²⁴ Sources: <http://www.mof.go.jp/english/e1c008.htm>, les IDE du Japon aux USA représentent 13,6% des IDE totaux, 36,4% en Europe. Les IDE reçus au Japon proviennent des USA (65%), du Canada (0,0%).

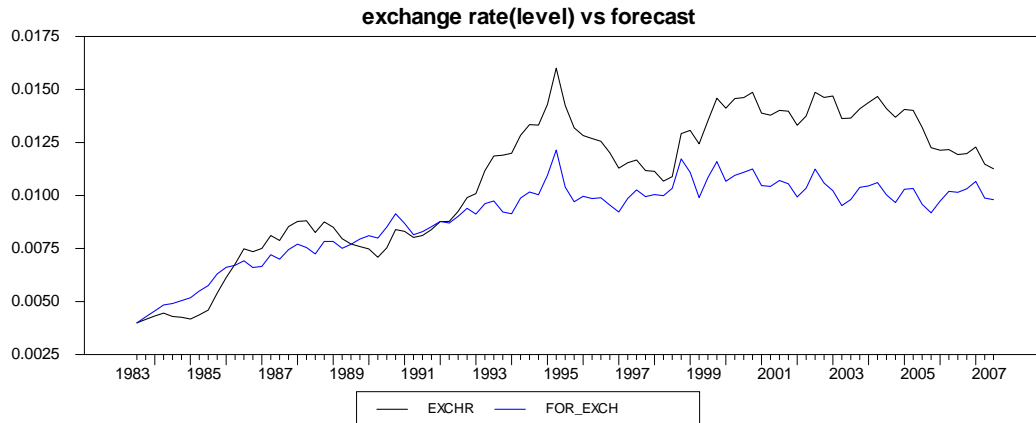
Graphique 3: Séries ajustées du TCR, estimations du modèle VAR et du modèle (34).



Sur le graphique 3, on peut voir l'évolution des courbes des deux modèles. La courbe du modèle linéaire (*acq1lin*) est beaucoup plus proche de la série initiale *acq1*, que celle du modèle VAR (*acq1hat*) ne l'est. Cette différence est peut être due au fait que le modèle VAR incorpore implicitement plusieurs variables dont les effets sur le TCR s'annulent comme on l'a expliqué dans les paragraphes précédents. Le modèle linéaire (ad-hoc) par contre prend en compte des variables explicites qui ont été choisies selon certains critères (citées dans les paragraphes précédents). Par exemple le prix du pétrole peut augmenter en même temps que le prix du papier peut baisser (une baisse causée par un accroissement de la production de bois). Ces deux effets contraires peuvent s'annuler plus ou moins de sorte que l'impact du niveau global des prix (IPC par exemple) soit presque nul. La prise en compte d'un indice général des prix ne nous permet donc pas de

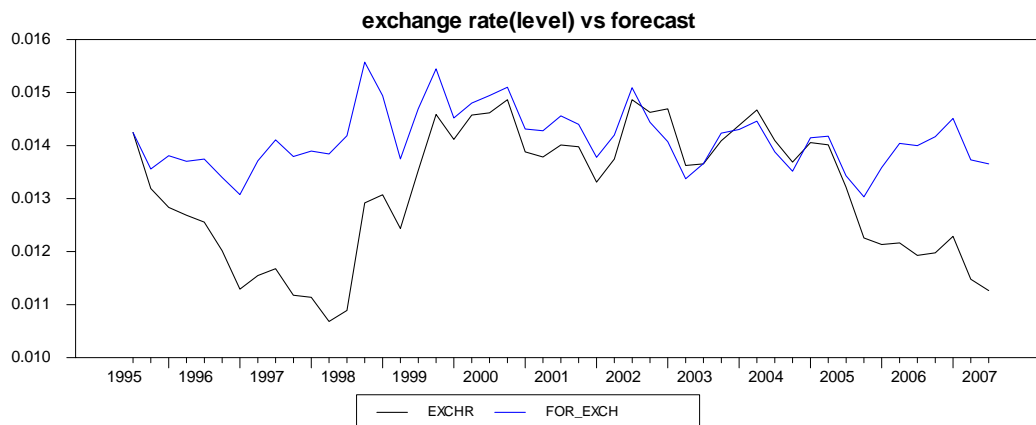
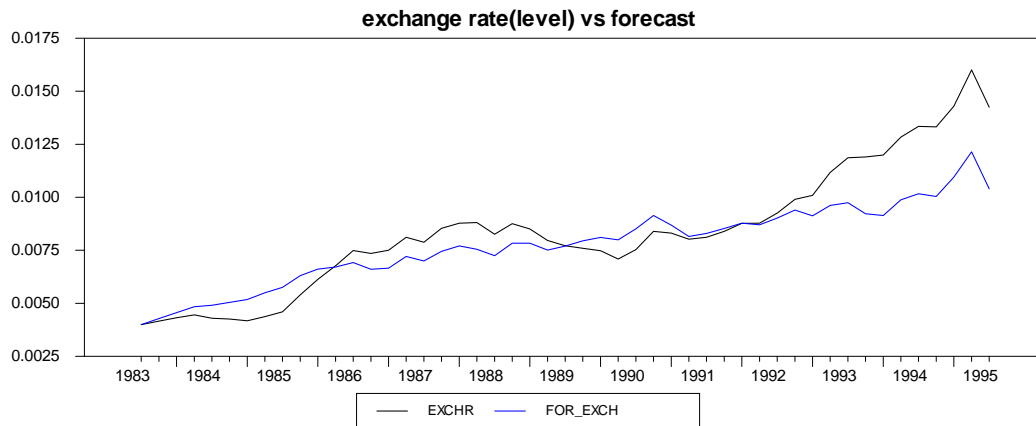
percevoir l'impact d'une hausse isolée du prix du pétrole ou d'une baisse isolée du prix du bois. Dans le modèle linéaire par contre, ceux sont les variations isolées des variables qui sont étudiées.

Graphique 4 : Prédiction du TCR sur toute la période d'étude.



Cette dernière partie concerne la prédiction du modèle linéaire. Les prévisions ont été faites sur de courtes périodes. Cette stratégie consiste à limiter les erreurs liées aux calculs. Comme on peut le voir sur le graphique 3, une prédiction sur toute la période d'étude écarte le TCR projeté(FORE_EXCH) du TCR initial(EXCH) à mesure que le temps passe. Cette divergence à long terme de FORE_EXCH et de EXCH ne doit pas laisser croire qu'il est difficile de prévoir le taux de change à long terme. Les erreurs de prévisions sur une longue période est simplement due à la spécificité du model exprimé en différence premières. Une transformation a été nécessaire pour obtenir les prévisions du TCR en niveau. La période d'étude a été divisée en deux afin de performer cette prévision. La première période va de 1983 :2 à 1995 :2 et la seconde va de 1995 :2 à 2007 :3.

Graphique 5 : Prédiction du TCR sur de courtes périodes



Comme on peut le voir sur le graphique 6, la prédiction du TCR suit de très près la série initiale sur les deux périodes. Sur le graphique 5, le TCR prévu se sépare de sa valeur réel de 1995 à 2005 avant de re-converger. La prédiction faite uniquement sur cette période, rapproche FORE_EXCH de sa valeur initiale jusqu'en 2005, les deux séries divergent après cette période. La différence entre la prédiction et la série initiale s'explique par le fait que la prédiction est plus ou moins linéaire et croissance, tandis que la série initiale du TCR subit des périodes régulières de croissances et de décroissances. La prédiction sur une longue période ne ferait qu'éloigner les deux séries à long terme. Ce problème s'ajoute aux difficultés classiques de la prédiction du taux de change.

