



Vecteur quantitatif 1.3

Modèle BEER/PEER de devises

*Décomposition du taux de change
\$US/\$CAN*

Par :
Xavier Urli
(514) 350-8686
poste : 2496



desjardinsgestiondactifs.com

23 avril 2008

Résumé

Nous ferons appel dans ce texte à la cointégration entre l'inflation, les taux d'intérêt et la différentielle de productivité (Balassa-Samuelson) pour développer un modèle de correction d'erreur. Ce modèle nous permettra de trouver le taux de change à l'équilibre BEER (behavioral equilibrium exchange rate) et le taux de change permanent PEER (permanent equilibrium exchange rate). Voici les résultats que nous avons obtenus pour le taux de change entre le Canada et les États-Unis.

1 Introduction

Les taux de change ont subi de grandes fluctuations au cours des 25 dernières années. On peut par exemple penser au dollar canadien, qui est passé d'un sommet historique à un creux historique en l'espace de cinq ans seulement (le dollar américain se vendait 1,6016 \$CAN en janvier 2002 alors qu'il se transigeait à 0,9429 \$CAN en octobre 2007). Ces fluctuations ont soulevé un intérêt immense auprès des analystes cherchant à comprendre les facteurs qui pourraient en être responsables. La question principale est de savoir si ces changements sont dus à des forces économiques fondamentales agissant sur les taux de change de façon systématique ou s'il s'agit plutôt d'une conséquence des agissements parfois irrationnels des intervenants sur les marchés. C'est pour cette raison que l'on présentera ici un ensemble de lois économiques fondamentales expliquant les mouvements de devises et l'éloignement d'un certain état d'équilibre du taux de change.

Nous utiliserons ces lois dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (vector error correction method - VECM). Cette méthodologie a l'avantage de tenir compte du caractère autorégressif des devises. Ce modèle se bâtit en deux étapes : on étudie d'abord les relations de cointégration entre les variables en niveaux et, ensuite, le vecteur autorégressif sur les variables en différence. Ces deux étapes sont expliquées en détail dans la section consacrée au modèle VECM.

Le taux de change entre le dollar canadien et le dollar américain nous servira d'exemple au cours de notre démonstration. La figure 1 montre le taux de change \$US/\$CAN.

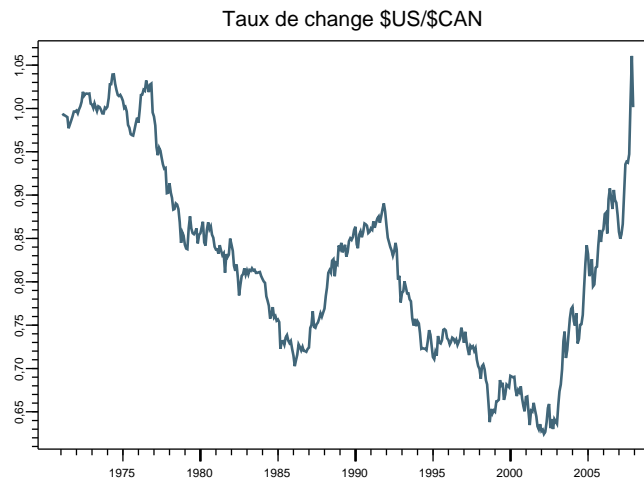


FIG. 1 – Taux de change nominal

On observe que le taux de change connaît une forte tendance à la baisse depuis 35 ans, exception faite des dernières années au cours desquelles on constate une forte remontée du dollar canadien. Depuis un an, le dollar canadien a même dépassé son sommet historique de 1992. Est-ce que des variables fondamentales peuvent expliquer ces grandes fluctuations? Si oui, quelles variables économiques peut-on utiliser?

On emploie ici trois variables qui, selon des principes économiques bien établis, ont une influence sur le taux de change : la parité de pouvoir d'achat, la parité de taux d'intérêt non couverts et l'effet Balassa-Samuelson. Ces trois variables seront étudiées en détail à la prochaine section. Ces variables sont définies comme l'écart d'indice de prix (Δcpi), l'écart de taux d'intérêt (Δr) et l'écart de la différentielle de productivité Balassa-Samuelson (ΔBS).

2 Modèle VECM

Avant d'employer la cointégration et le modèle VECM, il importe de tester la stationnarité des séries que l'on utilise.

