

Rapport de recherche présenté à Madame Carrasco

Modélisation et prévision du taux de change réel canadien

Nicolas Gagnon

Remis le 9 Août 2012

Université de Montréal

Remerciements

Je remercie monsieur B. Perron, pour ses judicieux conseils et madame M. Carrasco, mon superviseur.

Je tiens à remercier aussi mon épouse Simona et madame Fréchette pour leur soutien et leur encouragement tout au long de ce travail.

Table des matières

1. Introduction et motivation.....	p.4
2. Résumé du projet.....	p.5
3. Revue de la littérature	p.6
3.1 Robert A. Amano et Simon Van Norden (1998)	p.6
3.2 René Lalonde et Patrick Sabourin (2003)	p.8
3.3 Ramdane Djoudad et David Tessier (2000).....	p.10
4. Statistiques descriptives.....	p.13
4.1 Le prix réel du pétrole.....	p.13
4.1.1 Traitement des données.....	p.14
4.2 La productivité relative de la main d'œuvre.....	p.16
4.2.1 Traitement des données.....	p.16
4.3 Les différents taux de change.....	p.17
5. Estimations et prévisions.....	p.20
5.1 Test de stationnarité et de relation de long terme.....	p.20
5.2 Test de cointégration.....	P.25
5.3 Modèle à correction d'erreurs.....	p.26
5.4 Prévision hors échantillon.....	p.28
6. Conclusion.....	p.33
Bibliographie.....	p.34

1 Introduction et motivation

Le taux de change réel est une variable macroéconomique difficile à modéliser et à prévoir. Certains auteurs dont Meese R. et Rogoff K. (1983) sont parvenus à montrer qu'une marche aléatoire ferait tout aussi bien ou mieux que de toute autre modélisation économétrique pour fin de prévision. Le problème réside donc dans le fait que le taux de change réel (TCR) serait une variable non stationnaire. Toutefois, d'autres études nous enseignent qu'il est possible de le modéliser en lui trouvant un lien de cointégration avec une ou plusieurs autres variables réelles non stationnaires. C'est donc dans ce sens que j'ai décidé d'explorer et d'appliquer mes connaissances académiques dans le but d'une modélisation du TCR canadien selon plusieurs monnaies internationales et de faire des prévisions hors échantillon selon plusieurs horizons pour finalement voir, si celles-ci sont meilleures qu'une marche aléatoire.

2 Résumé du projet

Ce présent ouvrage s'appuie essentiellement sur les travaux de R. Amano et S. van Norden et de R. Lalonde et P. Sabourin. J'ai comme objectif de suivre le même schéma de travail qu'ils ont emprunté afin de prévoir le taux de change réel canadien dans un exercice de prévision hors échantillon. Ils ont utilisé le TCR Canada/ États-Unis pour leurs travaux, mais dans ce rapport de recherche, j'ai l'intention de prendre différentes monnaies internationales. Comme eux, je veux analyser le lien de cointégration entre le TCR et le prix réel du pétrole et/ou de la productivité relative de la main d'œuvre dans le but de prévoir le taux de change réel canadien.

Ce rapport comprendra une revue de la littérature. Suivra une section sur la sélection des données pertinentes ainsi que de leurs différentes transformations nécessaires à l'obtention de modèles économétriques. Une deuxième section où je discuterai de deux modèles différents (VAR) que j'ai l'intention d'utiliser sur lesquels, au préalable, j'établirai si les séries sont ou ne sont pas de racine unitaire selon les tests de Dickey Fuller augmenté (ADF), de Philips et Perron (PP) et d'Elliott, Rothemberg et Stock (DF-GLS). Je validerai par la suite les différentes relations de cointégration entre le prix réel du pétrole, la productivité relative de la main d'œuvre et les différents taux de change utilisés à l'aide des tests d'Engle-Granger et de Johansen. S'ajoutera une section concernant les exercices de prévisions hors échantillon que je comparerai par la suite en erreurs quadratiques moyennes pour savoir si ces exercices sont plus performants qu'une marche aléatoire.

3 Revue de la littérature

J'ai retenu trois articles principaux sur lesquels je m'appuierai pour effectuer cette revue de littérature. Le premier sera «*Exchange Rates and Oil Prices*» de Robert A. Amano et Simon Van Norden (1998), suivi par «*Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain*» de René Lalonde et Patrick Sabourin et finalement, «*Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution de taux de change Canada/États-Unis*» de Ramdane Djoudad et David Tessier

3.1 Robert A. Amano et Simon Van Norden

Le but de cet article est de mettre en évidence la relation robuste entre le prix intérieur réel du pétrole et le taux de change effectif réel de l'Allemagne, du Japon et des États-Unis pour la période post Bretton Woods.

En introduction, les auteurs font un survol de la littérature de cette époque en soulevant toute la problématique de l'approche des modèles monétaires à prédire le taux de change réel de façon efficace. En d'autres mots, ces modèles ne feraient pas mieux qu'un processus de marche aléatoire. Toutefois, ils mentionnent que MacDonald et Taylor, en 1994, ont démontré qu'il existe une relation de long terme entre les variables utilisées dans les modèles monétaires et le taux de change réel et que ce lien donnerait des résultats supérieurs à une marche aléatoire en prévision hors échantillon. Lastrapes (1992) et Evans et Lothian (1993) ont quand à eux, utilisé une décomposition à la Blanchard et Quah (1989) et ont trouvé que la variance du taux de change nominal et réel, pour plusieurs pays à divers horizons, était dû à des chocs de nature réelle. Les auteurs ont écrit que plusieurs études mentionnaient l'importance du prix réel du pétrole dans les modèles macroéconométriques¹ mais qu'aucun de ces modèles n'a incorporé le TCR. Ils y ont trouvé cependant une étude qui incorporait le TCR, mais en fin de compte cette étude produisait des résultats erronés².

Les auteurs affirment que la grande nouveauté de leur approche sera de démontrer que le prix réel du pétrole compte pour lui seul à expliquer tous les mouvements à long terme du TCR. Ils ajoutent que pour ce faire, leur modèle ne devra pas contenir plusieurs variables réelles³ et que cela est important dans l'obtention de résultats significatifs.

¹ Golub (1983), Rogoff (1991)

² Throop (1993), Zhou (1995) et Dibooglu (1995)

³ Toda 1994, Gonzalo et Pitarakis 1994, Godbout et Van Norden 1995

Leur point de départ est donc de créer un petit modèle de long terme en petite économie ouverte comportant deux secteurs d'activités qui produisent, soit des biens non échangeables, soit des biens échangeables. Sans aller dans tous les détails, ils démontrent formellement que l'industrie qui utilise plus intensément un facteur de production donné dans un secteur d'activité aura à assumer un coût plus élevé si le prix de celui-ci augmente. C'est ce changement dans ce coût relatif entre les biens échangeables et non échangeables qui affecte le TCR. Ce n'est pas sans rappeler le modèle de Balassa-Samuelson (1964), avec lequel ils font un parallèle, mais en soulignant que la productivité à elle seule ne peut expliquer les mouvements du taux de change réel des vingt dernières années. Au final, ils ne tiendraient pas compte de cette variable dans leur modèle économétrique. Ils soumettent plutôt que le prix du pétrole serait une meilleure variable « proxie » exogène au terme de l'échange de leur modèle pour les pays industrialisés.

Ils ont donc examiné le comportement de cette variable durant la période post Bretton Woods. Durant les années 70 et 80, il y a eu trois chocs pétroliers majeurs, et d'après leurs recherches⁴, ils en vinrent à la conclusion que ces chocs d'offre sont de nature exogène (ce qui n'est pas sans importance pour la modélisation du modèle économétrique).

Ils présentent une relation évidente de long terme entre le TCR et le prix de pétrole. Ils ont utilisé une base de données du nom de Morgan Guaranty, pour 15 pays de 1973 à 1996 selon leur taux de change réel effectif. Ils ont examiné en premier lieu la présence de tendance sous forme graphique et opéré un test d'ADF et de PP. Ils n'ont pas trouvé de forte évidence de parité de pouvoir d'achat à long terme. Ils ont par la suite regardé s'il existait un lien de cointégration au sens de Granger entre le TCR et le prix du pétrole en sachant que les deux séries n'étaient pas stationnaires. Ils ont trouvé une forte évidence de cointégration dans le cas de l'Allemagne et du Japon, mais pas pour les États-Unis. Selon un test plus puissant, celui de Johansen-Juselius (JJ), les trois pays sont cointégrés selon le TCR et le prix de pétrole. Devant ce résultat d'une relation de long terme cointégrée, ils ont donc utilisé un MCO qui donne, selon eux, des estimés super convergents mais non asymptotiquement efficaces. Ils notent que ce problème est dû à la corrélation des erreurs. Afin de remédier à ce problème, ils ont utilisé le MCO dynamique de Stock et Watson (1993), le «fully modified» de Philips et Hansen (1990), et le Park (1992). Ces trois méthodes d'estimation donnent des résultats différents, mais dans l'ensemble, ils trouvent par exemple qu'une hausse de 10% du prix du pétrole cause une dépréciation du Mark allemand de .09%, du Yen de 1,7% et une appréciation du dollar américain de 2,4%. Pour être certain de

⁴ Amano et Van Norden (1995) p.18

leurs résultats, ils ont, par la suite, testé la stabilité de leurs résultats sur leurs paramètres sans que leurs résultats n'en soient changés pour autant.

Par après, les auteurs soumettent la possibilité d'erreurs de spécification lors du test à la Granger. Ils relèvent le fait qu'il faut absolument que la causalité aille du prix du pétrole vers le TCR. Donc implicitement que le TCR pourrait être prévu dans un exercice hors échantillon. Ils effectuent donc un test pour tester si la causalité à long terme est faiblement exogène au sens d'Engle, Hendry et Richard (1983). Ils ont pour cela utilisé le test de Johansen-Juselius (JJ) et ont trouvé que la relation à long terme du prix du pétrole influence le TCR. Ils referont, par la suite, un test à la Granger et ils sont d'avis que le prix du pétrole affecte le TCR et non l'inverse.

Les auteurs terminent leur article en citant qu'Hamilton (1983) était parvenu à la même conclusion qu'eux, dans le sens qu'aucune variable (les salaires, les agrégats monétaires, les actifs, etc.) ne peuvent expliquer au sens Granger une hausse du prix du pétrole. Cela reflète donc l'exogénéité de cette variable. Ils soumettent toutefois qu'il serait intéressant d'examiner si le prix du pétrole et le TCR seraient déterminés conjointement par une troisième variable.

3.2 René Lalonde et Patrick Sabourin

Le but de ces auteurs est de modéliser le TCR américain dans une perspective de prévision hors échantillon. Pour ce faire, ils ont emprunté l'avenue de la cointégration du TCR avec le prix de pétrole. Ils mentionnent que la dynamique de court terme est fonction de l'évolution du différentiel des taux de croissance du Pib réels, le différentiel des taux d'intérêts réels, de la première différence du ratio des actifs nets à l'étranger au PIB et des chocs qui ont un effet temporaire sur le prix du pétrole et de la productivité relative.