6-Conclusion

A l'issue de cette étude, on retient que le taux de change est une variables très complexe dont la compréhension des mouvements nécessitent de nouvelles recherches surtout axées sur sa microstructure et sur ses fluctuations à court terme. Dans notre étude, il s'agissait d'appréhender les déterminants à court terme du taux de change sur un petit marché de biens entre le Canada et le Japon. Les résultats sur ce marché sont conformes avec ceux obtenus sur des marchés plus grands (Canada-États-Unis), notamment ceux de Clarida et Gali (1994). En effet, le taux de change canadien demeure sensible à des changements dans la demande globale, les chocs d'offres et les chocs monétaires ne jouant qu'un rôle très faible. Toutefois, dans la mesure où la demande est un agrégat macroéconomique (demande=PIB), il a fallu déterminer les éléments de la demande qui avaient le plus d'influence sur le taux de change.

L'estimation d'un modèle linéaire a permis d'appréhender certaines variables jouant un rôle important. Ainsi, le prix producteur du pétrole joue un rôle prépondérant dans la détermination du taux de change entre les deux pays même si ce produit n'est pas inter-échangé. Dans la mesure où le Canada a un avantage comparatif par rapport au Japon dans la production du pétrole, on peut en déduire que le taux de change peut être déterminé par les avantages comparatifs de chaque pays. D'autres variables peuvent aussi expliquer les fluctuations du taux de change, c'est le cas du prix producteur canadien du papier et du différentiel du taux d'intérêt entre les deux pays. Mais ce dernier n'est pas significatif en raison du faible investissement japonais au Canada. La connaissance de ces variables spécifiques pourrait faciliter la construction de modèles microstructures plus robustes puisque les informations collectées seront plus spécifiques. Par exemple, dans notre cas, la recherche d'un modèle microstructure pourrait favoriser les données micro-économiques sur les marchés du pétrole et du papier.

Bibliographies

Aghion P., Bacchetta P., Ranciere R., Rogoff K., 2006. « Exchange rate volatility and the productivity growth: the role of financial development, » NBER, Working Paper 12117, March.

Artis M. and Ehrmann M., 2000. « The exchange rate. A shock-absorber or a source of shocks? A study of four open economies, » EUI Working papers, Robert Schuman Centre for Advanced Studies, RSC No. 2000/38.

Ashton de Silva, 2007. « A multivariate innovations state space Beveridge Nelson decomposition, » MPRA (Munich Personal RePEc Archive), paper no 5431, October.

Bailliu J. & Bouakez H., 2004. « Exchange Rate Pass-Through in Industrialized Countries, » Bank of Canada Review, Bank of Canada, vol. 127, Spring, pages 19-28.

Bailliu J., Dib A., Kano T. and Schembri L., 2007. « Multilateral Adjustment and Exchange Rate Dynamics: The Case of Three Commodity Currencies, » Bank of Canada, Working Paper 2007-41.

Bailliu J. and King M. R., 2005. « What drives movements in exchange rates? » Bank of Canada review, Autumn.

Blanchard O. B. and Gali J., 2007. « The macroeconomic effects of oil shocks: why are the 2000s so different from the 1970s? » NBER, Working paper 13368, September.

Bordo, Dib, and Schembri, 2007. « Canada's Pioneering experience with a flexible exchange rate in the 1950s: (Hard) Lessons Learned for Monetary Policy in a Small Open Economy, » Bank of Canada, Working Paper 2007-45.

Bouveret A. et Sterdyniak H., 2005. « Les modèles du taux de change, Équilibre de long terme, dynamique et hystérèse, » OFCE, revue 93, Avril.

Campa J. M. and Goldberg L. S., 2002. « Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon? » NBER, Working Paper No. 8934, May.

Canzoneri M. B., Cumby R. E., Diba B., 1996. « Relative labour productivity and the real exchange rate in the long run: evidence for a panel of OECD countries, » NBER, Working Paper 5676.

Cao H. H., Evans M. D., Lyons R. K., 2006. « Inventory Information, » Journal of Business, vol. 79, no. 1.

Cassel G., 1918. « Abnormal Deviations in International Exchanges, » The Economic Journal, Vol. 28, No. 112, pp. 413-415.

Cheung, Chinn and Pascual, 2005. « Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, » 24, 1150-1175.

Choudhrei E. U. and Hakura S., 2001. « Exchange rate pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? » IMF Institute, December.

Clarida and Galli, 1994. « sources of real exchange rate fluctuations: how important are nominal shocks? » NBER, Working Paper No. 4658.

Clark P. B. and MacDonald R., 1998. « Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs, » IMF, Working paper/98/67.

Devereux M. B., Engel C., 2002. « Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect, » NBER, Working paper 8858, April.

Diez de los Rios, 2006. « Can Affine Term Structure Models Help Us Predict Exchange Rates? » Bank of Canada, Working Paper 2006-27.

Djoudad R. et Tessier D., 2000. « Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis, » Département des Relations internationales, Banque du Canada.

Dornbusch R., 1976. « Exchange rates expectations and monetary policy, » *Journal of International Economics* 6, pp. 231-244.

Dornbusch R., 1985. « Exchange rates and prices, » NBER, Working paper No.1769.

Douch M., 2001. « Déterminants empiriques du taux de change Canada/États-Unis dans une perspective de court et de long terme, » département des sciences économiques Université du Québec à Montréal.

Fay R. and al., 2005. « Exchange rate and the Canadian Economy, » *Bank of Canada Review*, autumn.

Frankel and Rose, 1994. « a survey of empirical research on nominal exchange rate, » NBER, Working Paper No. 4865.

Frankel J. A. and Rodriguez C. A., 1982. « Exchange rate dynamic and the overshooting hypothesis, » NBER, working paper no. 832.

Gereben-György Á. Gyomai –Norbert K. M., 2005. « The microstructure approach to exchange rates: a survey from a central bank's viewpoint, » *Magyar Nemzeti Bank, Occasional Papers* 42, September.

Goldberg P. K., 1996. « Goods prices and exchange rates: what have we learned? » NBER, Working paper No. 5862.

Harris R. G., 2001. « The new economy and exchange rate regime, » Centre for International Economic Studies, discussion paper 0111, Adelaide University.

Hayashi F., 2000. « *Econometrics*, » Princeton University Press.

Holden P., Holden M. and Suss E. S., 1979. « The Determinants of Exchange Rate Flexibility: An Empirical Investigation, The Review of Economics and Statistics, » Vol. 61, No. 3, pp. 327-333.

Kathryn M., Dominguez E., 2003. « The market microstructure of central bank intervention, » Journal of International Economics 59, pp. 25–45.

Lafrance et van Norden, 1995. « Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien, » Département des Relations internationales, Banque du Canada, printemps.

Lewis V., 2008. « Productivity and the real euro-dollar exchange rate, » Centre for Economic Studies, Catholic University of Leuven.

Linder P. H. et Pugel T. A., 1997. « *Économie Internationale*, » Economica, chapitre 17, 18 et 19.

Lyons R. K., 2000. « The microstructure approach to exchange rates, » MIT press, September,
<http://citeseer.ist.psu.edu/cache/papers/cs/11676/http:zSzzSzzaas.berkeley.edu/zSzzbookweb.pdf/lyons00microstructure.pdf>.

Meurers M., 2006. « Identifying Determinants of Germany's International Price Competitiveness, » OECD Economics Department, Working Paper No. 523.

Mundell R. A., 1960. « The Monetary Dynamics of International Adjustment under Fixed and Flexible Exchange Rates, » The Quarterly Journal of Economics, vol. 74, No. 2, pp. 227-257.

Obstfeld M., 2000. « International Macroeconomics: Beyond the Mundell-Fleming Model, » University of California, Berkeley, December.

Obstfeld M., Cooper R. N. and Krugman P. R., 1985. « Floating Exchange Rates: Experience and Prospects, » Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1985, No. 2, pp. 369-464.

Obstfeld M. and Rogoff K., 1996. « *Foundations of international Economics*, » The MIT press, chapter 4, 8 and 9.

Ragan C., 2005. « The Exchange Rate and Canadian Inflation Targeting, » Bank of Canada review, autumn.

Salvatore D., 1996. « *International Economics*, » Prentice Hall, New Jersey, chapter 15, 16 and 17.

Somé Y. H., 2006. « Union monétaire et ajustement en cas de chocs asymétriques: application au cas de la CEDEAO, » PTCI, Unité de Formation et de Recherche en Sciences Économiques, Université de Ouagadougou, Juin.