2.1 Conditions d'équilibre

Le modèle de devises est basé sur des « lois » économiques plutôt que sur de l'exploration de données. On a identifié trois lois qui s'appliquent facilement, et ce, grâce aux données disponibles, aux preuves historiques et à l'intuition de l'équilibre que ces lois impliquent. Ces lois sont la parité des taux d'intérêt non couverts, la parité de pouvoir d'achat et l'effet Balassa-Samuelson.

2.1.1 Parité de pouvoir d'achat (PPP)

La PPP postule que le taux de change nominal devrait changer pour que le prix des biens et services soit le même entre deux marchés. La PPP relative (celle que l'on utilise dans le modèle) permet un ajustement constant entre les niveaux de prix de deux pays :

$$s_t + c = p_t - p_t^* \quad (1)$$

où :

- s_t = log taux de change nominal, défini comme le nombre de devises intérieures nécessaires pour acheter une devise étrangère (dans notre exemple $s_t = \frac{\text{USD}}{\text{CAD}}$) ;
- p_t = log niveau de prix intérieur (CPI) ;
- p_t^* = log niveau de prix étranger (CPI) ;
- c = la déviation permanente au PPP due aux différentielles de productivité et à d'autres facteurs.

Comme l'arbitrage peut être lent, cette condition est plus une condition d'équilibre à long terme qu'à court terme, comme le suggère la formulation précédente. Une plus grande souplesse est nécessaire pour appliquer la PPP à un modèle de taux de change. On suppose que lorsqu'on est éloigné du PPP, le taux de change nominal va changer pour revenir vers le PPP. On exprime cela algébriquement comme suit :

$$\Delta s_{t+1} = \beta(p_t - p_t^* - c) \quad (2)$$

où β est une constante. Il s'agit ici de l'éventualité où la parité de pouvoir d'achat est faible. Elle laisse plus de latitude dans la proportionnalité entre les variations du taux de change et l'écart d'inflation. La régression de cointégration que l'on cherche est donc :

$$s_t \sim \beta_1(p_t - p_t^*) + \mu_1 \quad (3)$$

On présente le taux de change nominal et le taux d'équilibre PPP à la figure 2.

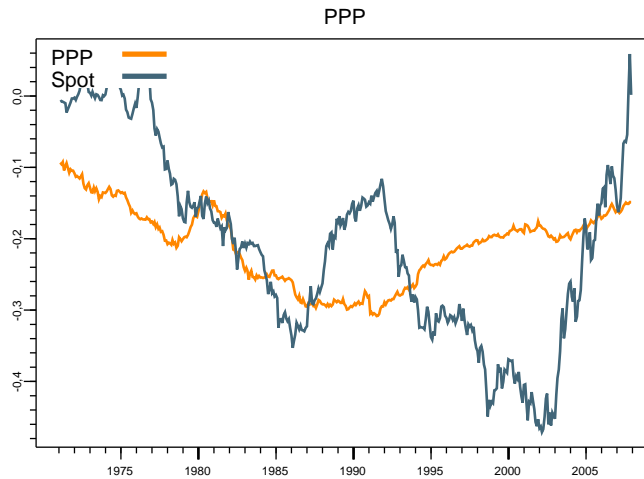


FIG. 2 – Équilibre de la parité de pouvoir d'achat. La régression de l'équation 3 donne $\beta_1 = -1,23$ et $\mu_1 = -0,93$

2.1.2 Parité de taux d'intérêt non couverte

La parité de taux d'intérêt non couverte est analogue à la PPP pour les marchés de capitaux. On peut exprimer la parité de façon algébrique :

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = i_t - i_t^* + u \quad (4)$$

où :

- i_t = taux d'intérêt à court terme intérieur (ira.pir) ;
- i_t^* = taux d'intérêt à court terme étranger (ira.pir) ;
- E_t = est l'espérance au temps t ;
- u est la prime de risque associée à la devise étrangère.

On suppose ici que la valeur espérée du taux de change ($E_t(s_t)$) se réalise. On peut donc réécrire l'équation 4 ainsi :

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = \Delta s_{t+1} = i_t - i_t^* + u \quad (5)$$

On obtient une autre équation d'équilibre sur les variations du taux de change. Encore une fois, on cherche la cointégration entre ces variables. Il faut alors faire la régression suivante :

$$s_t \sim \beta_2(i_t - i_t^*) + \mu_2 \quad (6)$$

La figure 3 montre que la parité des taux d'intérêt était bien cointégrée au taux de change jusqu'à la récente remontée du dollar canadien.