Ils ont choisi de procéder par voie de modèles à correction d'erreurs en les comparant sur la base d'erreurs quadratiques moyennes lors de prévisions hors échantillons. Ils affirment que leur modèle retenu est vraisemblablement meilleur qu'une marche aléatoire en prévision hors échantillon. Le but de leur exercice est ultimement de prévoir et d'assurer une convergence du taux de change vers un équilibre stationnaire et endogène. Leur fenêtre de prévision s'échelonne de 1992T3 à 2002T1 selon une série de données allant de 1979T3 à 2002T1.

Leur article fait le survol de la littérature en énumérant la pertinence des variables retenues ci-haut mentionnées. Les auteurs ont retenu le différentiel des taux d'intérêts réels pouvant affecter le lien à long terme avec le TCR en étant cointégrés. Ce lien a été démontré par MacDonald en 1998. Essentiellement, les auteurs refont la dérivée du taux d'intérêt réel selon la condition de

parité de Fisher pour en arriver à un taux d'intérêt d'équilibre qui est fonction du différentiel des taux d'intérêt réel et du taux de change attendu dans k périodes. Ils font mention que cette identité peut être intégrée d'ordre (0) selon le modèle de Dornbush (1976), mais que selon toute vraisemblance, serait plutôt intégrée d'ordre (1). MacDonald et Nagayasu (2000) ont effectivement trouvé un lien de cointégration entre $r-r^*$ et e . Ces variables sont non stationnaires (ou bien I(1)).

Comme autres variables non stationnaires, ils passent en revue la productivité relative de la main d'œuvre selon la théorie de Balassa et Samuelson (1964). Comme précédemment, c'est la variation du prix relatif dans le secteur utilisant intensivement des biens non échangeables qui détermine le taux de change à long terme. Ils relèvent aussi l'article d'Amano et Van Norden (1998) qui fait mention du lien de causalité de long terme allant du prix réel de l'énergie vers le taux de change avec un signe positif. Le prix du pétrole compterait comme principale source de fluctuation du TCR.

Ils opèrent des tests de cointégration. Ils s'assurent, en premier lieu, que les séries sont non stationnaires I(1). Ils identifient un lien de cointégration pour le prix réel du pétrole, les actifs nets à l'étranger et la productivité relative. Ils s'assurent aussi que toutes ces variables soient faiblement exogènes face au TCR. Ils retiennent deux modèles qu'ils départageront en faisant un test de cointégration de Saikkonen (1991). Ils ont utilisé le critère d'Akaike pour déterminer le nombre de retards optimaux à inclure dans le modèle à correction d'erreurs. Selon l'erreur quadratique moyenne, ils retiendront le modèle qui fait intervenir la relation de cointégration entre le TCR et la productivité relative et le prix réel du pétrole.

Ils mentionnent l'importance de la productivité relative selon leurs résultats en s'appuyant sur l'article de Gorbarchev, Stoffels et Tille (2001) ainsi que Bailey, Millard et Wells (2001). Leurs preuves économétriques sont d'autant plus importantes, car elles ont mis en évidence l'importance de la productivité relative de façon économétrique, ce que les autres auteurs ne sont pas parvenus à faire.

L'élaboration du modèle tient compte des chocs contemporains. La spécification de variables instrumentales est donc incluse dans celui-ci. Ils ont fait attention à ce que les écarts-types soit corrigés selon Newey-West pour de possibles problèmes d'auto corrélation des erreurs. Les résultats qu'ils obtiennent selon leur modèle à correction d'erreurs est en accord avec les faits observés.

Par la suite, ils étudient la réaction du TCR suite à ces chocs transitoires. Fait intéressant, un choc positif de 0.5% sur l'écart du taux de croissance du PIB donne une appréciation de 1% du dollar américain. Un choc permanent de 10% positif du prix du pétrole entraîne une appréciation de 1,7% du TCR. Ils déterminent ensuite si le TCR est surévalué ou sous-évalué par rapport au niveau d'équilibre.

Pour valider leur modèle, ils font deux prévisions hors échantillon avec fenêtre réursive (R+ 4 à 8 trimestres). L'une qui s'échelonne sur 40 trimestres (1992 à 2002) et l'autre sur la période (1996-2002). Leurs résultats captent très bien les mouvements du TCR. Leurs EQM sont largement inférieures à ceux d'une marche aléatoire.

En conclusion, les auteurs ont réussi à construire un modèle simple qui a endogénéisé le TCR effectif américain de façon à faire de bonnes prévisions.

3.3 Ramdane Djoudad et David Tessier

Dans ce dernier article, ces auteurs se sont préoccupés de savoir si des variables autres que les prix de base et les prix de l'énergie avaient pu contribuer à la dépréciation du dollar canadien depuis les années 1970. Ils se sont penchés principalement sur les conditions budgétaires et la productivité.

Dans leur étude, ils ont repris le modèle d'Amano et Van Norden (1998). Ce dernier étant fiable sur la base empirique, ils y ont apporté des modifications pour y inclure leurs nouvelles variables. D'après les nouveaux résultats, il semblerait que seul l'écart entre le ratio canadien et américain de la dette du PIB apporterait une information supplémentaire. Celle-ci expliquerait 20% des mouvements du taux de change réel.

Pour ce faire, les auteurs parcourent la littérature et parviennent au même constat que les auteurs cités aux précédents paragraphes. À savoir, qu'il est possible de trouver des relations de long terme qui accroissent le pouvoir prédictif et ce, même dans une perspective de court terme⁵. En somme, il est possible de trouver des liens de cointégrations entre le TCR et d'autres variables réelles non stationnaires. C'est dans cet esprit que les auteurs ont rajouté de nouvelles variables explicatives au modèle ainsi que des variables retardées indépendantes.

Ils ont considéré un nouvel ensemble de variables. À l'instar des autres auteurs, ils ont utilisé le critère PIC (Posterior Information Criteria) afin de déterminer le nombre de retards à considérer

⁵ Christoffersen et Diebold (1988)

(contrairement au AIC). Ils ont, par la suite, effectué un test à la Granger pour déterminer la relation de long terme sur toutes leurs variables.

Ils ont considéré l'écart de productivité entre le Canada et les États-Unis comme première variable. Pour ce choix, ils se sont basés sur le modèle de Balassa et Samuelson (1964). Il est important de mentionner que Rogoff (1992) a généralisé ce modèle et qu'une de ses conclusions est que les dépenses de l'état affectent le prix relatif des biens échangeables et des biens non échangeables et donc aussi le taux de change réel. Comme deuxième variable, ils ont considéré l'écart de revenu par habitant. Ils s'appuient sur Lucas (1982), qui démontre un lien de causalité partant du taux de change réel qui est égal au taux marginal de substitutions entre les biens intérieurs et étrangers qui, à leur tour, dépendent de l'écart de revenu par habitant⁶. En somme, cette variable pourrait être utilisée comme une mesure de la productivité. Les deux dernières variables sont liées aux actifs financiers. Les auteurs soulèvent un point en disant qu'un choc budgétaire peut être difficilement identifiable à court terme et qu'il est préférable de l'observer à long terme. Ils font ensuite le lien entre la dette publique et le TCR en passant par le différentiel des taux d'intérêt⁷ car, semble-t-il, celui-ci se caractérise par une prime de risque.

Tous ces points énumérés sont d'ordre théorique, mais finalement, ils avancent tout simplement que tout déséquilibre macroéconomique causé par la dette publique affecte le TCR de manière à ce que celui-ci rétablisse l'équilibre de long terme.

Le modèle retenu est un VAR qui est spécifié selon le critère d'Hannan et Quinn. À l'aide d'un test de causalité, ils trouvent que l'écart entre les ratios de l'endettement au PIB produit un effet sur le TCR. Vu les graphiques obtenues, il semblerait que le régime de change (avant ou après Bretton Woods) n'aurait aucun effet sur le TCR⁸.

Contrairement à Amano et Van Norden, le modèle comporte une période plus longue allant de 1965 à 1998 pour les données trimestrielles et de 1942 à 1998 pour les données annuelles. Ils passent en revue une série de tests (ADF, PP, etc.), selon divers horizons temporels. Le critère de retard a été choisi cette fois selon Campell et Perron. Ils font le test de cointégration à la Johansen pour voir s'il existe une relation de long terme. Ils ne peuvent rejeter la présence de cointégration.

Pour finir, dans un choix de modèle définitif, ils ont fait une extension structurelle au modèle en tenant compte de plusieurs critères d'information. Finalement, ils demeurent avec le critère PIC

⁶ Djoudad R. et Tessier D (2000), p.4

⁷ Macdonald et Nagayasu (1999)

⁸ Grilli et Kaminsky (1991)

qui est largement supérieur au BIC et au AIC. Leur simulation dynamique montre que l'écart d'endettement suit plus fidèlement le TCR qu'avec le modèle de base. Ils se basent principalement sur le R^2 pour fin de comparaison.

Comme pour les autres auteurs, ils doivent se soumettre au test de prévision hors échantillon, surtout depuis Meese et Rogoff (1983). La prévision effectuée est de nature récursive avec une prévision dynamique de huit trimestres. Dans tous les horizons considérés, leur modèle se comporte mieux que celui de base et donc mieux qu'une marche aléatoire. Ils en parviennent donc à la conclusion que l'écart de dette au PIB est une variable fiable à inclure dans le modèle. Toutefois, celle-ci n'explique 20% des mouvements du TCR.

4 Statistiques descriptives

Les différentes comparaisons du TCR canadien se feront vis-à-vis des pays industrialisés comme les États-Unis, l'Angleterre, la France, l'Allemagne, la Suisse, l'Italie, l'Union européenne et le Japon. Tous ces pays ont subi les chocs pétroliers des années 70 et 80 que l'on qualifie de chocs exogènes⁹. J'ai sélectionné deux variables réelles selon les travaux de R. Lalonde et P. Sabourin (2003) et de R. Amano et S. van. Norden (1995). Comme première variable, ils ont prouvé que le prix réel du pétrole était une variable de choix pour l'explication des variations du TCR à court et long terme. Elle serait de par sa nature non stationnaire et cointégrée avec le TCR.