Statistiques Canada, 2007. <http://www40.statcan.ca/l01/cst01/gblec02a.htm>.

Workman D., 2006. « Canada's Trade Buddies, A Fact-based Perspective, » http://internationaltrade.suite101.com/article.cfm/canada_s_trade_partners, July.

Workman D., 2007. « Japan's Trade Buddies, Top 15 Japanese Export & Import Partners, » http://internationaltrade.suite101.com/article.cfm/japan_s_trade_buddies, January.

Annexes

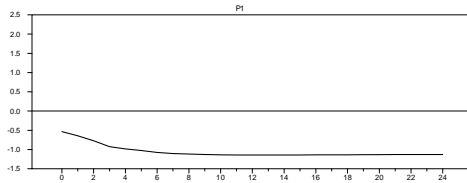
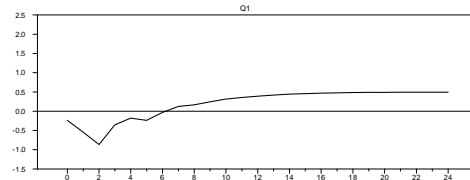
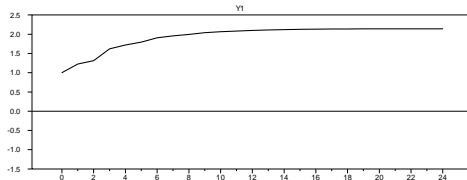
Table 1 : Décomposition de la variance de la série différenciée du taux de change réel.

Step	Std Error	z	δ	v
1	0.049607402	0.215	95.842	3.942
2	0.053739042	0.481	95.443	4.076
3	0.053839538	0.811	95.106	4.083
4	0.054372572	1.615	94.193	4.191
5	0.054869115	1.682	94.075	4.243
6	0.054910379	1.691	94.062	4.248
7	0.054947371	1.822	93.936	4.242
8	0.054991297	1.892	93.845	4.263
9	0.055003368	1.896	93.826	4.278
10	0.055010621	1.914	93.802	4.284
11	0.055018190	1.930	93.776	4.294
12	0.055022085	1.935	93.763	4.302
13	0.055024747	1.938	93.754	4.308
14	0.055026943	1.941	93.747	4.312
15	0.055028368	1.942	93.743	4.316
16	0.055029356	1.942	93.739	4.318
17	0.055030078	1.943	93.737	4.320
18	0.055030573	1.943	93.736	4.321
19	0.055030910	1.943	93.735	4.322
20	0.055031143	1.943	93.734	4.323
21	0.055031302	1.943	93.734	4.323
22	0.055031409	1.943	93.734	4.323
23	0.055031480	1.943	93.734	4.323
24	0.055031528	1.943	93.733	4.323

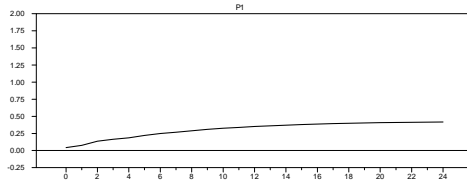
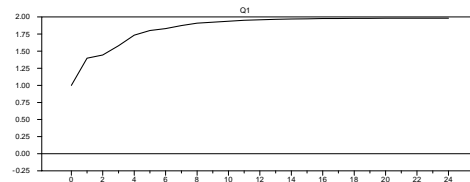
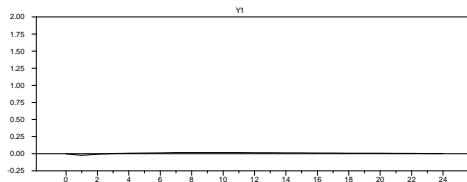
Graphique 1 : Fonctions de réponses (effets cumulés)

$$Y1 = y_t - y_{t-1}; Q1 = q_t - q_{t-1}; P1 = p_t - p_{t-1}$$

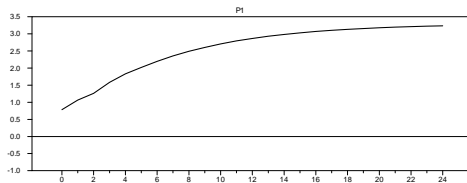
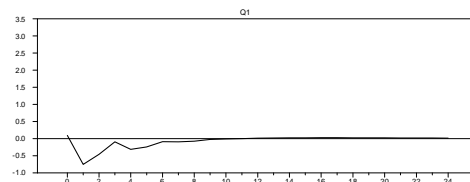
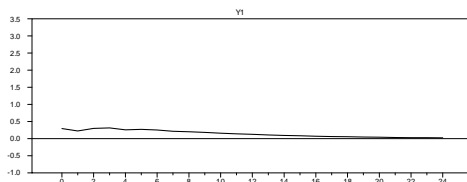
Accumulated Effects of a Shock to Y1



Accumulated Effects of a Shock to Q1



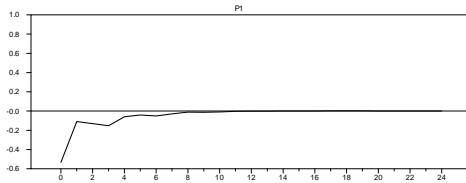
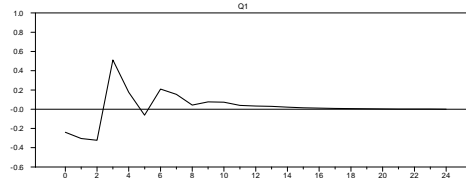
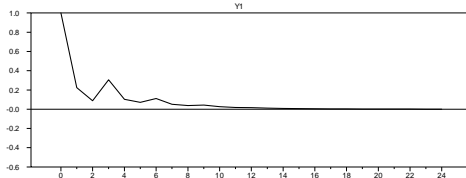
Accumulated Effects of a Shock to P1



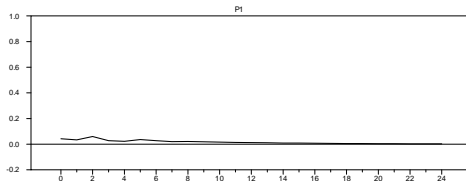
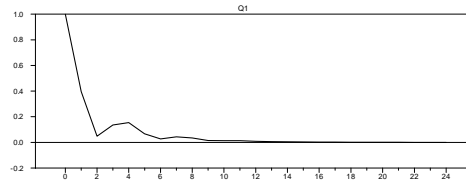
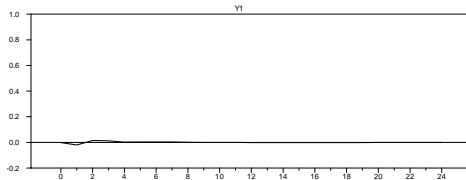
Graphique 2 : Fonctions de réponses (effets non cumulés)

$.Y1 = y_t - y_{t-1}$; $Q1 = q_t - q_{t-1}$; $P1 = p_t - p_{t-1}$

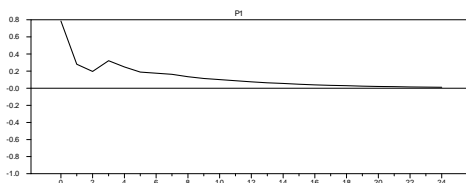
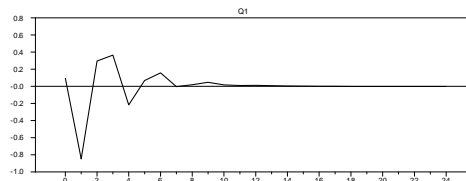
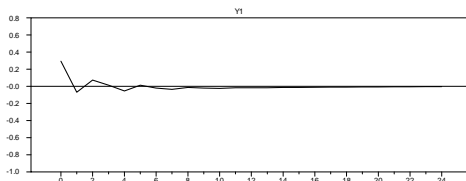
Effects of a Shock to Y1