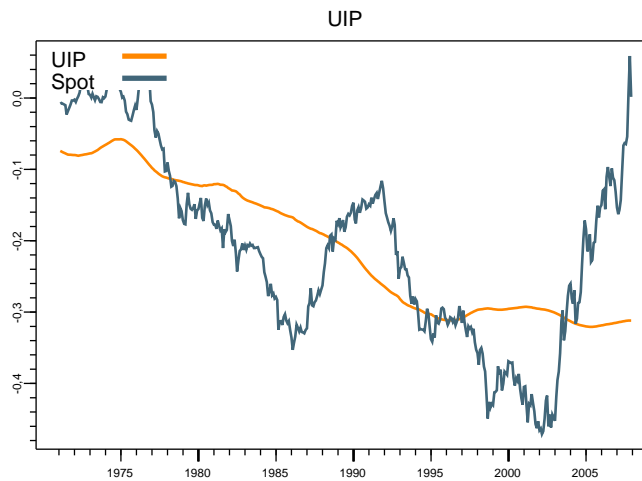


FIG. 3 – Équilibre de la parité de taux d'intérêt. La régression de l'équation 6 donne $\beta_2 = -0,59$ et $\mu_2 = 0,032$

2.1.3 Effet Balassa-Samuelson

La théorie Balassa-Samuelson présuppose que les travailleurs des pays pauvres sont moins productifs que ceux des pays riches dans les secteurs des biens échangeables, mais que les différences de productivité pour les biens non échangeables sont négligeables. Cette théorie découle de la loi du prix unique. On peut exprimer algébriquement cette équation en commençant par le taux de change réel (real exchange rate - RER) :

$$RER = S \frac{P^*}{P} \quad (7)$$

On peut, à partir de là, diviser notre niveau de prix comme un rapport entre les prix des biens échangeables et non échangeables ($BS = \frac{CPI}{PPI}$). L'équation 7 devient donc :

$$RER = S \frac{BS^*}{BS} \quad (8)$$

Sous PPP, le taux de change réel est 1. Si on prend le log et qu'on envoie le taux nominal de l'autre côté, l'écart à la parité s'écrit :

$$s - rer = -bs^* + bs \quad (9)$$

Cet écart nous donne la troisième équation sur le taux de change. On cherche une relation de cointégration du même type que précédemment. Celle-ci s'énonce comme suit :

$$s_t \sim \beta_3 (BS_t - BS_t^*) + \mu_3 \quad (10)$$

Le résultat de cette équation est présenté à la figure 4.

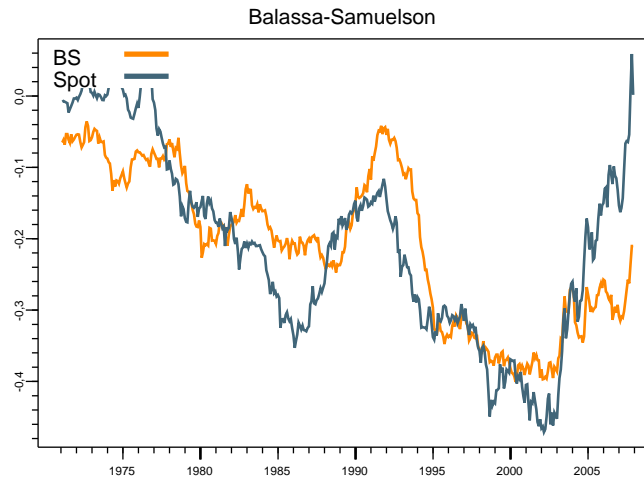


FIG. 4 – Équilibre de Balassa-Samuelson. La régression de l'équation 10 donne $\beta_2 = 1,54$ et $\mu_2 = 0,13$

2.2 Stationnarité des séries

Comme nous l'avons mentionné, il faut d'abord s'assurer que les séries ne sont pas stationnaires pour pouvoir parler de cointégration. Nous avons effectué deux tests pour vérifier cela : premièrement, un test KPSS (test de stationnarité de Kwiatowski, Phillips, Schmidt et Shin – voir tableau 1), qui vérifie l'hypothèse de la stationnarité ; deuxièmement, un test ADF (augmented Dickey-Fuller test – voir tableau 2), pour vérifier l'hypothèse d'une racine unitaire.

	s	ΔBS	Δcpi	Δr
t-test	4,0919**	4,9964**	1,9150**	7,2780**

TAB. 1 – Test de stationnarité KPSS. Les doubles astérisques indiquent un niveau de signification de 1 %

	s	ΔBS	Δcpi	Δr
t-test	-0,1083	-1,9226	-1,644	-1,186
p-value	0,9369	0,3125	0,4589	0,682
lag	13	8	8	12

TAB. 2 – Test de stationnarité *Augmented Dickey-Fueller*

Toutes nos séries ont bel et bien une valeur $I(1)$. Le test ADF arrive aux mêmes résultats. Le test est effectué en permettant une constante (un intercept).