Comme deuxième variable, j'ai retenu la productivité relative de la main d'œuvre dans le secteur de la fabrication. Ici, on a deux résultats différents selon ces auteurs. Dans les travaux de R. Amano et S. van. Norden, on mentionne que cette variable joue un certain rôle, mais qu'en définitive, on pourrait tout aussi bien ne pas en tenir compte étant donné son rôle mineur dans l'explication des variations du TCR. Par contre, dans les travaux de Lalonde et P. Sabourin, on départage deux modèles dans lesquels apparaît la productivité relative et les auteurs font ressortir que celle-ci a un bon pouvoir prédictif sur le TCR. À la vue de ces résultats, j'ai donc décidé d'estimer deux modèles. Le premier incorporera la variable du prix du pétrole avec la productivité relative en termes de trimestre et le deuxième avec le prix réel du pétrole seulement en termes de mois. L'horizon des données sera entre janvier 1973 ou janvier 1982 et décembre 2002 selon le modèle.

4.1 Le prix réel du pétrole

D'un point de vue théorique, cette variable est à considérer dans l'explication de la variation du TCR au Canada à travers le temps, car on l'utilise comme variable « proxi » qui sert à remplacer le terme de l'échange et la productivité relative dans le modèle de Balassa-Samuelson (c'est vrai dans le travail de Lalonde et P. Sabourin et faux dans celui de R. Amano et S. van. Norden).

Lalonde et Sabourin font ressortir que le prix réel du pétrole, lequel est un bien échangeable, peut détériorer ou améliorer le terme de l'échange selon qu'on est un pays producteur de pétrole ou non. Selon eux, si nous avons une amélioration du terme d'échange : «Cela fait accroître la

⁹ R. Amano et S. van. Norden (1995), p.7 et 18

demande proportionnellement plus que l'offre pour les biens non échangeables¹⁰». Donc, il faudrait qu'il y ait une appréciation du TCR pour absorber cette demande excédentaire. De plus, Amano et van Norden, trouve un lien de causalité positif qui va du prix réel du pétrole vers celui du TCR. Étant donné que le Canada n'a pas ou peu d'influence sur le prix du pétrole, on peut déterminer qu'elle est une bonne variable exogène à considérer.

4.1.1 Traitement des données

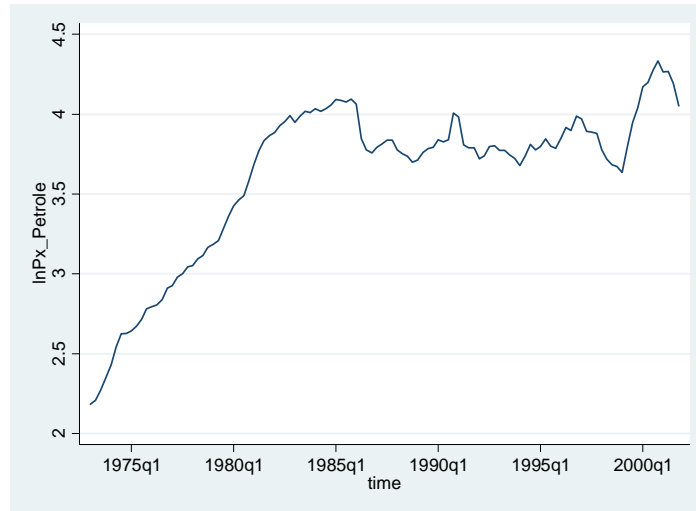
Pour ce travail, j'ai utilisé la base de données canadiennes CANSIM¹¹ portant le numéro 329-0056, pour y prélever une série de données sur l'indice du prix du pétrole au Canada. Cette série est mensuelle en base 100 de 2002 que j'ai transformée en base 100 de 2005 pour les années de 1981 à 2011. Pour les années de 1973 à décembre 1980, il m'a fallu utiliser le tableau 329-0001 dans CANSIM. Cette série est mensuelle en base 100 de 1992 pour les années de janvier 1973 à septembre 2001. Je l'ai transformée en base 100 de 2005 pour la rattacher à l'autre série de 1981 à 2002 pour combler les données manquantes.

Dans le premier modèle retenu, les observations vont de 1981 à 2002, car les données sur la productivité relative ne sont disponibles qu'à partir de janvier 1981. Cette dernière étant trimestrielle, j'ai transformé les données du prix du pétrole de mensuel en trimestriel pour pouvoir les utiliser avec celles de la productivité relative. Le premier modèle que je vais estimer sera donc en trimestre¹². On peut voir l'évolution de l'indice du prix du pétrole en Log sur le premier graphique.

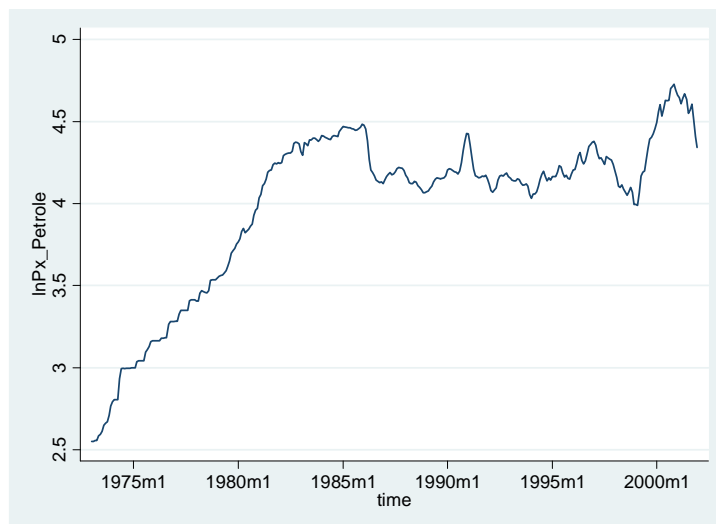
¹⁰ Lalonde et Sabourin (2003), p.6

¹¹ <http://estat.statcan.ca>

¹² Tout comme dans les travaux de Lalonde et Sabourin (2003) de 1979T3-2002T1, p.8



Dans le deuxième modèle, l'échantillon sera entre janvier 1973 et décembre 2001 avec la série 329-0001 dans CANSIM. Le prix du pétrole sera la seule variable réelle de ce modèle. Je vais laisser cette série de données en mois. Pour les trois derniers mois de 2001 (octobre, novembre et décembre), les données n'étaient pas disponibles dans cette série. Je suis donc allé chercher les données manquantes dans la série (329-0056 en base 2002) que j'ai remise en base de 2005. Voici le deuxième graphique de l'évolution du Log du pétrole. Il sera intéressant de comparer ces deux modèles pour voir si la fréquence des observations change quoique ce soit selon l'erreur quadratiques moyenne.



4.2 La productivité relative de la main d'œuvre

La théorie de Balassa-Samuelson repose sur trois hypothèses. On suppose premièrement que les prix dans le secteur des biens non-échangeables, sont différents pour tous les pays car ceux-ci sont déterminés dans les différents marchés internationaux. On suppose que les travailleurs sont payés selon leurs productivité marginale et que, finalement, ces travailleurs sont mobiles à travers un même pays, mais non pas de pays en pays. Lalonde et Sabourin donne l'exemple d'un choc positif de la productivité dans le secteur des biens échangeables, qui donne une augmentation proportionnellement plus grande des coûts unitaires de main-d'œuvre dans le secteur des biens non échangeables¹³. La hausse du ratio des différents prix, selon le secteur, équivaut à une appréciation du taux de change réel. Amano et van Norden, dans leurs travaux, trouvent effectivement le même effet, mais leurs arguments de ne pas inclure cette variable au modèle reposent sur le fait que considérer cette variable n'est pas suffisante pour expliquer les variations du TCR de façon significative.

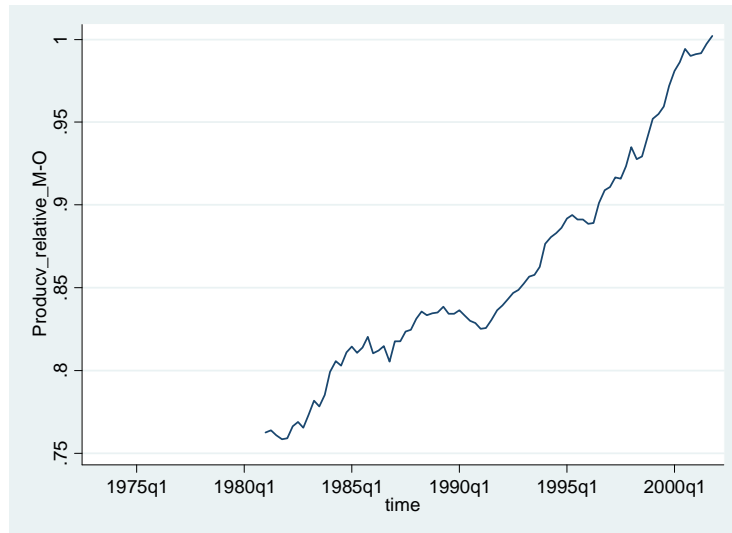
4.2.1 Traitement des données

J'ai utilisé la base de données canadiennes CANSIM portant le numéro 383-0012 et du nom d'Indices de la productivité du travail jumelés avec d'autres variables en base 100 de 2002 que j'ai transformé en base 100 de 2005. Afin de calculer la productivité relative, j'ai utilisé la méthode de Lalonde et Sabourin qui consiste à diviser le PIB réel par le nombre d'emplois¹⁴ et non de diviser le PIB réel par le nombre d'heures travaillées¹⁵. Les données sont disponibles du premier trimestre de 1981 au premier trimestre de 2011. Voici le troisième graphique de cette série.

¹³ Lalonde et Sabourin (2003), p.6

¹⁴ Lalonde et Sabourin (2003), p.7

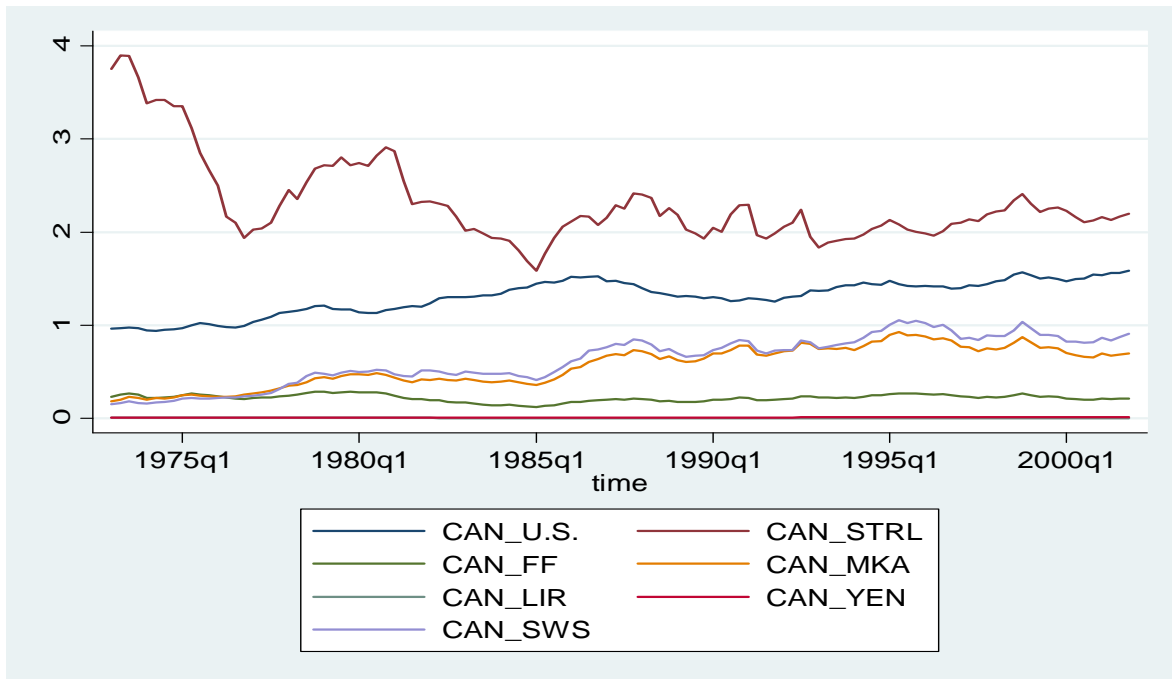
¹⁵ Tableau 383-0012 CANSIM, Statistique Canada, <http://estat.statcan.ca> voir sous la note 5.