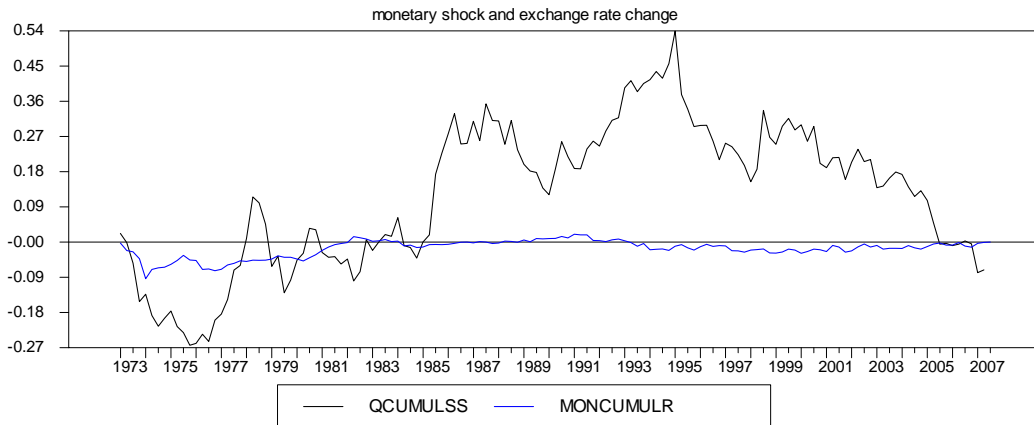
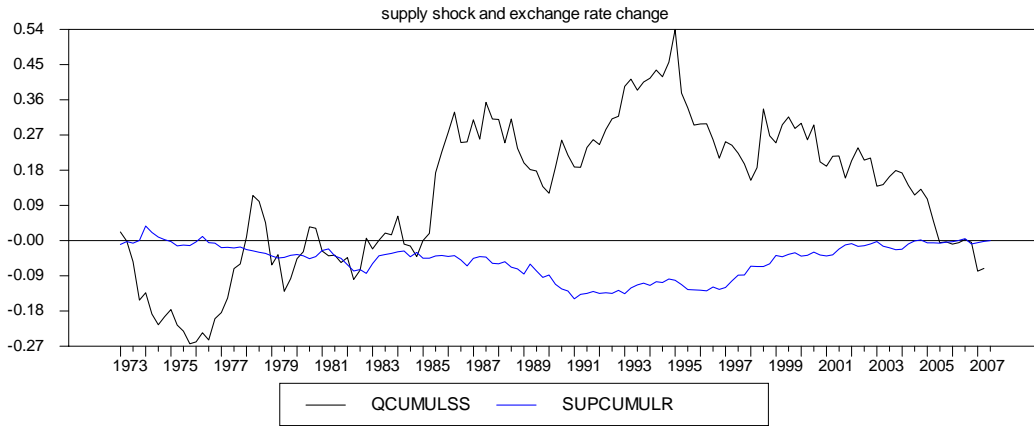
Effects of a Shock to Q1



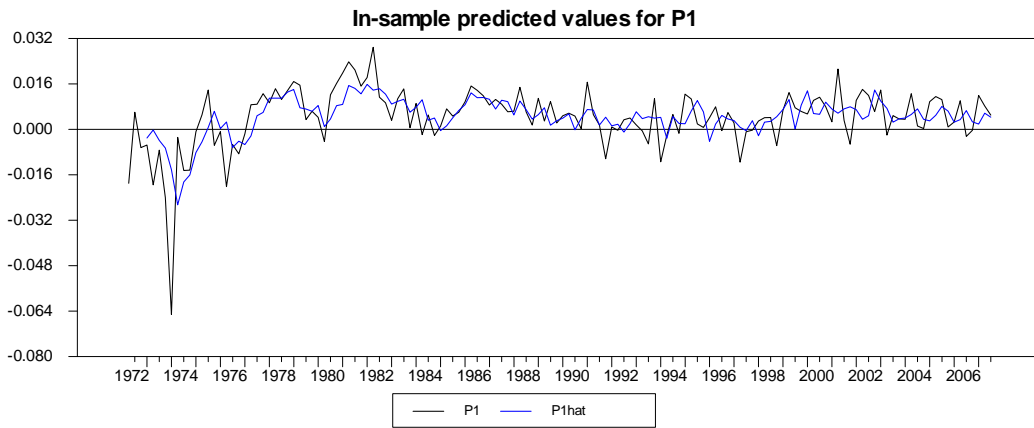
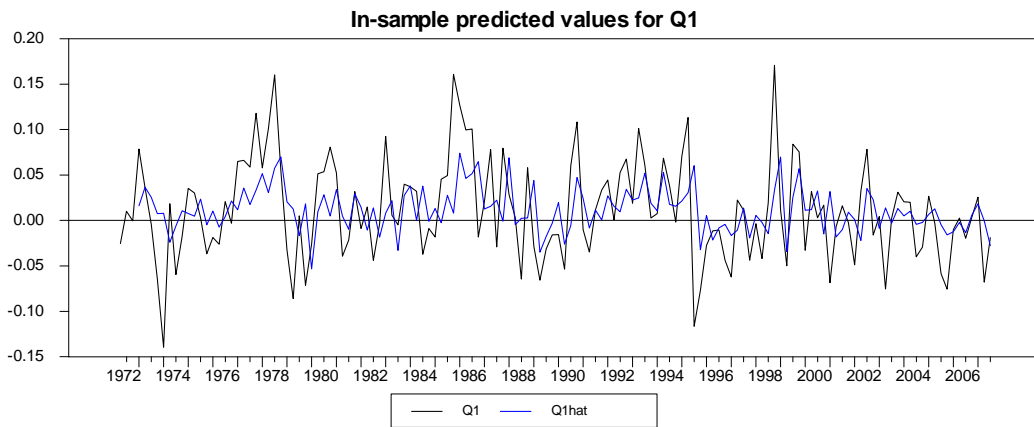
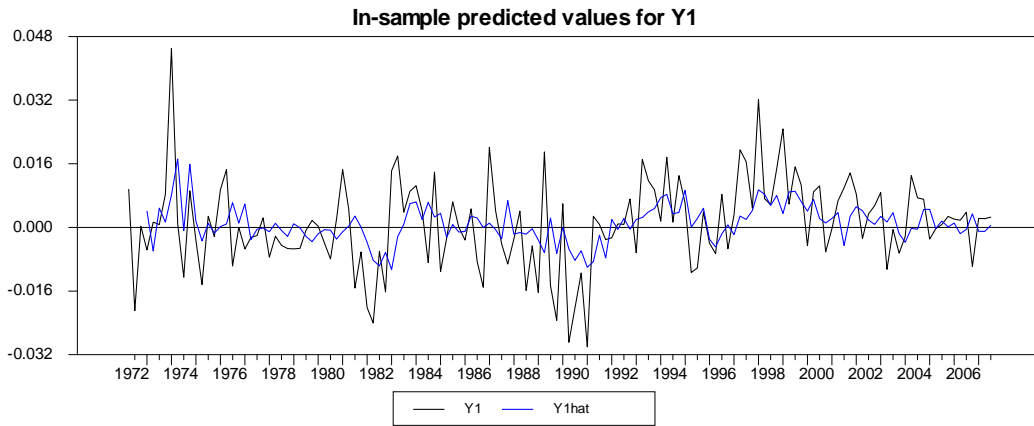
Effects of a Shock to P1