Maintenant que l'on sait que nos séries ont une valeur de $I(1)$, on peut étudier la cointégration des relations économiques utilisées. Cette cointégration permet de modéliser le taux de change et de trouver un comportement à long terme. La

méthode permettant de vérifier la cointégration est très simple : on effectue chacune des régressions entre les variables $I(1)$ présentées plus haut et on vérifie ensuite si le résidu est stationnaire ($I(0)$). Si c'est le cas, on peut conclure que les variables sont cointégrées. Les trois vecteurs de cointégration β_i sont présentés au tableau 3.

	spot	Δ ppp	Δ uip	Δ bs	Const.
β_1 eq.3	1	1,23	0	0	0,93
β_2 eq.6	1	0	0,59	0	-0,032
β_3 eq.10	1	0	0	-1,54	-0,13

TAB. 3 – β de cointégration

Les tests de stationnarité sur les résidus (Tab.4) nous confirment que ceux-ci sont stationnaires, donc, qu'il s'agit bien de cointégration. Ces chiffres correspondent tout à fait à la théorie (idéalement on aurait $\beta_i = 1$). Ces relations de cointégration représentent la tendance à long terme du taux de change. S'il y a un lien entre les variables, toute déviation de ce lien doit entraîner un ajustement vers le lien à long terme. La dynamique à court terme est donc influencée par les déviations des liens à long terme et par l'historique récent des variables. Cette dynamique est représentée en utilisant un modèle à correction d'erreur. Il s'agit d'un modèle d'autorégression vectorielle (vector autoregressive - VAR) en différence.

	ppp (β_1)	uip (β_2)	bs (β_3)
t-test	-2,543	-2,0226	-2,358
p-value	0,051	0,2125	0,1589
lag	6	8	8

TAB. 4 – Test de stationnarité *Augmented Dickey-Fueller* sur les résidus de cointégration.

2.3 Modèle de correction d'erreur

Comme nous l'avons indiqué, les séries sur lesquelles nous travaillons ne sont pas stationnaires, ce qui est une condition préalable à l'utilisation du VAR. Dans un cas comme le nôtre, l'utilisation d'un modèle de correction d'erreur est plus appropriée. On utilise les variations des variables plutôt que leurs valeurs en niveaux. Cette modélisation se fait en deux étapes : on procède d'abord à la cointégration des variables en niveaux (ce qui vient tout juste d'être présenté), puis à l'inclusion de cette valeur à long terme dans un VAR en différence. La méthode VECM est la suivante :

$$\Delta X_t = \alpha(\beta' X_{t-1} + \rho_0) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + \epsilon_t \quad (11)$$

où X_t est le vecteur $n \times 1$ des n variables, ρ_0 est un $n \times 1$ vecteur de constante, Γ $n \times (k-1)$ la matrice de short run coefficient, ϵ est un vecteur $n \times 1$ de bruit blanc et $\Pi = \alpha\beta'$ un vecteur de coefficient. Ici α indique l'importance des relations de cointégration et la vitesse de retour à l'équilibre, alors que β représente la relation d'équilibre à long terme (le vecteur de cointégration).

Le lissage du modèle VECM nous donne donc les spécifications du modèle. Ces spécifications sont présentées dans les matrices suivantes :

$$\beta = \begin{pmatrix} 1,0000 & 1,00000 & 1,0000 \\ 1,2310 & 0,00000 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,58938 & 0,0000 \\ 0,0000 & 0,00000 & -1,536 \end{pmatrix}$$

$$\rho_0 = (0,9263 \quad -0,0318 \quad -0,1273)$$

$$\alpha = \begin{pmatrix} 0,0831 & 0,0066 & -0,0315 \\ 0,0712 & -0,0286 & 0,0018 \\ 0,0007 & -0,0003 & 0,0004 \\ 0,0127 & -0,0145 & 0,0059 \end{pmatrix}$$

On reconnaît les β de la cointégration et les constantes, mais apparaissent aussi les α . Ces paramètres sont les coefficients de retour à l'équilibre. Ils représentent la vitesse d'ajustement des variables à leur niveau d'équilibre. Le tableau 5 présente les α pour la variable spot. On constate par exemple que le taux de change se corrige au rythme de 8 % par mois par rapport à son écart à l'équilibre Balassa-Samuelson.