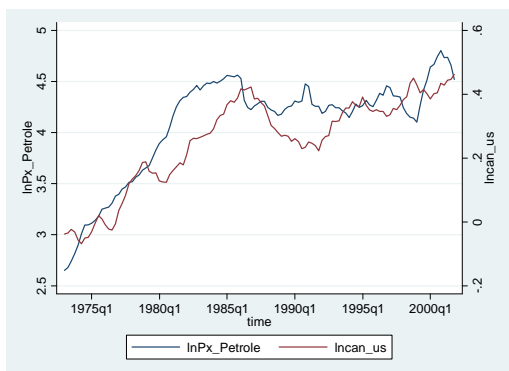
4.3 Les différents taux de changes

Comme je l'ai mentionné plus haut, pour ce travail, je considère plusieurs monnaies par rapport à la monnaie canadienne. Tous les taux de change proviennent de la base de données FRED¹⁶ appartenant à la Banque fédérale de St-Louis aux États-Unis. Ces taux de change sont nominaux en base 100 de 2005 et ont été transformés en taux de change réel [$\text{Ln}Q = E \times (P/P^*)$] en utilisant les différents indices de prix à la consommation en base 100 de 2005. Concernant l'Euro, les données ne sont disponibles qu'en terme nominal sur Eurostat de la Commission européenne. Il n'y a pas d'indice de prix pour la période avant 1996. J'ai donc abandonné le projet d'utiliser l'Euro pour ce travail. Voici le graphique de l'évolution des différents taux de change réels en mois.

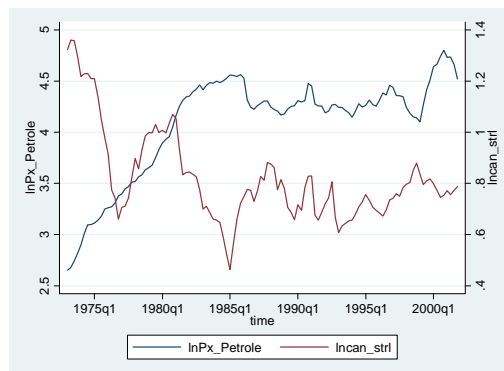
¹⁶ Organisation for Economic Co-operation and Development, FRED, Fed de St-Louis.



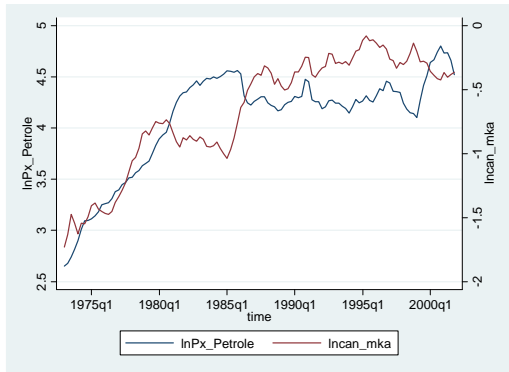
Selon la parité du pouvoir d'achat, on devrait retrouver autour de (1), toutes les différentes monnaies. Ce qui n'est pas représenté ici, sûrement à cause des différents niveaux de vie. Par exemple, si on se retrouve en Angleterre ou au Canada, ceux-ci représentent environ deux fois l'écart. Lalonde et Sabourin comparent ensuite l'évolution du taux de change réel à différentes variables réelles avec lesquelles il pourrait être cointégré. J'ai fait ici le même exercice de style pour les données du log du prix réel du pétrole en trimestre.



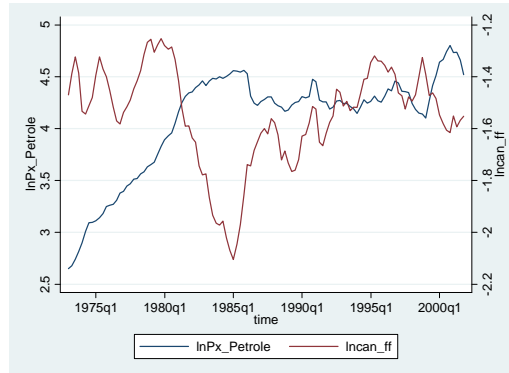
Canada/Dollar U.S.



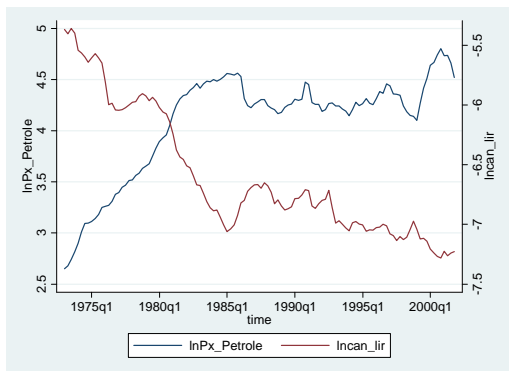
Canada/Livre Sterling



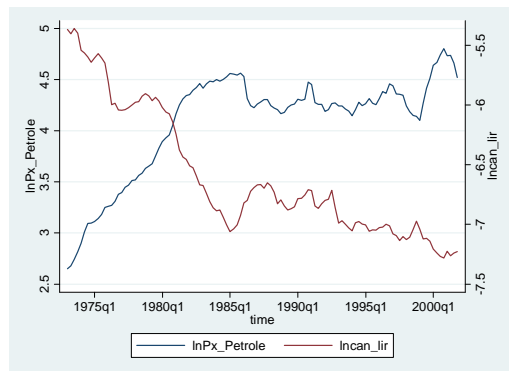
Canada/Mark allemand



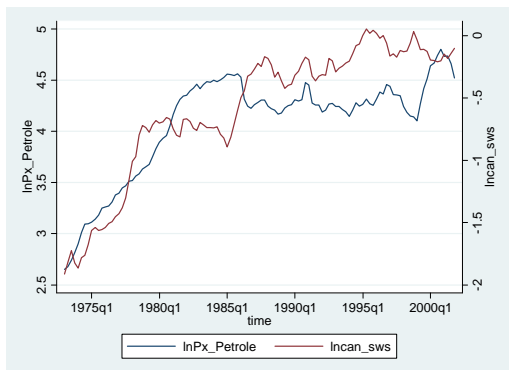
Canada/Franc français



Canada/Lire italienne



Canada/Royaume-Uni



Canada/Franc suisse

5 Estimations et prévisions

5.1 Test de stationnarité et de relation de long terme

Toutes les variables ont été transformées en Log. Les différents taux de change nominaux ont été transformés en taux de change réels et ils sont tous en base 100 de 2005. L'échantillon des données s'échelonne à partir du premier trimestre de 1981 au dernier trimestre de 2001. Pour tester la stationnarité, j'ai appliqué trois différents tests : le Dickey Fuller augmenté (ADF), le test de Phillips-Perron (PP) et celui d'Elliot, Rothemberg et Stock (DF-GLS). Le critère d'information AIC a été choisi pour déterminer le nombre de retards. Le tableau ci-dessous montre que selon ces trois tests, toutes les variables ne sont pas significatives. Elles sont donc toutes non stationnaires.

Augmented Dickey-Fuller	Test stat	5% Critical Value
lnPx_Petrole	-2.190	-3.448
lnproducv_relative_mo	-1.415	-3.470
lncan_us	-2.424	-3.448
lncan_strl	-3.296	-3.448
lncan_ff	-2.362	-3.448
lncan_mka	-1.738	-3.448
lncan_lir	-2.123	-3.448
lncan_yen	-2.948	-3.448
lncan_sws	-2.004	-3.448

Phillips-Perron test	Test stat	5% Critical Value
lnPx_Petrole	-2.328	-3.448
lnproducv_relative_mo	-1.165	-3.467
lncan_us	-1.827	-3.448
lncan_strl	-2.687	-3.448
lncan_ff	-1.983	-3.448
lncan_mka	-1.809	-3.448
lncan_lir	-2.000	-3.448
lncan_yen	-2.317	-3.448
lncan_sws	-2.047	-3.448

DF-GLS test	Test stat	5% Critical Value
lnPx_Petrole	-0.713	-2.940
lnproducv_relative_mo	-1.053	-3.080
lncan_us	-2.142	-3.010
lncan_strl	-1.789	-3.010
lncan_ff	-1.941	-3.010
lncan_mka	-1.110	-3.010
lncan_lir	-1.249	-3.010
lncan_yen	-2.671	-3.010
lncan_sws	-1.070	-3.010

J'ai ensuite appliqué un test de Granger à chacun des taux de change vis-à-vis la variable du prix réel du pétrole et la variable de la productivité relative de la main d'œuvre pour déterminer la causalité. Nous nous intéressons à la causalité qui part soit du log du prix réel du pétrole ou soit de la productivité relative de la main d'œuvre en première différence vers les différents taux de change en première différence afin de s'assurer que l'une ou l'autre des variables réelles cause une variation dans les différents taux de change. Le critère de décision est basé sur un test de Wald (chi-carré) à 5%. Voici les tableaux des différents résultats des TCR avec le prix réel du pétrole (A), des TCR avec la productivité relative (B) et finalement des TCR avec le prix réel du pétrole et la productivité relative ensemble (C).