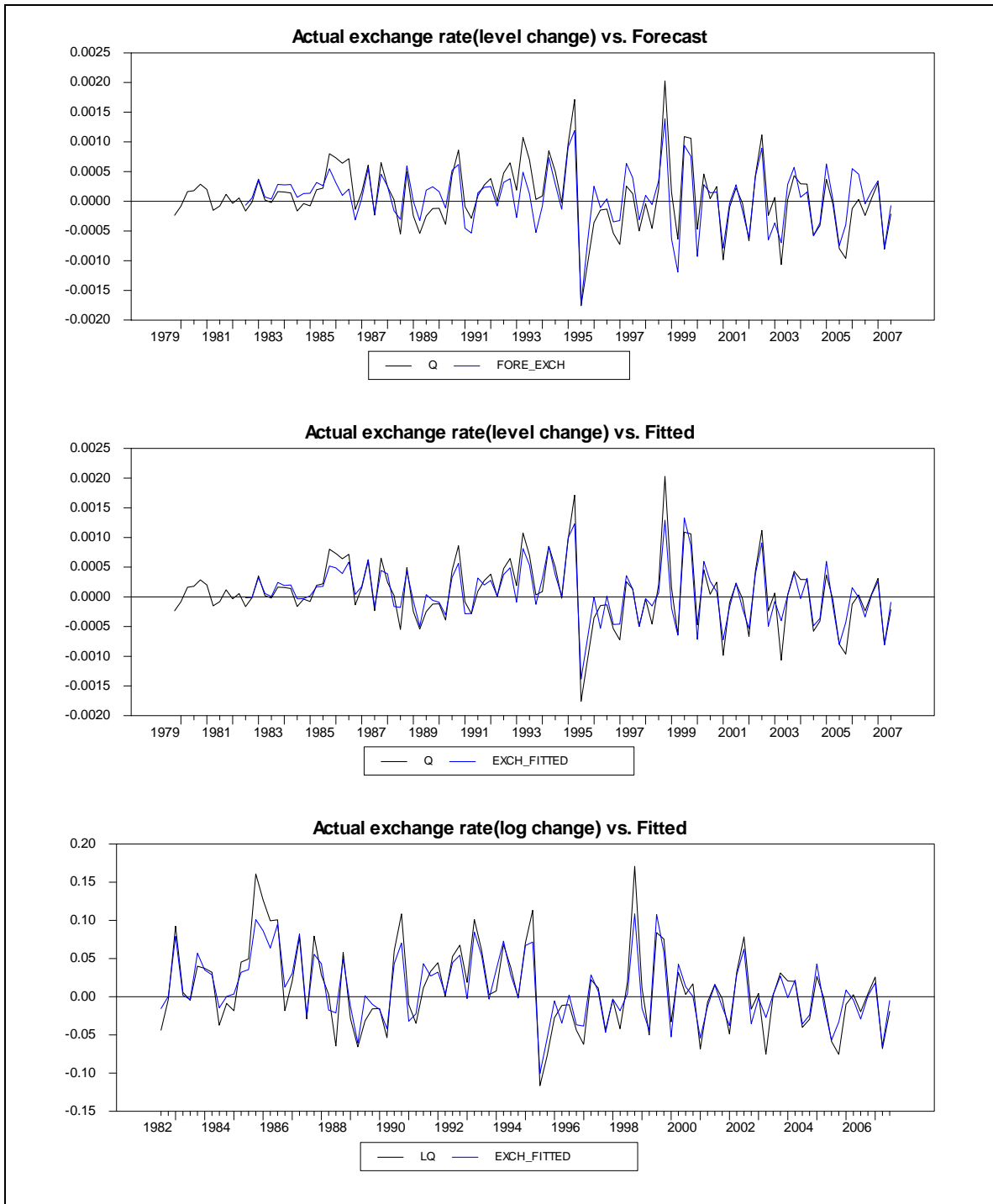
Graphique 3 : Comparaison des résidus cumulés des chocs d'offre, des chocs de demande et des chocs nominaux aux chocs structurels cumulés du taux de change réel.



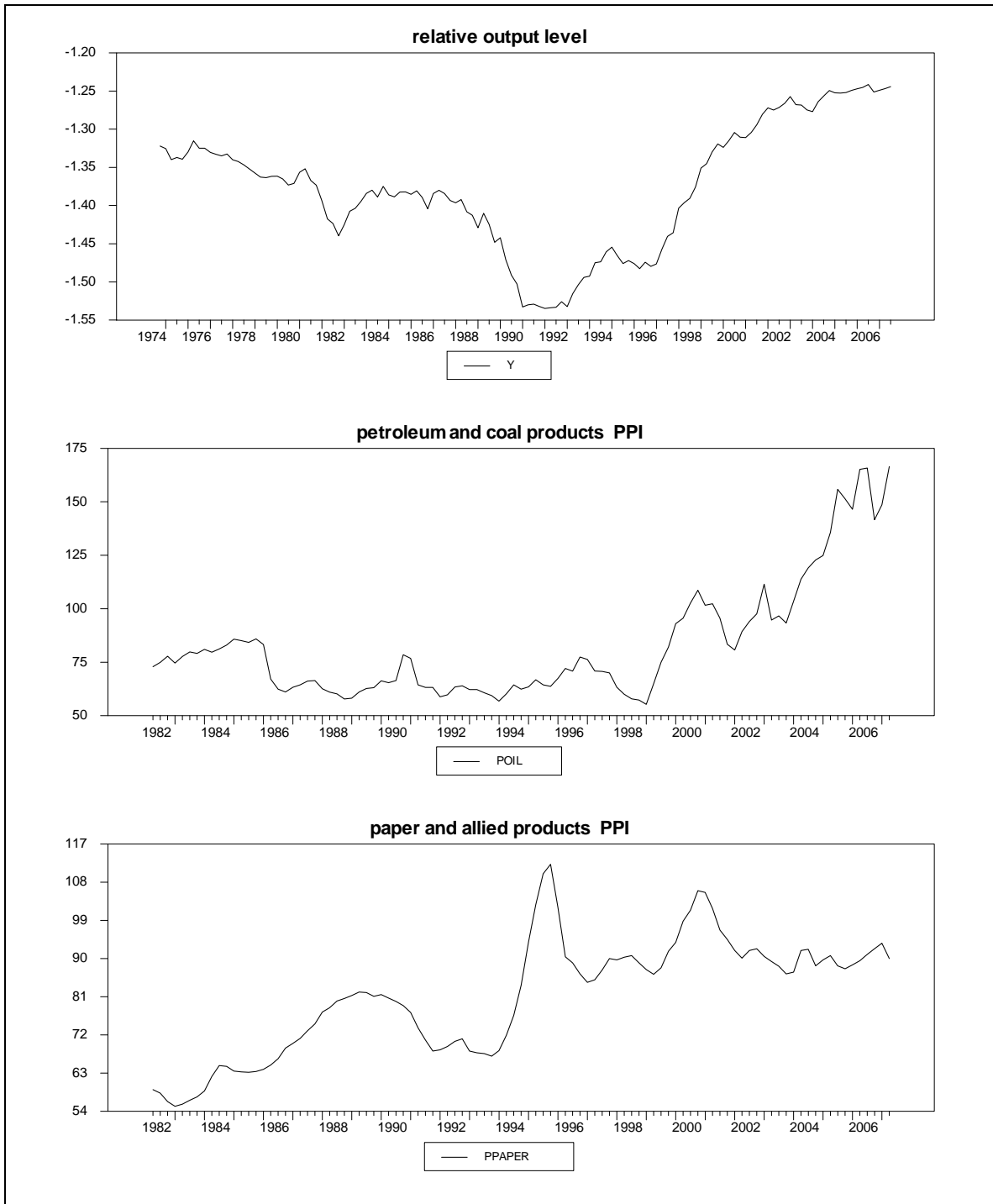
Graphique 4 : Séries estimés du modèle VAR des variations du PIB relatif, du TCR et du prix relatif.