	Coint. PPP	Coint. UIP	Coint. BS
α	-0,0315	0,0066	0,0831
Std. Err.	0,0165	0,033	0,0387
t-test	-1,9113	0,1982	2,1489
P-value	0,057	0,42	0,081

TAB. 5 – Coefficients de retour à l'équilibre pour la variable spot

On peut tout de suite voir que tous les coefficients ne sont pas significatifs. Le retour à l'équilibre pour la relation de cointégration UIP a une P-value très élevée et une erreur standard beaucoup plus grande que la valeur elle-même. Cela veut dire que la vitesse d'ajustement du taux de change à l'équilibre de la parité de taux d'intérêt n'est pas statistiquement significative. On peut aussi vérifier la valeur économétrique de ces coefficients. Pour y arriver, il suffit de noter la correction moyenne qu'impliquent les valeurs de α trouvées. Cette correction moyenne est le produit du coefficient par un écart à l'équilibre moyen. On définit cet écart à l'équilibre moyen comme l'écart-type de la distribution des résidus de cointégration. La correction moyenne pour le taux de change est donnée dans le tableau 6. Les corrections à l'équilibre sont donc assez importantes puisque les variations de taux de change sont habituellement de l'ordre de 0,01. Une grande partie des changements est donc contenue dans ces coefficients de retour à l'équilibre.

	$\alpha_1 distance_{ppp}$	$\alpha_2 distance_{uip}$	$\alpha_3 distance_{bs}$
Correction moyenne	0,0020	0,0005	0,0053

TAB. 6 – Correction moyenne pour la variable spot

On peut aussi tirer de ces coefficients le temps moyen pour que le taux de change revienne vers un écart à l'équilibre de 1 : il suffit de prendre l'inverse du α . Cette valeur donne le nombre de mois avant que l'écart ne soit corrigé. On trouve donc pour l'écart au PPP un temps de correction de $\frac{1}{\alpha_1} \approx 32$ mois. En ce qui concerne

l'écart à l'équilibre Balassa-Samuelson, le temps de correction est un peu plus court, soit $\frac{1}{\alpha_3} \approx 12$ mois. Les vitesses d'ajustement nous donnent donc des informations sur le comportement des variables par rapport aux tendances à long terme.

Les α et les β nous permettent de définir le BEER, c'est-à-dire le taux de change d'équilibre prenant en compte les relations de cointégration et leur vitesse d'ajustement. Le BEER pour le taux de change Canada/États-Unis est présenté à la figure 5.

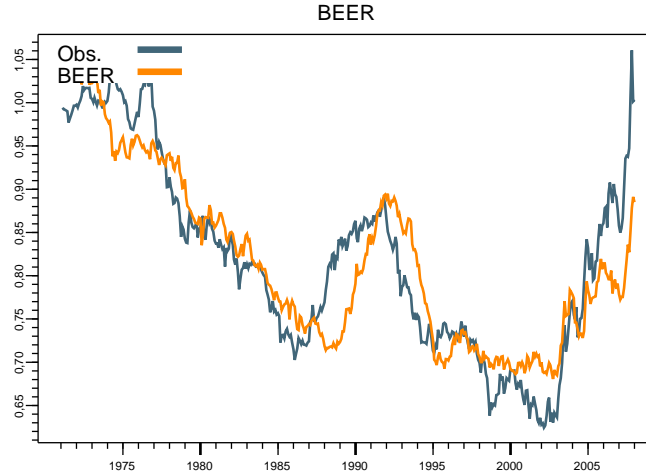


FIG. 5 – Composante BEER du taux de change nominal

À l'aide de cette représentation VECM de la cointégration, on peut facilement décomposer les termes en composantes permanentes et temporaires par la méthode Gonzalo et Granger (1995). Ces deux composantes sont :

$$P_t = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} X_t \quad (12)$$

$$T_t = \alpha (\beta' \alpha)^{-1} \beta' X_t \quad (13)$$

avec

$$X_t = P_t + T_t \quad (14)$$

Les β_{\perp} et α_{\perp} sont les compléments orthogonaux de α et β . Les α_{\perp} définissent l'espace des tendances stochastiques communes, c'est-à-dire qu'ils permettent d'identifier la combinaison linéaire des variables qui sont les forces agissantes du modèle. Il s'agit des vecteurs du tableau 7.