Test de causalité à la Granger			Prob>chi2	Test de causalité à la Granger			Prob>chi2
dlnPx_Petrole	dlnCan_us	0.859		dlnproductv_relative_mo	dlnCan_us	0.238	
dlnCan_us	dlnPx_Petrole	0.435		dlnCan_us	dlnproductv_relative_mo	0.300	
dlnPx_Petrole	dlnCan_strl	0.278		dlnproductv_relative_mo	dlnCan_strl	0.945	
dlnCan_strl	dlnPx_Petrole	0.335		dlnCan_strl	dlnproductv_relative_mo	0.593	
dlnPx_Petrole	dlnCan_ff	0.088		dlnproductv_relative_mo	dlnCan_ff	0.647	
dlnCan_ff	dlnPx_Petrole	0.002		dlnCan_ff	dlnproductv_relative_mo	0.076	
dlnPx_Petrole	dlnCan_mka	0.109		dlnproductv_relative_mo	dlnCan_mka	0.395	
dlnCan_mka	dlnPx_Petrole	0.287		dlnCan_mka	dlnproductv_relative_mo	0.035	
dlnPx_Petrole	dlnCan_lir	0.058		dlnproductv_relative_mo	dlnCan_lir	0.476	
dlnCan_lir	dlnPx_Petrole	0.000		dlnCan_lir	dlnproductv_relative_mo	0.129	
dlnPx_Petrole	dlnCan_yen	0.247		dlnproductv_relative_mo	dlnCan_yen	0.367	
dlnCan_yen	dlnPx_Petrole	0.344		dlnCan_yen	dlnproductv_relative_mo	0.036	
dlnPx_Petrole	dlnCan_sws	0.328		dlnproductv_relative_mo	dlnCan_sws	0.512	
dlnCan_sws	dlnPx_Petrole	0.589		dlnCan_sws	dlnproductv_relative_mo	0.025	

(A)

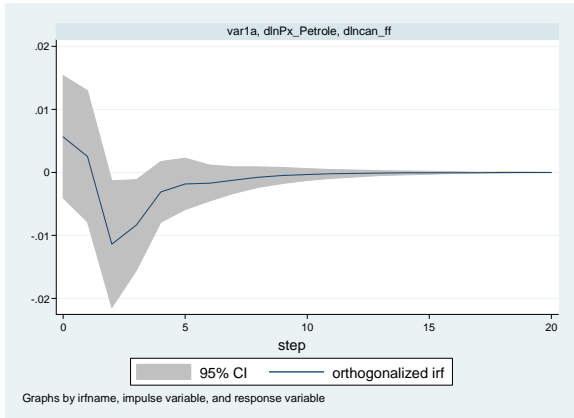
(B)

Test de causalité à la Granger		Prob > chi2
dlnca _{n_us}	Ensemble	0.397
dlnca _{n_strl}	Ensemble	0.739
dlnca _{n_ff}	Ensemble	0.132
dlnca _{n_mka}	Ensemble	0.067
dlnca _{n_lir}	Ensemble	0.119
dlnca _{n_yen}	Ensemble	0.135
dlnca _{n_sws}	Ensemble	0.065

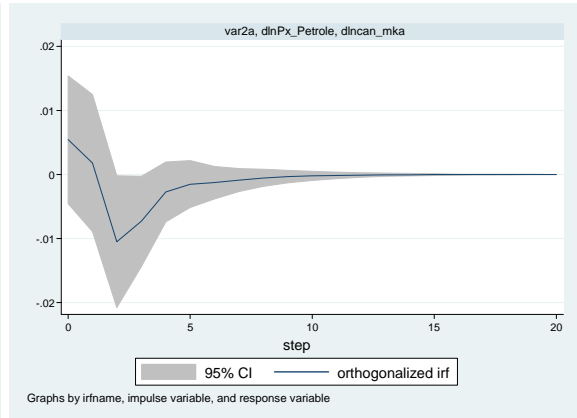
(C)

Nous pouvons remarquer dans le tableau (A), que le prix réel du pétrole cause au sens Granger une variation dans le taux de change du Franc français et de la Lire italienne, mais qu'il y a aussi un effet de «Feedback» allant du taux de change vers le prix réel du pétrole. On ne peut donc pas se prononcer sur le sens de la causalité. Dans le tableau (B), on remarque que la productivité relative de la main d'œuvre cause au sens Granger une variation dans le taux de change du Franc français, du Mark allemand, de la Lire italienne, du Yen Japonais et du Franc suisse, et ce, sans effet de «feedback». Cette variable est donc importante pour expliquer la variation dans l'un de ces taux de change. Cela étant dit, dans le tableau (C), on remarque que le fait d'inclure la productivité relative de la main d'œuvre dans le modèle avec le prix réel du pétrole est déterminant pour obtenir de la causalité au sens Granger dans presque tous les taux de change, à l'exception du Dollar américain et de la Livre sterling.

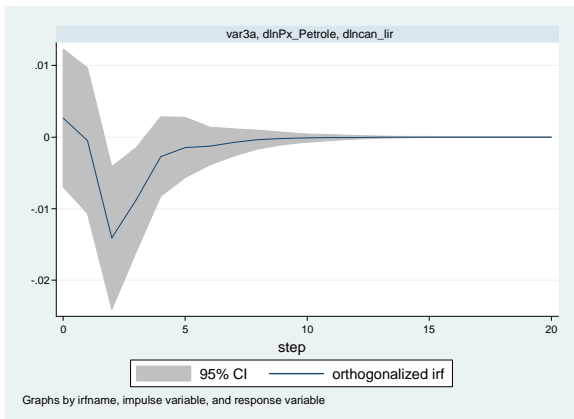
Pour voir un peu mieux cette relation entre le prix réel du pétrole vers les différents taux de change, j'ai effectué par la suite une décomposition de Choleski (orthogonaliser les différents chocs) pour chacun des TCR. J'ai placé en premier, dans l'ordre des variables, le log du prix réel du pétrole (en première différence) qui est vraisemblablement la variable la plus exogène. Un prix élevé de celui-ci peut signifier plus d'exploration, d'investissements financiers, de mise en chantier pour des fins d'extraction, ce qui causerait une variation dans le taux de change. Voici les graphiques des différents chocs et réponses des TCR.



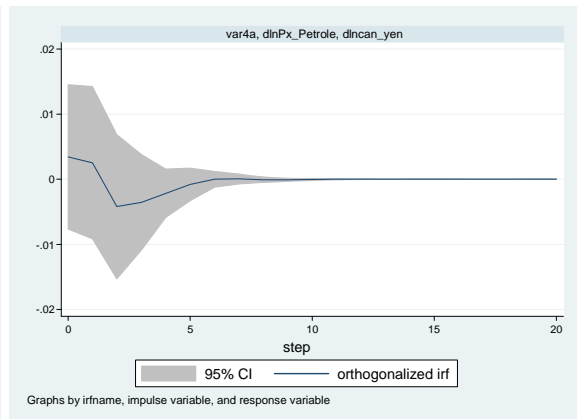
Choc du pétrole et réponse du TCR can-**ff**.



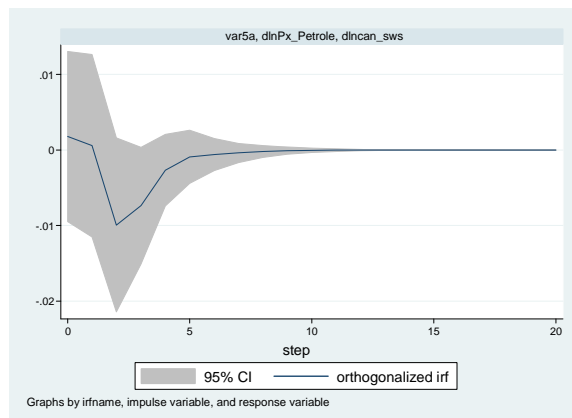
Choc du pétrole et réponse du TCR can-**mka**.



Choc du pétrole et réponse du TCR can-**lir**.



Choc du pétrole et réponse du TCR can-**yen**.

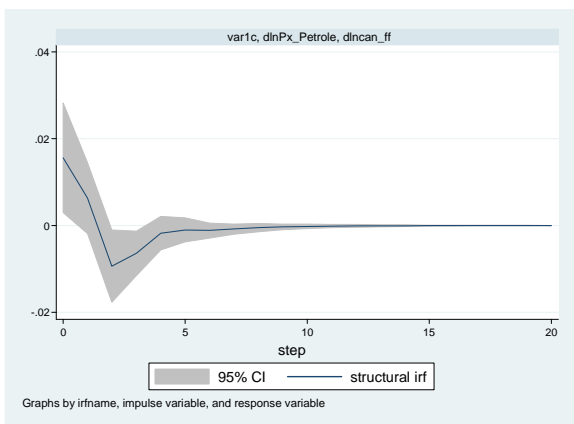


Choc du pétrole et réponse du TCR can-**sws**.

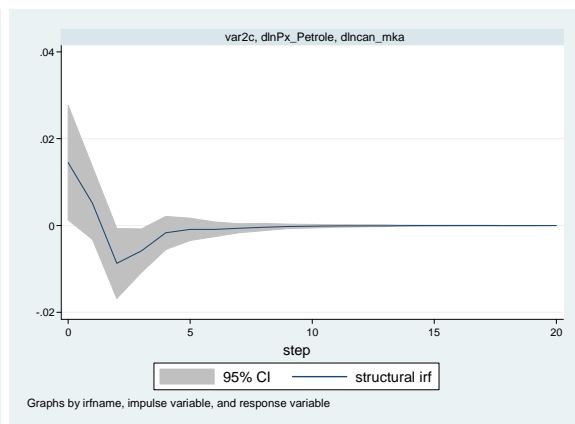
On remarque que dans tous les graphiques, il n'y a aucun choc qui affecte contemporanément les différents taux de change. Cela laisserait sous entendre qu'à très court terme, le prix du pétrole

n'aurait pas d'impact sur les différents taux de change, ce qui est non intuitif économiquement parlant. On peut remarquer qu'il se produit des effets sur les taux change dès le deuxième trimestre face au Franc français (appréciation), face au Mark allemand (appréciation) et face à la Lire italienne (appréciation) pour revenir à l'état stationnaire au quatrième trimestre.

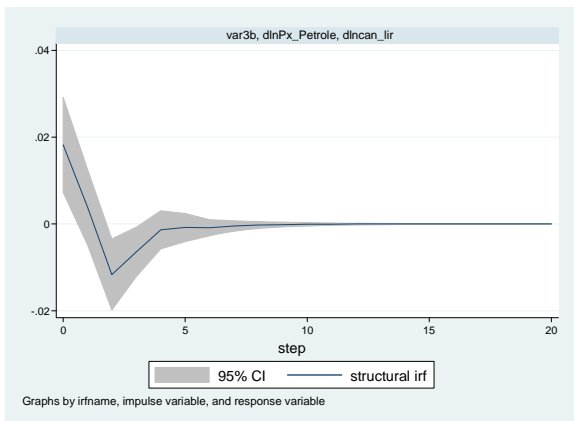
J'ai appliqué, par la suite, des chocs structurels de Blanchard et Quah (1989), en imposant dans la construction de la matrice que le prix réel du pétrole n'aurait pas d'impact à long terme sur les différents taux de change. Voici les graphiques correspondants.