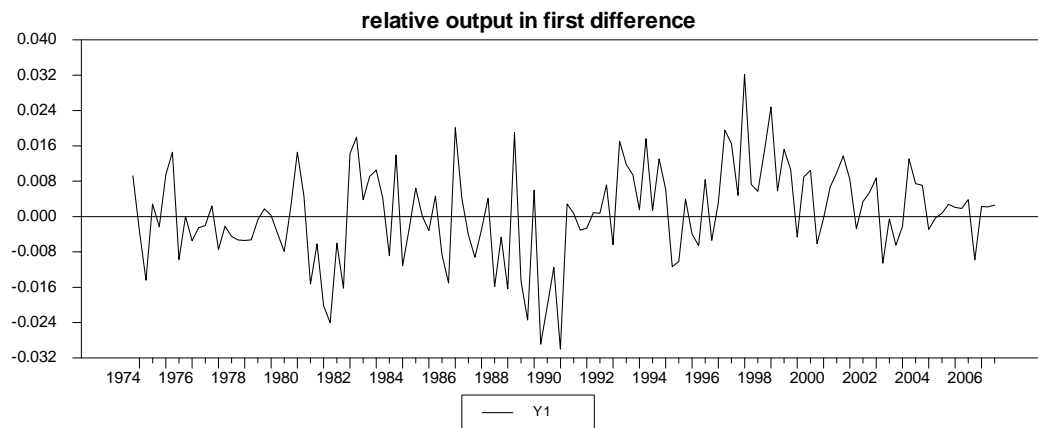
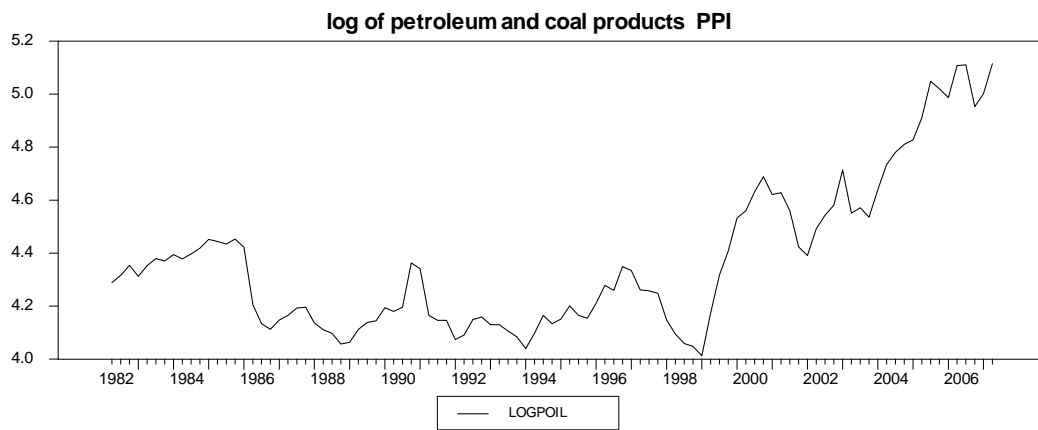
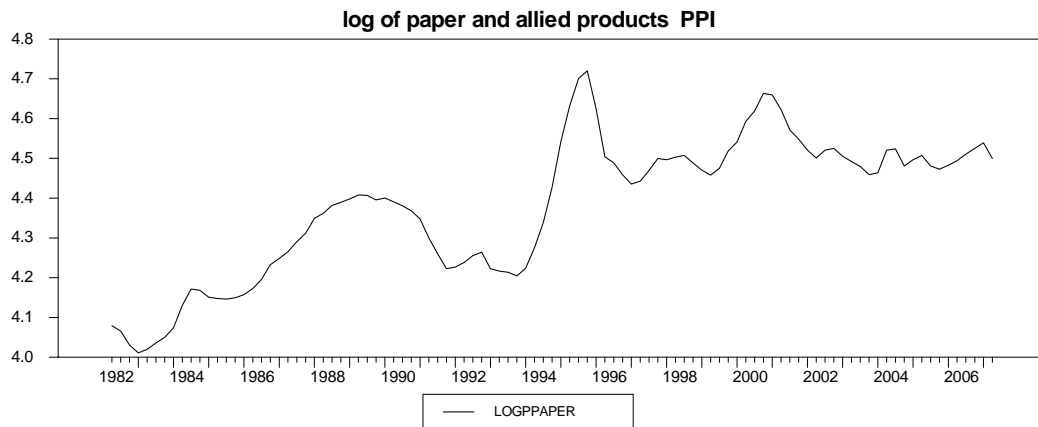


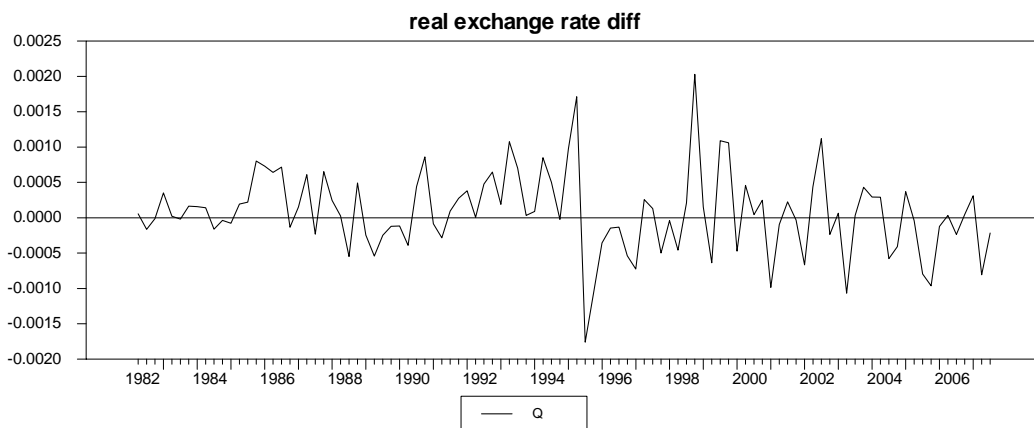
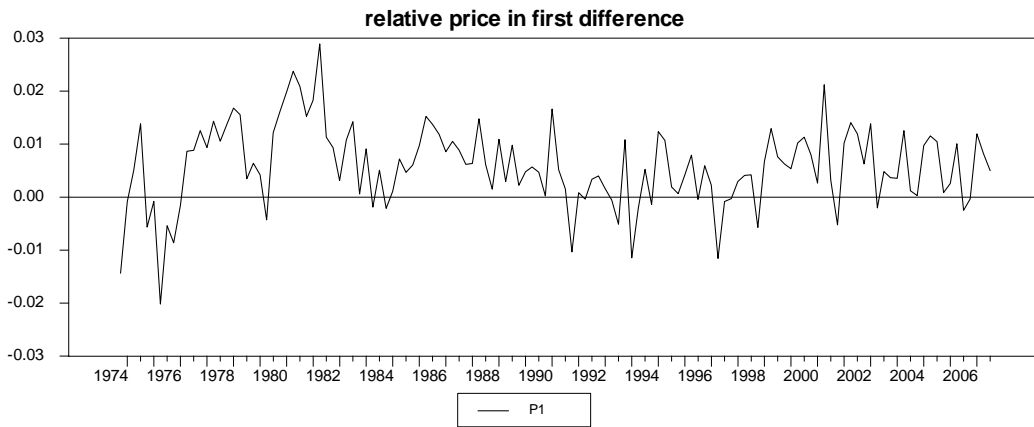
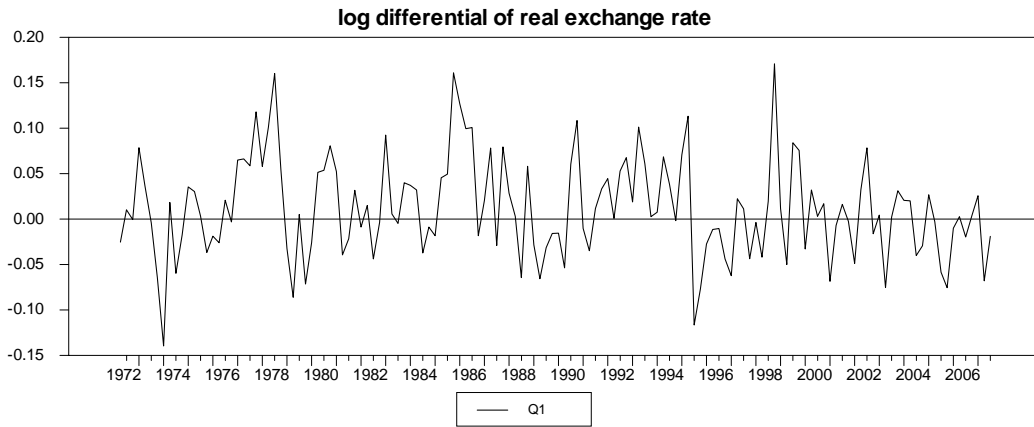
Graphique 5 : Série ajustée et série projetée du TCR