	Spot	BS	UIP	PPP
α_{\perp}^1	-0,079	-0,160	-16.316	1,000
β_{\perp}^1	-1,229	-0,813	2,093	1,000

TAB. 7 – Compléments orthogonaux

Grâce à ces vecteurs, on peut trouver la composante permanente du taux de change nominal. C'est ce qui est présenté à la figure 6.

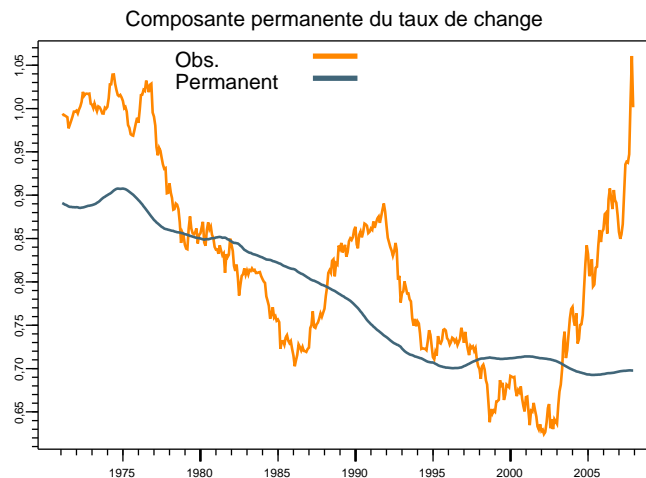


FIG. 6 – Composante permanente du taux de change nominal

On sait que la somme $P_t + T_t$ nous donne le taux de change. Donc, la composante temporaire est simplement la différence entre le taux de change nominal et le taux de change permanent. C'est ce taux de change permanent qu'on appelle le PEER. On remarque tout de suite que dans les années 1980, le taux de change nominal équivalait au taux de change permanent ; nous avons là une situation d'équilibre. Pour la majorité de l'échantillon, le taux de change nominal oscille autour du taux de change d'équilibre PEER. Ces valeurs à l'équilibre découlent de nos trois conditions initiales : parité de pouvoir d'achat, parité de taux d'intérêt et effet Balassa-Samuelson. On peut comparer l'écart à l'équilibre que l'on obtient pour notre composante permanente avec l'écart au PPP du Fonds monétaire international (FMI). On remarque à la figure 7 que l'équilibre des années 1980 et le sommet des années 1990 sont représentés dans notre modèle tout comme dans l'écart d'équilibre PPP du FMI. Notre modèle montre que le taux de change était à l'équilibre de 1995 à 2000, juste après le sommet de 1990. Cette période d'équilibre, qui ne figure pas dans les données PPP du FMI, est due à l'effet Balassa-Samuelson. Les différentielles de productivité entre les États-Unis et le Canada expliquent le faible taux de change du dollar canadien dans ces années-là (tandis que la parité de pouvoir d'achat n'explique en rien cette période ; au contraire, elle indique que l'on se trouvait alors sous le niveau d'équilibre).

Au début des années 2000, le taux de change nominal s'est fortement éloigné du PEER, alors que les équilibres indiquent que le taux aurait plutôt dû continuer de descendre. On peut interpréter cette envolée en considérant l'importance que le pétrole a prise dans l'économie canadienne. Comme on ne tient pas compte du pétrole dans notre modèle, le taux de change à l'équilibre ne reflète pas cette remontée. On peut confirmer cela en regardant la corrélation entre le prix du pétrole et le dollar canadien, celle-ci passant de 0,1, en 2001, à 0,8 en 2005.

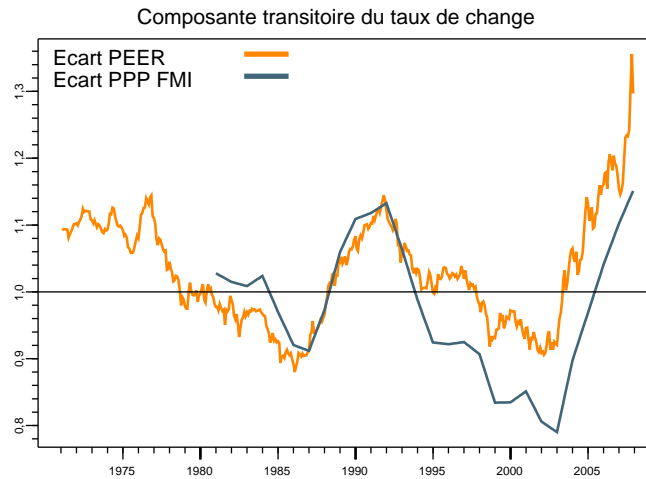


FIG. 7 – Composante transitoire du taux de change nominal et écart à l'équilibre PPP selon les données du FMI