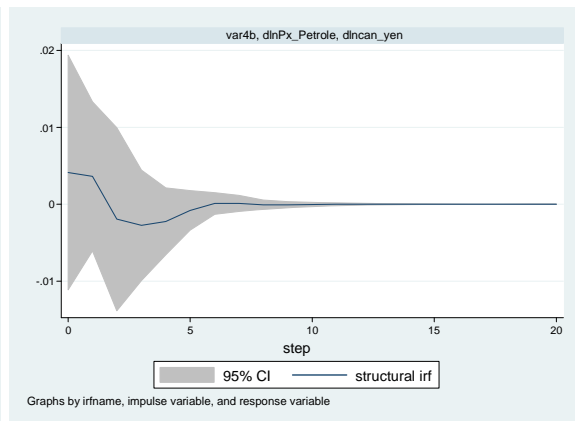
Choc du pétrole et réponse du TCR can-**ff**



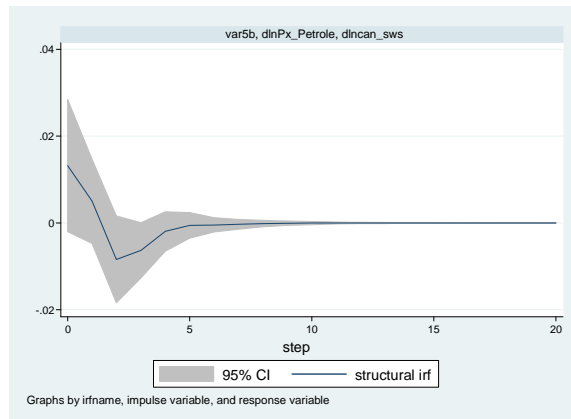
Choc du pétrole et réponse du TCR can-**mka**



Choc du pétrole et réponse du TCR can-**lir**



Choc du pétrole et réponse du TCR can-**yen**



Choc du pétrole et réponse du TCR can-sws

Les résultats sont différents de ceux de Choleski. Pour le taux de change du Franc français, du Mark allemand et de la Lire italienne, nous avons des réponses contemporaines aux chocs, donc, des effets à très court terme, ce qui semble plus plausible comme résultat que précédemment. Ces TCR, se traduisent par une dépréciation immédiate suivant le choc du prix du pétrole suivi d'une légère appréciation sur le deuxième et le troisième trimestre avant de revenir à l'état stationnaire au quatrième trimestre. C'est une réponse plus ou moins intuitive à l'activité économique du prix réel du pétrole au Canada. On voudrait bien croire qu'au Canada, lorsque le prix réel du pétrole fait un saut positif, on subit une appréciation de notre taux de change réel face aux différentes monnaies, mais ce n'est pas le cas ici. On pourrait donc traduire cette dépréciation contemporaine par le fait que le Canada n'a aucune influence sur le prix réel du pétrole, et ce, même s'il en produit lui-même. Le fait que les différents taux de change s'apprécient après le premier trimestre peut laisser croire que lorsque le prix réel du pétrole augmente, on en tire profit plus tard, possiblement, à cause des investissements et de la production pétrolière dans l'Ouest canadien.

5.2 Test de cointégration

Dans cette section, j'ai analysé de possibles liens de cointégration entre les différents taux de change et les deux variables réelles. En premier lieu, j'ai effectué un test d'Engle et Granger en deux étapes et, par la suite, j'ai effectué un autre test, celui de Johanssen qui est plus approprié lorsqu'on a plusieurs variables réelles dans le même modèle.

Test de cointégration	Engle & Granger		Johansen	
	Teststat	5% Crit.Value	Trace rk 1	5% Crit.Value
dlnca_n_ff & dlnPx_Petrole & dlnproducv_relative_mo	-5.443	3.80	36.2196	14.07
dlnca_n_mka & dlnPx_Petrole & dlnproducv_relative_mo	-5.818	3.80	35.7282	14.07
dlnca_n_lir & dlnPx_Petrole & dlnproducv_relative_mo	-6.037	3.80	39.0807	14.07
dlnca_n_yen & dlnPx_Petrole & dlnproducv_relative_mo	-3.458	3.80	37.0780	14.07
dlnca_n_sws & dlnPx_Petrole & dlnproducv_relative_mo	-6.034	3.80	35.7476	14.07

Selon le test d'Engle et Granger, tous les TCR sont cointégrés avec les deux variables réelles. La valeur critique de 5% est tirée de Hamilton¹⁷. D'après le test de Johansen, nous avons aussi cinq liens de cointégration avec les différents taux de change réels et les deux variables réelles. Dans la poursuite de la prévision des différents taux de change, je vais considérer un modèle à correction d'erreurs pour chaque TCR avec le prix réel du pétrole et la productivité relative face au Franc français, au Mark allemand, à la Lire italienne, au Yen japonais et au Franc suisse.

5.3 Modèle à correction d'erreurs

Voici le modèle à correction d'erreurs qui est le même pour chacun des taux de change.

$$\Delta Y_t = \alpha \hat{Z}_{t-1} + \phi_1 \Delta \ln_pétrole_{t-1} + \theta_1 \Delta \ln_productivité_relative + u_t$$

Où $\hat{Z}_{t-1} = Y_t - \hat{\alpha}x_t$ est l'erreur de cointégration estimée en première étape.

La variable dépendante ΔY_t est la première différence estimée du taux de change en log.

Le coefficient de la première différence du prix réel du pétrole est représenté par ϕ_1 .

Le coefficient de la première différence de la productivité relative est représenté par θ_1 .

Le modèle comprend le retard des résidus du vecteur de cointégration qui est représenté par \hat{Z}_{t-1} .

L'échantillon se situe entre le premier trimestre de 1981 et le dernier trimestre de 1996. D'après les résultats obtenus, seul le taux de change réel canadien selon le Franc français est significatif à 5%, ce qui veut dire que le prix réel du pétrole aide à prédire le taux de change. Le Mark allemand et le Franc suisse sont, quant à eux, significatifs à 10% et la Lire et le Yen ne sont pas

¹⁷James D. Hamilton (1994), Time Series Analysis, p.766

significatifs. Cette pauvreté de force du modèle à correction d'erreurs est possiblement attribuable au manque d'observations qui se situent aux alentours de 80 à 90 observations par modèles. J'ai rajouté trois années d'observations au modèle (1981T1 à 1999T4) pour vérifier si le modèle serait plus performant. Les résultats sont plus concluants. Tous les modèles sont significatifs entre 1% et 5%. Je me suis donc permis aussi de réutiliser le même modèle à correction d'erreurs en utilisant des mois au lieu des trimestres. J'ai refait tous les tests qui s'imposent, de racine unitaire, de Granger, de cointégration, pour en arriver à sélectionner le taux de change réel canadien selon le Franc français, le Mark allemand et la Lire italienne pour le modèle à correction d'erreurs. Les données de la productivité relative n'étant pas disponibles en termes de mois, ce second modèle se fera sans cette variable.

Modèle à correction d'erreurs: Trimestres (Niveau de significativité du prix du pétrole)		
	1981-1997	1981-2000
FF	5%	1%
MKA	10%	5%
LIR	X	5%
YEN	X	1%
SWS	10%	5%

Modèle à correction d'erreurs: Mois (Niveau de significativité du prix du pétrole)		
	1973-1997	1973-2000
FF	1%	1%
MKA	1%	1%
LIR	1%	1%

D'après les résultats des coefficients suivants, on peut interpréter qu'un choc du prix réel du pétrole fait en sorte que les différents taux de change augmentent tous. On a donc des dépréciations des taux de change réels canadiens dans tous les modèles retenus à l'exception du Yen japonais qui a un signe négatif (appréciation). Étant donné que les modèles sont des VEC, on ne peut aisément attribuer un ordre de grandeur spécifique à la magnitude des chocs.

Modèle à correction d'erreurs: Trimestres		
Coefficients	1981-1997	1981-2000
FF	.0501229	.059226
MKA	.0731577	.0947378
LIR		.0953554
YEN		-.060188
SWS	.0875262	.1066438

Modèle à correction d'erreurs: Mois		
Coefficients	1973-1997	1973-2000
FF	3.04	3.63
MKA	3.71	4.10
LIR	4.11	4.62

5.4 Prévisions hors échantillon.

Dans le but de vérifier la qualité du modèle proposé pour chacun des taux de change, j'ai effectué des exercices récursifs de prévisions hors échantillon sur les taux de change réels, selon une fenêtre d'une, de quatre et de douze périodes à partir du premier (trimestre et mois) de 1997 jusqu'au dernier (trimestre et mois) de 2001 et aussi à partir du premier (trimestre et mois) de 2000 jusqu'au dernier (trimestre et mois) de 2001. Par la suite, j'ai comparé les différents modèles à ceux d'une prévision hors échantillon d'un AR(1) en première différence [$\Delta Y_t = \rho \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$] avec une fenêtre d'une, de quatre et de douze périodes pour finalement les départager entre eux en utilisant un test de Diebold et Mariano (1995).