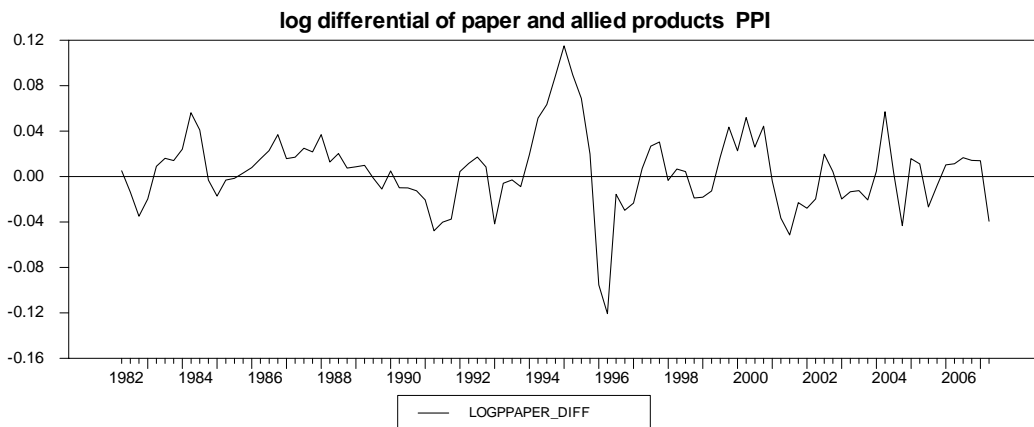
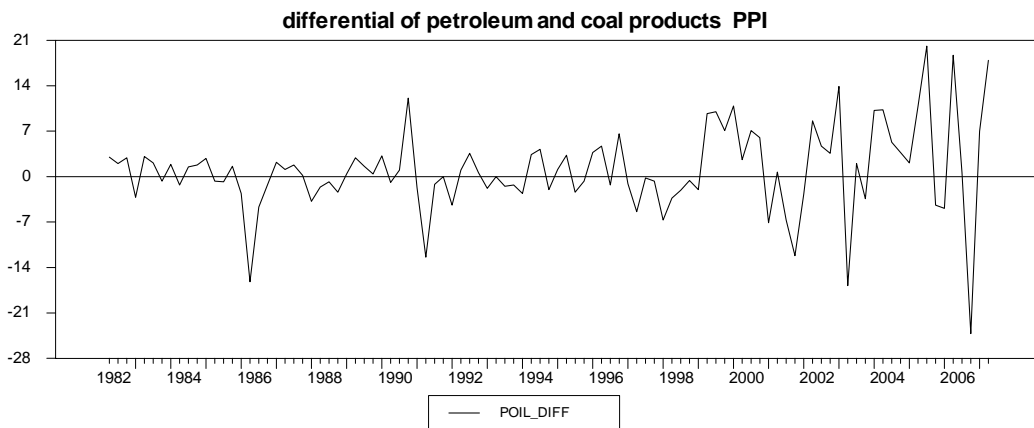
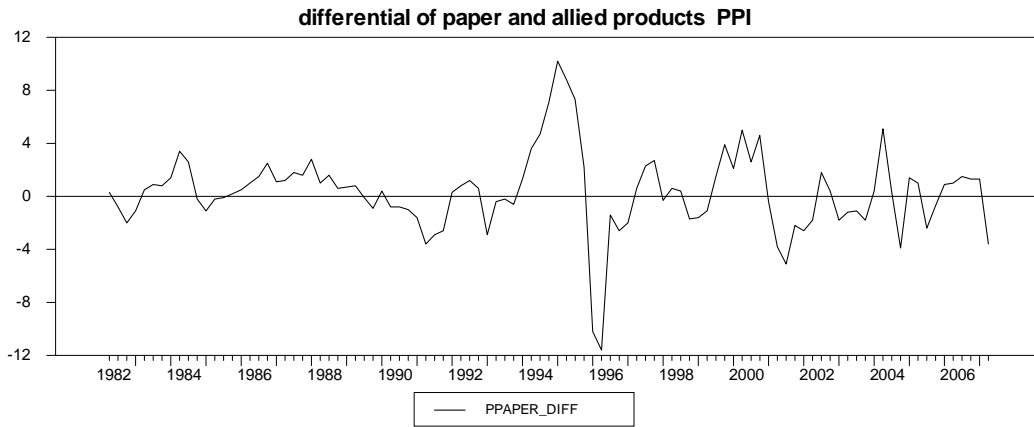


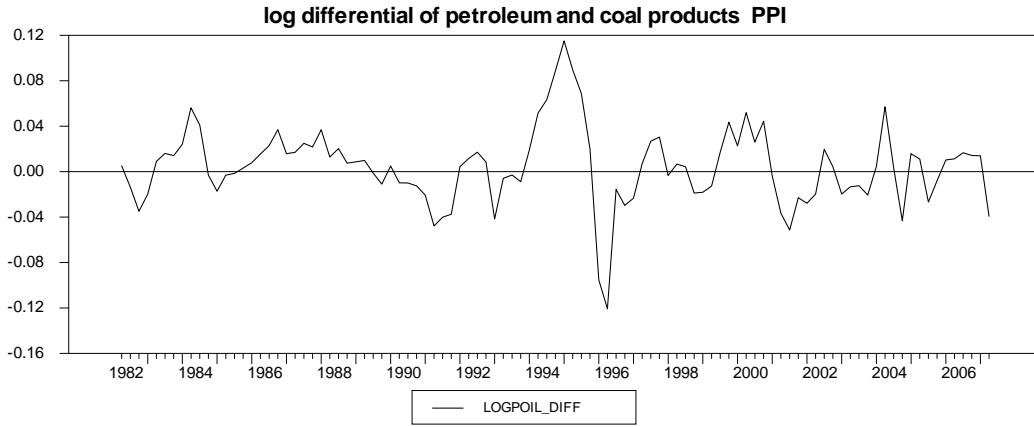
Graphique 7 : Courbes des séries utilisées dans l'étude











Dérivation des équations du modèle :

A l'équilibre de long terme (équilibre avec prix flexible)

$$y_t^e = y_t^s \quad (8)$$

$$p_t = p_t^e \quad (10)$$

$$(1) y_t^s = d_t + \eta(s_t - p_t^e) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1}^e - p_t^e)),$$

$$\rightarrow y_t^s = d_t + \eta(q_t^e) - \sigma(E_t(s_{t+1} - s_t) - E_t(p_{t+1}^e - p_t^e)), \text{ on utilise ici l'équation (4)}$$

$$\rightarrow y_t^s = d_t + \eta(q_t^e) - \sigma E_t(q_{t+1}^e - q_t^e)$$

$$\rightarrow q_t^e = \frac{1}{\eta + \sigma} (y_t^s - d_t) + \sigma E_t q_{t+1}^e, \text{ Par récurrence, on a}$$

$$\rightarrow q_t^e = \frac{1}{\eta + \sigma} (y_t^s - d_t) + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\sigma^i}{(\eta + \sigma)^{1+i}} E_t (y_{t+i}^s - d_{t+i}) + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sigma^n}{(\eta + \sigma)^n} E_t q_{t+n}^e$$

ensuite on remplace y_{t+i}^s et d_{t+i} en utilisant les équations (5) et (6)

$$\rightarrow q_t^e = \frac{1}{\eta + \sigma} (y_t^s - d_t) + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\sigma^i}{(\eta + \sigma)^{1+i}} E_t (y_{t-1+i}^s + z_{t+i} - d_{t-1+i} - \delta_{t+i} + \gamma \delta_{t-1+i})$$

$$\rightarrow q_t^e = \frac{1}{\eta + \sigma} (y_t^s - d_t) + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\sigma^i}{(\eta + \sigma)^{1+i}} [E_t (y_{t-1+i}^s - d_{t-1+i}) + E_t (z_{t+i} - \delta_{t+i} + \gamma \delta_{t-1+i})]$$

$$\rightarrow q_t^e = \frac{1}{\eta + \sigma} (y_t^s - d_t) + \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^m \frac{\sigma^i}{(\eta + \sigma)^{1+i}} [(y_t^s - d_t + \gamma \delta_t) + (m+1-i)(E_t (z_{t+i} - \delta_{t+i} + \gamma \delta_{t-1+i})_{=0})]$$

on applique ensuite l'espérance en t , et on obtient

$$\rightarrow q_t^e = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\sigma^i}{(\eta + \sigma)^{1+i}} (y_t^s - d_t + \frac{\sigma}{\eta + \sigma} \gamma \delta_t)$$

$$\rightarrow q_t^e = \frac{1}{\eta} (y_t^s - d_t) + \frac{\sigma}{\eta(\eta + \sigma)} \gamma \delta_t \quad (9)$$