3 Prévisions

Le modèle à correction d'erreur de l'équation 11 nous permet de faire des prévisions qui tiennent compte à la fois de la dynamique à court terme (le VAR en différence) et des liens à long terme (les relations de cointégration). C'est un fait reconnu que l'évolution des devises est très difficile à prévoir à long terme. Cela est dû entre autres au fait que sur la longue durée, la volatilité prend le dessus sur le rendement. En ce qui concerne les actions et les obligations, on sait que le rendement à long terme est assuré, tandis que dans le cas des devises, c'est l'inverse qui se produit. Ce phénomène est représenté à la figure 8, où est indiqué le rendement moyen en lien avec la volatilité sur des périodes de plus en plus longues. Il est évident que pour les devises, la volatilité l'emporte largement sur le rendement lorsque les échéances sont de plus en plus longues. Il faut donc en tenir compte lorsque l'on juge de la capacité de prédiction du modèle.

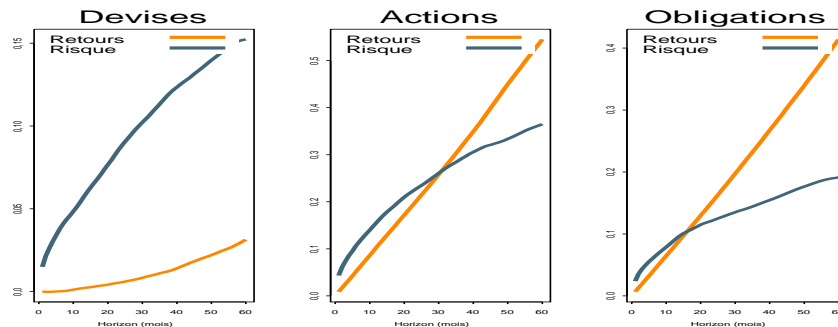


FIG. 8 – Rendement moyen et risque pour différentes échéances pour les devises, les actions américaines et les obligations américaines

3.1 Horizon

Les prévisions d'un VECM se font de la même façon que pour un VAR : on utilise l'information disponible en t pour prévoir ce qui va arriver en $t + 1$ avec l'équation 11. Pour établir des prévisions sur des périodes plus longues, on a recours à une règle de prévisions en chaîne. On utilise la prévision en $t + 1$ pour faire la prévision en $t + 2$ et ainsi de suite. De cette manière, il est possible, avec le modèle VECM, de faire des prévisions sur un horizon aussi lointain qu'on le souhaite. Évidemment, on ajoute à chaque étape l'incertitude de la prévision précédente; donc, après un certain temps, les prévisions n'ont plus vraiment de signification. Nous avons vérifié cela en utilisant notre modèle pour faire des prévisions sur un horizon d'un mois à cinq ans à propos du taux de change Canada/États-Unis.

Comme on s'y attendait, le taux d'erreur augmente de façon exponentielle avec l'horizon de prévisions. Par exemple, pour les prévisions sur trois mois, on a un taux d'erreur de 2,5 %, alors que pour les prévisions sur cinq ans, ce taux d'erreur atteint 20 %. Ces deux prévisions hors-échantillon sont présentées à la figure 9 où on constate que les prévisions sur cinq ans sont tout à fait erronées, alors que celles sur trois mois s'avèrent assez exactes. Les prévisions sont faites à partir des données mensuelles du taux de change Canada/États-Unis de 1970 à 2007. Pour établir les paramètres du modèle, on commence avec un échantillon de dix ans avant de faire les prévisions. Ensuite, pour chaque mois, on révalue les paramètres du modèle et on refait les prévisions. La prévision sur trois mois telle qu'on peut l'observer à la figure 9 correspond donc à la prévision $t + 3$ faite en t . Ces prévisions restent à des niveaux d'erreur raisonnables (sous les 5 %) jusqu'à des horizons d'un an. Ensuite, comme nous l'avons mentionné, les prévisions perdent de leur précision et le niveau d'erreur moyen augmente considérablement.