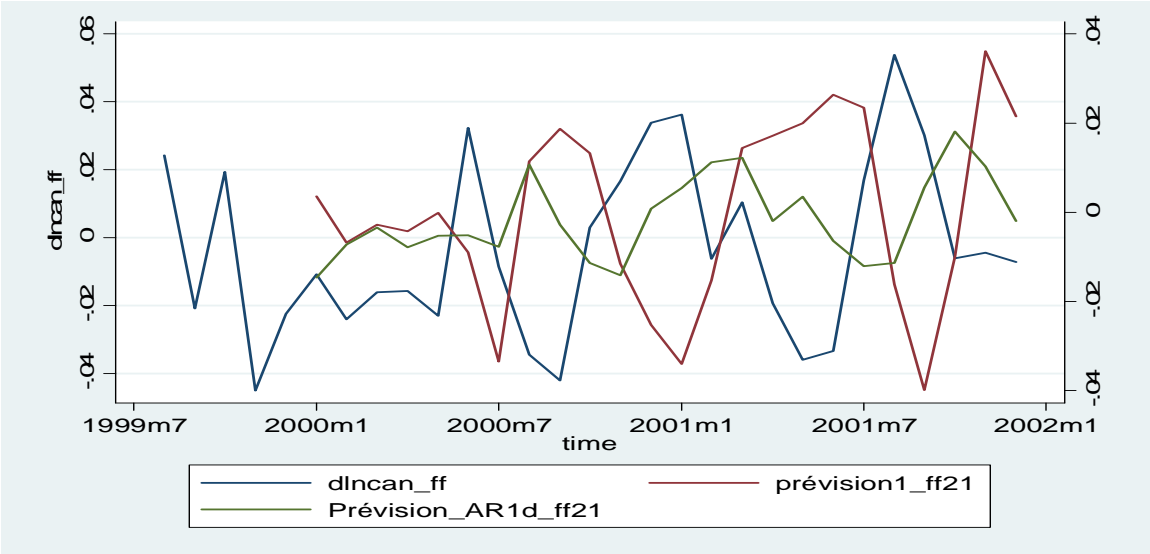
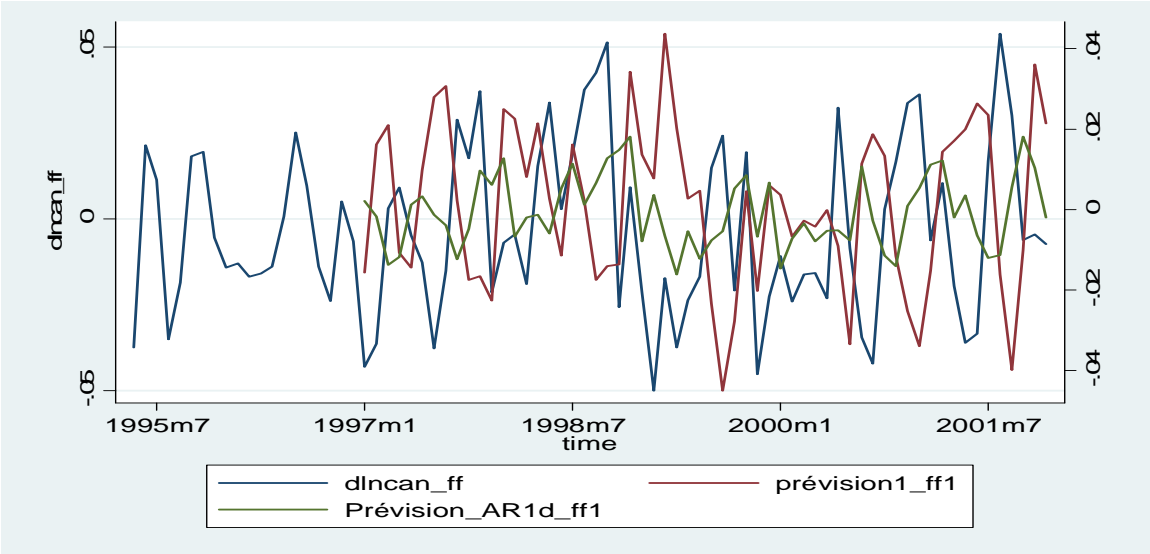
Tous les résultats sont dans les deux prochains tableaux. Selon l'horizon à une période avec la prévision à partir de 1997, seuls les tests avec le TCR Canada-Allemagne et le TCR Canada-Suisse sont significatifs à 10%, ce qui reflète, sans aucun doute, le manque d'observations aux deux modèles, car dès que la fenêtre est de quatre ou de douze périodes, tous les tests sont majoritairement significatifs à 1%, ce qui veut dire que le modèle à correction d'erreurs est meilleur que le modèle AR(1). Si on regarde la fenêtre à une période avec les prévisions à partir de 2000, donc avec plus d'observations, le TCR Canada-France et le TCR Canada-Allemagne sont significatifs à 5% et on remarque aussi que les modèles selon la Lire et le Yen sont soudainement valides, donc le fait d'inclure plus d'observations est bon pour le modèle. Par contre, on remarque que selon les fenêtres de quatre et douze périodes pour des prévisions à partir de 2000, on perd de la puissance, ce qui révèle que pour des prévisions de court terme, le modèle à correction d'erreurs est possiblement moins performant qu'un modèle AR(1). Toutes les prévisions faites selon des périodes mensuelles sont significatives à 1%, et ce, sans que pour

autant la productivité relative de la main d'œuvre prenne part au modèle. On pourrait donc penser que le modèle selon des trimestres serait plus performant s'il y avait un échantillonnage plus large. Ce qui ressort donc, c'est que le modèle à correction d'erreurs est performant sur des prévisions de long terme avec des prévisions hors échantillon selon une fenêtre de plus d'une période. Pour des prévisions hors échantillon de court terme avec une fenêtre d'une période, le modèle AR(1) semble mieux performer que le modèle à correction d'erreurs.

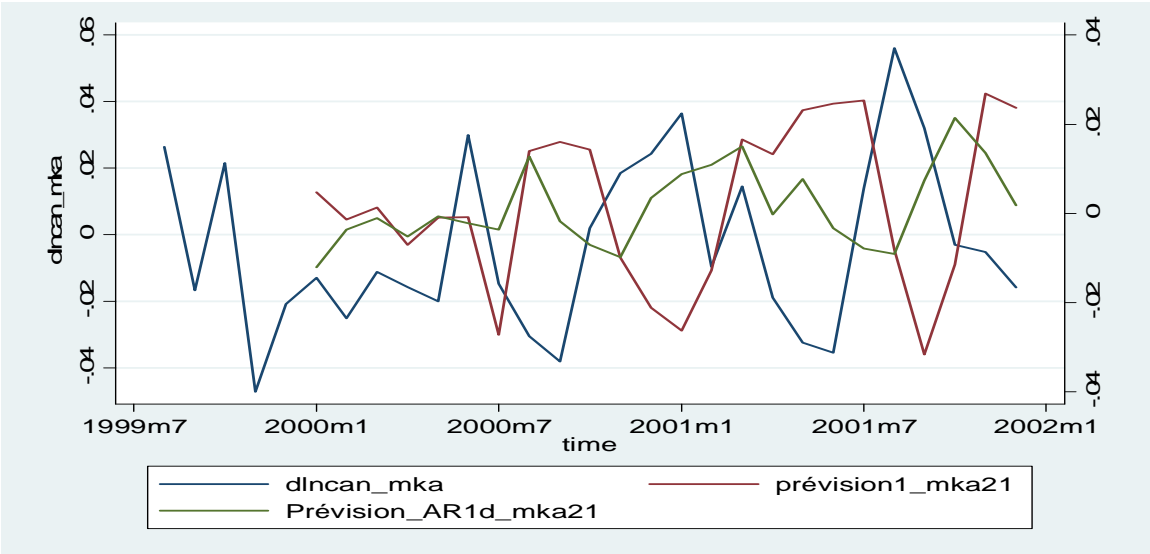
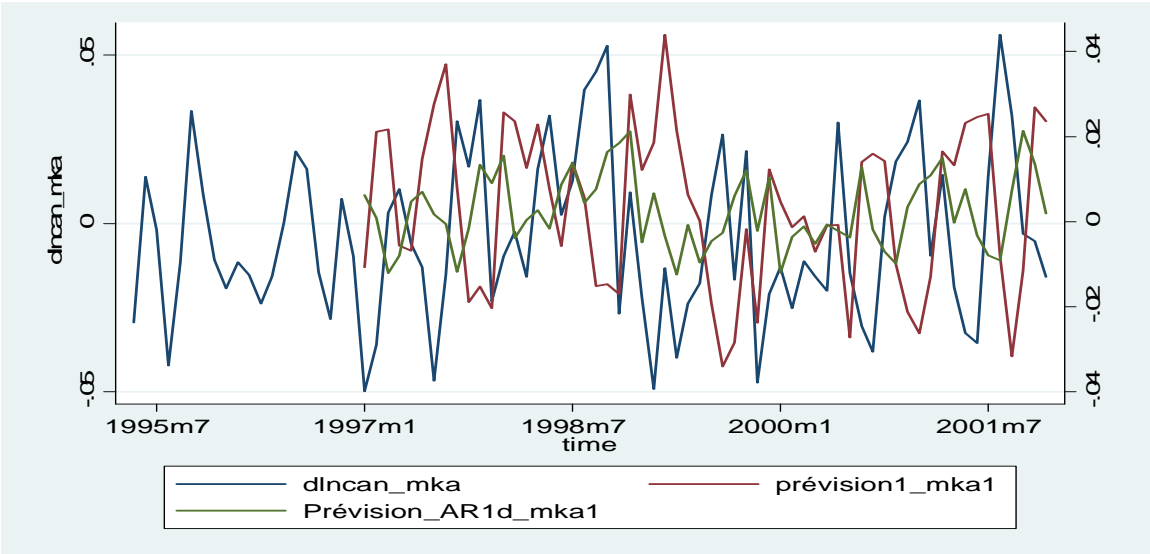
TRIMESTRES		1997-2002		2000-2002		MOIS		1997-2002		2000-2002	
Monnaies	Fenêtre	Test Diebold-Mariano		Test Diebold-Mariano		Monnaies	Fenêtre	Test Diebold-Mariano		Test Diebold-Mariano	
FF	1	-1.54	-2.36	-2.36	-2.36	FF	1	4.33	3.89	3.89	3.89
	4	-3.01	-2.35	-2.35	4		4.74	3.70	3.70	3.70	3.70
	12	-3.24	-3.58	-3.58	12		4.72	3.68	3.68	3.68	3.68
MKA	1	-1.63	-1.98	-1.98	-1.98	MKA	1	3.90	3.54	3.54	3.54
	4	-2.52	-1.82	-1.82	4		4.25	3.11	3.11	3.11	3.11
	12	-2.60	-1.98	-1.98	12		4.14	3.04	3.04	3.04	3.04
LIR	1	X	-1.48	-1.48	-1.48	LIR	1	3.21	3.16	3.16	3.16
	4	X	-1.80	-1.80	4		3.99	3.64	3.64	3.64	3.64
	12	X	-1.25	-1.25	12		3.95	3.88	3.88	3.88	3.88
YEN	1	X	-1.20	-1.20	-1.20	YEN	1	X	X	X	X
	4	X	-1.69	-1.69	4		X	X	X	X	X
	12	X	-2.88	-2.88	12		X	X	X	X	X
SWS	1	-1.71	-0.97	-0.97	-0.97	SWS	1	-1.71	-0.97	-0.97	-0.97
	4	-1.97	-1.00	-1.00	4		-1.97	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
	12	-2.02	-1.09	-1.09	12		-2.02	-1.09	-1.09	-1.09	-1.09

Voici quelques graphiques des modèles selon les mois (les plus concluants) pour le Franc français, le Mark Allemand et la Lire italienne avec une fenêtre d'une période pour les prévisions de 1997 à 2002 et de 2000 à 2002. Pour tous les graphiques, les tracés en bleu sont pour les taux de change originaux en première différence, les tracés en rouge sont pour les prévisions des modèles à correction d'erreurs et les tracés en vert, pour les modèles AR(1) en différences.