(2) $m_t^s = p_t^e + y_t^s - \lambda i_t$, on utilise l'équation (4) pour avoir:

$$\rightarrow p_t^e = m_t^s - y_t^s + \lambda i_t = m_t^s - y_t^s + \lambda E_t[(q_{t+1} + p_{t+1}^e) - (q_t + p_t^e)], \quad q_t = s_t - p_t$$

$$\rightarrow p_t^e = \frac{1}{1+\lambda} [m_t^s - y_t^s + \lambda E_t(q_{t+1} - q_t)] + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t p_{t+1}^e, \quad \text{ensuite on utilise (9)}$$

$$\rightarrow p_t^e = \frac{1}{1+\lambda} (m_t^s - y_t^s) + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t \left[\frac{1}{\eta} ((y_{t+1}^s - y_t^s) - (d_{t+1} - d_t)) + \frac{\sigma}{\eta(\eta + \sigma)} \gamma (\delta_{t+1} - \delta_t) \right] + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t p_{t+1}^e$$

on utilise les équations (5), (6) et on applique l'esperance en t pour avoir la forme suivante;

$$\rightarrow p_t^e = \frac{1}{1+\lambda} (m_t^s - y_t^s) + \frac{\lambda}{1+\lambda} \left[\frac{1}{\eta} (\gamma \delta_t) + \frac{\sigma}{\eta(\eta + \sigma)} \gamma (-\delta_t) \right] + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t p_{t+1}^e$$

$$\rightarrow p_t^e = \frac{1}{1+\lambda} (m_t^s - y_t^s) + \frac{\lambda}{1+\lambda} \left(\frac{\gamma \delta_t}{(\eta + \sigma)} \right) + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t p_{t+1}^e$$

$$\rightarrow p_t^e = \frac{1}{1+\lambda} (m_t^s - y_t^s) + \frac{\lambda}{1+\lambda} \left(\frac{\gamma \delta_t}{(\eta + \sigma)} \right) + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t \left[\frac{1}{1+\lambda} (m_{t+1}^s - y_{t+1}^s) + \frac{\lambda}{1+\lambda} \left(\frac{\gamma \delta_{t+1}}{(\eta + \sigma)} \right) + \frac{\lambda}{1+\lambda} E_t p_{t+2}^e \right]$$

Par recurrence et en utilisant les équations (5), (7) et l'esperance en t, on a

$$\rightarrow p_t^e = \frac{1}{1+\lambda} (m_t^s - y_t^s) \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^j + \frac{\lambda}{1+\lambda} \left(\frac{\gamma \delta_t}{(\eta + \sigma)} \right) + \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{\lambda}{1+\lambda} \right)^n E_t p_{t+n}^e$$

$$\rightarrow p_t^e = m_t^s - y_t^s + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t \quad (10)$$

$$(3) p_t = (1-\theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e$$

$$\rightarrow p_t = (1-\theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e - p_t^e + p_t^e$$

$$\rightarrow p_t = p_t^e - (1-\theta)[p_t^e - E_{t-1}p_t^e],$$

on remplace p_t^e par son expression de l'équation (10), on obtient

$$\rightarrow p_t = p_t^e - (1-\theta)[m_t^s - y_t^s + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t - E_{t-1}(m_t^s - y_t^s + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t)]$$

par la suite, avec les équations (5), (7) et l'esperance en t-1, on a

$$\rightarrow p_t = p_t^e - (1-\theta)[(y_t^s - y_{t-1}^s) - (m_t^s - m_{t-1}^s) + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t]$$

$$\rightarrow p_t = p_t^e - (1-\theta)[(z_t) - (v_t) + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1} \gamma \delta_t]$$

$$\rightarrow p_t = p_t^e - (1-\theta)[z_t - v_t + \alpha \gamma \delta_t], \quad \text{avec } \alpha = \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta + \sigma)^{-1} \quad (14)$$

$$\begin{aligned}
(1) y_t^s &= d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)), \text{ combinée avec l'équation (2)} \\
\rightarrow m_t^s - p_t + \lambda i_t &= d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) \\
\rightarrow m_t^s - p_t &= d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) - \lambda(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) - \lambda E_t(p_{t+1} - p_t) \\
\rightarrow m_t^s - p_t &= d_t + \eta(q_t) - (\sigma + \lambda)E_t(q_{t+1} - q_t) + \lambda E_t(p_{t+1} - p_t) \\
\rightarrow q_t &= \frac{m_t^s - d_t - (1 + \lambda)p_t + \lambda E_t p_{t+1}}{\eta + \sigma + \lambda} + \frac{\sigma + \lambda}{\eta + \sigma + \lambda} E_t q_{t+1},
\end{aligned}$$

on utilise l'équation (14) et on applique l'esperance en t pour obtenir par recurrence

$$\begin{aligned}
\rightarrow q_t &= \frac{1}{\eta + \sigma + \lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\sigma + \lambda}{\eta + \sigma + \lambda} \right)^k [(m_t^s - d_t + \frac{\sigma + \lambda}{\eta + \sigma + \lambda} \gamma \delta_t) - (1 + \lambda)p_t^e + \lambda p_t^e] \\
&\quad + \frac{(1 + \lambda)(1 - \theta)}{\eta + \sigma + \lambda} (z_t - v_t + \alpha \gamma \delta_t) + \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\frac{\sigma + \lambda}{\eta + \sigma + \lambda} \right)^k q_{t+k}, \text{ avec } p_t^e = p_{t+1}^e = p_{t+2}^e \dots
\end{aligned}$$

on prend le detour suivant, $m_t^s - d_t = (m_t^s - y_t^s) + (y_t^s - d_t)$,

on obtient l'expression de $(m_t^s - y_t^s)$ par l'équation (10),

$$\begin{aligned}
\rightarrow q_t &= \frac{1}{\eta + \sigma + \lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{\sigma + \lambda}{\eta + \sigma + \lambda} \right)^k [(y_t^s - d_t) + (p_t^e - \frac{\lambda \gamma}{(1 + \lambda)(\eta + \sigma)} \delta_t) + \frac{\sigma + \lambda}{\eta + \sigma + \lambda} \gamma \delta_t - p_t^e] \\
&\quad + \frac{(1 + \lambda)(1 - \theta)}{\eta + \sigma + \lambda} (z_t - v_t + \alpha \gamma \delta_t) \\
\rightarrow q_t &= \frac{1}{\eta} [(y_t^s - d_t) + \frac{\sigma}{(\eta + \sigma)} \gamma \delta_t + 0] + \frac{(1 + \lambda)(1 - \theta)}{\eta + \sigma + \lambda} (z_t - v_t + \alpha \gamma \delta_t) \\
\rightarrow q_t &= [\frac{1}{\eta} (y_t^s - d_t) + \frac{\sigma}{\eta(\eta + \sigma)} \gamma \delta_t] + \frac{(1 + \lambda)(1 - \theta)}{\eta + \sigma + \lambda} (z_t - v_t + \alpha \gamma \delta_t) \\
\rightarrow q_t &= [q_t^e] + \mu(1 - \theta)(z_t - v_t + \alpha \gamma \delta_t), \text{ avec } \mu = \frac{(1 + \lambda)}{\eta + \sigma + \lambda} \quad (13)
\end{aligned}$$

l'équation (12) s'obtient par une combinaison des équations (1) et (13).