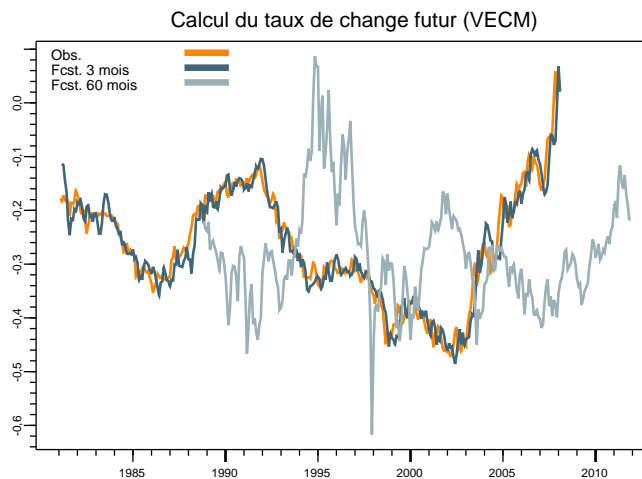


FIG. 9 – Prévision du taux de change

3.2 Prévisions actuelles

Comme dernier exemple, attardons-nous aux prévisions les plus récentes. Celles-ci seront comparées avec les prévisions d'économistes chevronnés. Un des problèmes auxquels on peut s'attendre est celui de l'impact du prix du pétrole sur la devise canadienne. Comme nous l'avons souligné, le pétrole n'est pas pris en compte par notre modèle. Compte tenu de la sensibilité actuelle du taux de change à ce dernier facteur, on perd ici un peu d'information. Malgré cela, les résultats que nous avons obtenus sont fiables et se comparent avantageusement aux observations des économistes qui utilisent une approche plus qualitative que notre modèle quantitatif. Ces résultats sont présentés à la figure 10.

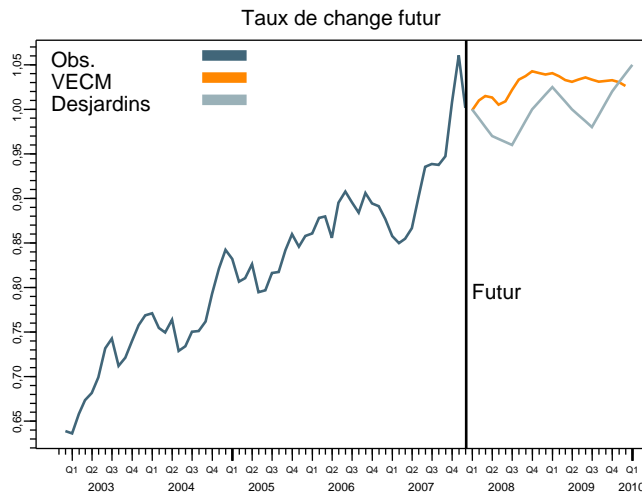


FIG. 10 – Comparaison des prévisions du taux de change VECM et de celles des économistes (Source : *Desjardins, Études économiques*)

4 Conclusion

Dans notre démonstration, nous avons utilisé la cointégration entre le taux de change et des variables macroéconomiques pour développer un modèle applicable aux devises. Ces variables sont la parité de pouvoir d'achat, la parité de taux d'intérêt non couverte et l'effet Balassa-Samuelson. Leurs relations définissent le taux de change d'équilibre à long terme, c'est-à-dire celui vers lequel converge le taux de change nominal.

La forme du modèle à correction d'erreur nous a permis de décomposer le taux de change en ses composantes permanentes et transitoires, et ce, en fonction de ces variables. Cette décomposition démontre que les fluctuations du taux de change sont dans la plupart des cas une conséquence des changements survenus dans les variables fondamentales, mais quelques fluctuations ne s'expliquent que comme des phénomènes transitoires. Dans l'exemple du taux de change Canada/États-Unis que nous avons utilisé tout au long du texte, on a pu constater que ce dernier reflète bien les équilibres fondamentaux. Seules deux périodes se révèlent être touchées principalement par des effets transitoires liés à l'envolée de 1990 et aux récents sommets atteints depuis 2005. On peut s'expliquer assez facilement l'écart enregistré lors de la période de 2003-2007 par l'apport du pétrole.

De plus, le fait d'avoir utilisé un VECM (donc un VAR en différence) nous a permis de faire des prévisions de façon assez simple. On a montré que, structurellement, il est difficile de prévoir le comportement des taux de change à long terme. Cette difficulté se répercute sur l'horizon pour lequel les prévisions sont établies. Une étude des erreurs quadratiques moyennes (root mean square error - RMSE) des prévisions en fonction de l'horizon nous a montré qu'au-delà d'un an, l'erreur devient plus grande que 5 %. Une comparaison entre nos prévisions du taux de change pour 2008 et 2009 et celles d'économistes montre que les prévisions de notre modèle sont compatibles avec des observations plus qualitatives.