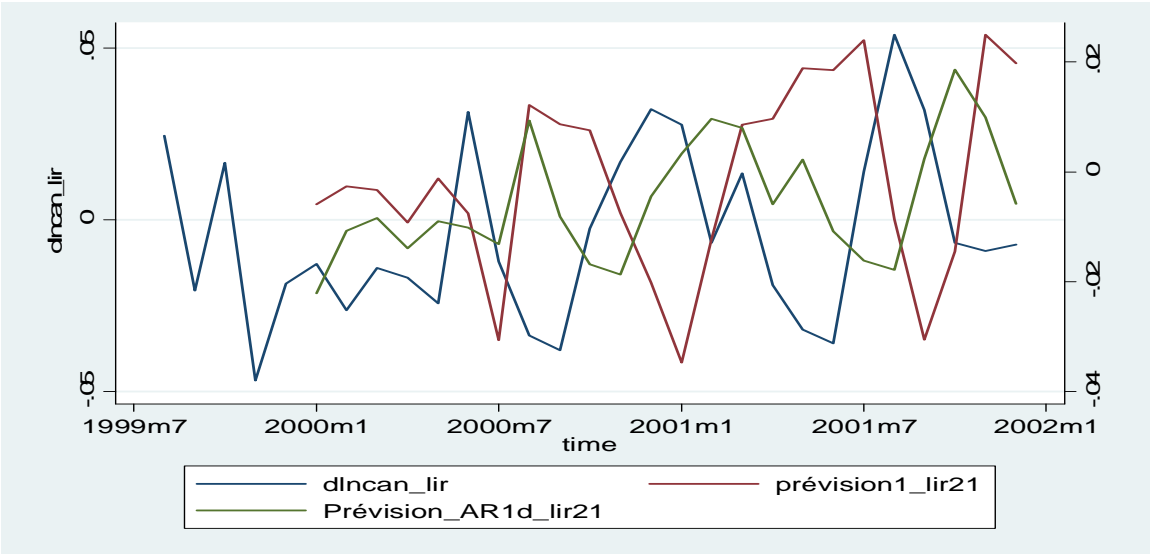
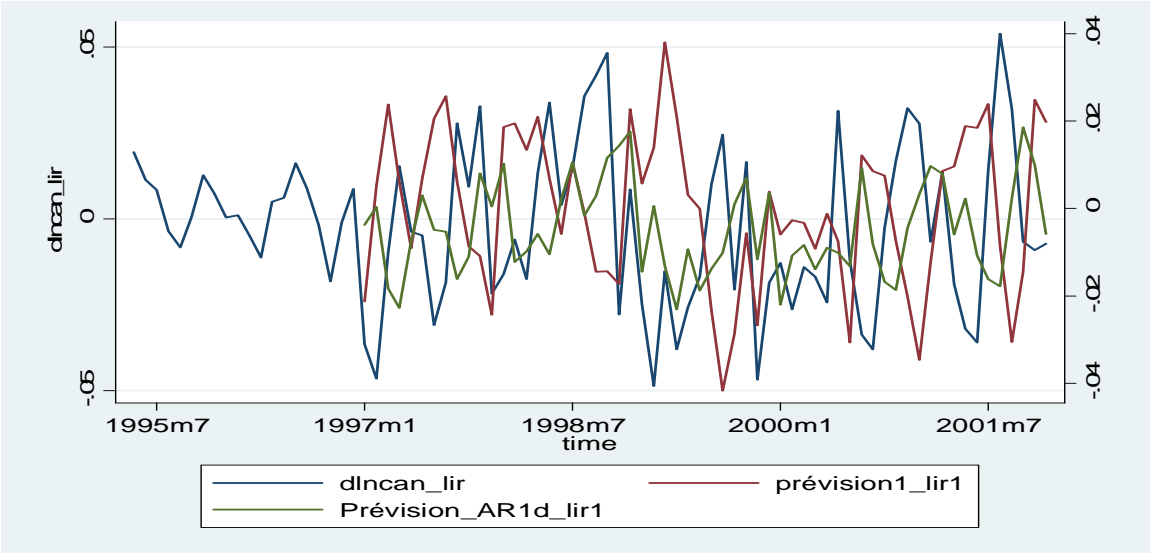
Prévisions à partir de 1997 et de 2000 pour le TCR canadien/Franc français.



Prévisions à partir de 1997 et de 2000 pour le TCR canadien/Mark allemand.



Prévisions à partir de 1997 et de 2000 pour le TCR canadien/Lire italienne.



6. Conclusion

Ce rapport de recherche avait pour but de modéliser un modèle à correction d'erreurs pour différents taux de change bilatéraux avec le Canada, dans une relation de cointégration selon le prix réel du pétrole et de la productivité de la main d'œuvre, lequel procurerait des prévisions hors échantillon meilleures qu'un modèle autorégressif d'ordre un (AR(1)). On a vu en cours de route que la productivité relative de la main d'œuvre était cointégrée avec les différents taux de change et que cette variable réelle était importante à incorporer dans le modèle avec le prix réel du pétrole. D'après les différents exercices de prévision effectués, ce sont les spécifications selon les mois, dans un intervalle de long terme, avec une fenêtre réursive de plus de un qui donnent des résultats significativement meilleurs qu'un AR(1). Il serait intéressant dans un autre travail de prendre le prix du pétrole des différents marchés internationaux comme variable réelle pour fin d'exogénéité du modèle à spécifier.

Références

- Amano R. et Simon Van Norden (1998). «Exchange Rates and Oil Prices», *Review of International Economics*, vol. 6, p. 683-694.
- Bailey, M., S. Millard., et S, Wells (2001). «Capital flows and exchange rates», *Bank of England Quartely Bulletin*, automne 2001.
- Balassa, B. (1964). «The purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal», *Journal of Political Economy*, vol. 72, p. 584-596.
- Blanchard, Olivier J. et Danny Quah (1989). «The Dynamic effect of Aggregate Demand and Supply Disturbance», *American Economic Review* 79: 655-73.
- Christoffersen, P. F. et F. Diebold (1998). «Cointegration and Long-Horizon Forecasting», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, p.450-458.
- Dibooglu, Selahattin (1995). «Real Disturbances, Relative Prices, and Purchasing Power Parity», *Southern Journal of Economics*.
- Diebold, F. et Mariano, R.S., (1995). «Comparing Predictive Accuracy», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13(3), pages 253-63, July.
- Djoudad, R. et Tessier, D. (2004). «Quelques résultats empiriques relatifs à l'évolution du taux de change Canada/États-Unis», Document de travail 2000, Banque du Canada.
- Dornbush, R. (1976). «Expectations and Exchange Rate Dynamics», *Jornal of Political Economy*, vol. 84, p. 1161-1176.
- Engle, R. F., D. F. Hendry et J. F. Richard (1983). «Exogeneity», *Econometrica* 51 :277-304.
- Evans, Martin D. D. et James R. Lothian (1993). «The response of exchange rates to permanent and transitory shocks under floating exchange rates», *Journal of International Money and Finance* 12: 563-586.
- Godbout, Marie-Josée et Simon van Norden (1995). «Reconsidering cointegration in exchange rates: Case studies of size distorsion in finite sample», manuscript for presentation at the 1996 Winter Meeting of the Econometric Society.
- Golub, Stephen S. (1983). «Oil Prices and Exchange Rates», *Economic Journal* 93: 576-93.
- Gonzalo, Jesus et J.-Y. Pitarakis (1994). «Cointegration Analysis in Large System», mimeo. Boston University, Boston, MA.
- Gorbachev O., N. Stoffels et C. Tille (2001). «To What Extent Does Productivity Drive the Dollar ?», *Federal Reserve Bank of New York*, vol. 7 #8, août.

- Grilli, V. et Kminsky, G. (1991). «Nominal Exchange Rate Regimes and the Real Exchange Rate : Evidence from the United States and Great Britain, 1885-1986», *Journal of International Money and Finance*, vol. 10(2), p. 170-192.
- Hamilton, James D. (1983). «Oil and the Macroeconomy since World War II», *Journal of political Economy* 91: 228-48.
- Hamilton, James D. (1994). «Time Series Analysis», *Priceton University press*. p.766
- Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, p. 231-254.
- Johansen, Soren et Katarina Juselius (1990). «The full information maximum likelihood procedure for inference on coitegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52:169-210.
- Lalonde, R. et P. Sabourin (2003). «Modélisation et prévision de taux de change réel effectif américain», Document de travail 2002-2003, Banque du Canada.
- Lastrapes, William D. (1992) «Sources of fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates», *Review of Economics and Statistics* 74: 530-39.
- Lucas, R.E. (1982). «Interest Rates and Currency Prices in a two-Country World», *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, p. 335-359.
- Macdonald (1997). «What Determine Real Exchange Rates? The Long and Short of It», *International Monetary Fund Working Paper*, WP/97/21, p.23.
- Macdonald, R. et J. Nagayasu (1999). «The Long-Run Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study», *IMF Staff Papers*, vol.47-1
- Macdonald, Ronald et Mark P. Taylor (1994). «The Monetary Model of Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk», *Journal of International Money and Finance* 13: 276-90.
- Meese, Richard A. et Kenneth Rogoff (1983). «Empirical exchange rate models of the Seventies: Do they fit out of Sample?», *Journal of International Economics* 14:3-42.
- Park, Joon Y. (1992). «Canonical Cointegrating Regressions», *Econometrica* 60:119-43.
- Philips, Peter C.B. et Bruce E. Hansen (1990). «Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes», *Review of Economic Studies* 57: 99-125.
- Rogoff, K. (1992). «Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate», *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, vol. 10, 1-29.

- Rogoff, Kenneth (1991). «Oil, productivity, government spending and the real yen-dollar exchange rate», Working Paper 91-06. Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, CA.
- Samuelson, P.A. (1964). «Theoretical Notes on Trade Problems», *Review of Economics and Statistics*. Vol. 46 p. 145-154.
- Saikkonen, P. (1991). «Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions», *Econometric Theory*, vol. 7, p. 1-21
- Stock, James H. et Mark W. Watson (1993). «A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems», *Econometrica* 60: 783-820.
- Throop, Adrian W. (1993). «A generalized uncovered interest parity model of exchange rates», *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2, 3-16.
- Toda, Hiro Y. (1994). «Finite sample properties of likelihood ratio tests for cointegration when linear trends are present», *Review of Economics and Statistics* 76: 66-79.
- Zhou, Su. (1995). «The Response of Real Exchange Rates to various Economic Shocks», *Southern Economic Journal* XX: 936-54.

Références des tableaux

- Statistique Canada CANSIM II, **Indice des prix de l'industrie par industrie et groupe.**
Tableau 329-0001, consulté le 31 mai 2012 <http://estat.statcan.ca>
- Statistique Canada CANSIM II, **Indice des prix de l'industrie par industrie et groupe.**
Tableau 329-0009, consulté le 31 mai 2012 <http://estat.statcan.ca>
- Statistique Canada CANSIM II, **Indice des prix de l'industrie par industrie et groupe.**
Tableau 329-0056, consulté le 31 mai 2012 <http://estat.statcan.ca>
- Statistique Canada CANSIM II, **Indices de la productivité du travail.**
Tableau 383-0012, consulté le 1 juin 2012 <http://estat.statcan.ca>
- Statistique de la réserve fédérale de St-Louis, FRED, IPC étrangers.
<https://research.stlouisfed.org/useraccount/datalists>