

**Prévisions du taux de rendement hebdomadaire
d'un contrat futures sur le taux de change
dollar américain/dollar canadien**

**Rapport réalisé par :
Évelyne Giard**

**Sous la direction de :
René Garcia
Professeur Titulaire, Université de Montréal et Directeur Scientifique, CIRANO**

Remerciements

L'auteur tient à remercier MM. Robert Normand et Marc Boucher de Desjardins Gestion Internationale d'Actifs pour avoir fourni les données nécessaires à ce travail et pour avoir pris le temps d'en assurer un transfert adéquat.

Sommaire

Le but de ce travail est de vérifier s'il est possible de construire un modèle économétrique qui génère des prévisions justes du taux de rendement hebdomadaire du contrat futures ayant comme sous-jacent le taux de change dollar américain/dollar canadien. Le principal modèle construit dans ce rapport inclut la tendance et les déviations de court terme de ce même rendement. Ses prévisions sont éventuellement comparées à celles d'une marche aléatoire, d'un modèle autorégressif ainsi qu'à celles d'autres modèles contenant des variables financières, les prix de matières premières importantes et les anticipations des investisseurs. Ces variables explicatives sont toutes susceptibles d'influencer la valeur des monnaies canadienne et américaine. La technique des prévisions combinées est aussi utilisée afin d'employer plus en profondeur le pouvoir de prévision de ces variables réelles et financières. Les données utilisées couvrent la période allant du 4 septembre 1998 au 24 février 2004. Le RMSE est utilisé à titre de statistique de comparaison. Les résultats de cette étude démontrent que le principal modèle qui y est construit arrive à générer des prévisions hors échantillon plus précises que celles de la marche aléatoire et que celles de modèles alternatifs construits à titre de référence.

Table des matières

Remerciements

<i>Sommaire</i>	3
<i>Liste des tableaux</i>	6
<i>Liste des graphiques</i>	7
Section I – Introduction	8
Section II – Informations pertinentes	10
Section III – Revue de la littérature	
Meese et Rogoff (1983)	13
Meese (1990)	14
Mussa (1990)	14
Wolff (1987)	14
Engel (1994)	14
Diebold et Nason (1990)	14
Norel (1995)	15
Vigfusson (1997)	15
Doukas et Rahman (1987)	16
Pan, Chan et Fok (1997)	16
Section IV – Construction de modèles	
1. Caractéristiques générales	18
2. Modèle primaire	20
3. Modèle avec anticipations	20
4. Modèle avec anticipations et variables financières	21
5. Modèle complet	21
6. Modèle autorégressif d'ordre douze	22
7. Marche aléatoire	23
8. Construction des prévisions	23

Section V – Analyse empirique	
1. Analyse des données (variable dépendante)	25
2. Analyse des données (variables indépendantes)	26
3. Résultats des différentes régressions linéaires	
3.1 Modèle primaire	28
3.2 Modèle avec anticipations	28
3.3 Modèle avec anticipations et variables financières	29
3.4 Modèle complet	29
3.5 Modèle autorégressif d'ordre 12	31
4. Comparaison des prévisions des différents modèles	31
Section VI – Prévisions combinées	
1. Explication de la procédure	33
2. Méthodes de combinaison utilisées	34
3. Capacité de prévision des méthodes de combinaison	35
Section VII – Conclusion	36
Section VIII – Bibliographie	38

Liste des tableaux

▪ <i>Tableau 1</i> Liste des variables utilisées dans l'ensemble de nos modèles	40
▪ <i>Tableau 2</i> Détails concernant le processus de création des prévisions hors échantillon	41
▪ <i>Tableau 3</i> Critère d'Akaike pour treize modèles autorégressifs de <i>usca</i>	42
▪ <i>Tableau 4</i> Caractéristiques statistiques de <i>usca</i> (4 septembre 1998 - 24 février 2004)	43
▪ <i>Tableau 5</i> Caractéristiques des rendements des contrats futures les plus importants (4 septembre 1998 - 24 février 2004)	48
▪ <i>Tableau 6</i> Corrélations des variables explicatives avec <i>usca</i> (4 septembre 1998 - 24 février 2004)	49
▪ <i>Tableau 7</i> Régression linéaire - Modèle primaire	50
▪ <i>Tableau 8</i> Régression linéaire – Modèle avec anticipations	51
▪ <i>Tableau 9</i> Régression linéaire – Modèle avec anticipations et variables financières	52
▪ <i>Tableau 10</i> Régression linéaire - Modèle complet	53
▪ <i>Tableau 11</i> Régression linéaire - Modèle autorégressif d'ordre 12	54
▪ <i>Tableau 12</i> RMSE et RMSE relatifs des différents modèles estimés	55
▪ <i>Tableau 13</i> RMSE et RMSE relatifs associés à trois méthodes de combinaison de prévisions	56

Liste des graphiques

- *Graphique 1*
Évolution de *usca* à travers le temps (4 septembre 1998 - 24 février 2004) 44
- *Graphique 2*
Distribution de *usca* (4 septembre 1998 - 24 février 2004) 45
- *Graphique 3*
Autocorrélation de *usca* (4 septembre 1998 - 24 février 2004) 46
- *Graphique 4*
Autocorrélation partielle de *usca* (4 septembre 1998 - 24 février 2004) 47

Section I - Introduction

Depuis 1971, soit à partir de la fin du système de Bretton Woods qui assurait depuis 1947 la fixité des monnaies par rapport au dollar américain, la plupart d'entre elles voient leur valeur fluctuer au gré des aléas du marché des changes. La fin de ce régime de fixité fait en sorte que les investisseurs doivent trouver eux-mêmes des astuces pour se protéger des fluctuations de leur monnaie, plutôt que se fier aux interventions gouvernementales comme ils le faisaient jadis, s'ils veulent minimiser le risque de change de leurs transactions. Ainsi, les contrats futures sur devises ont gagné en popularité car ils permettent la couverture du risque nécessaire aux investisseurs et aux entreprises oeuvrant sur le marché mondial. Ils sont devenus des actifs financiers largement échangés dont les prévisions de rendements sont de plus en plus recherchées par les investisseurs.

Ainsi, dans le cadre de ce rapport, nous avons construit un modèle économétrique qui génère des prévisions du taux de rendement hebdomadaire du contrat futures ayant comme sous-jacent le taux de change dollar américain/dollar canadien et qui utilise certaines transformations de ce rendement comme variables explicatives. Nos données couvrent la période allant du 4 septembre 1998 au 24 février 2004. Nous utilisons comme variable dépendante le taux de rendement du contrat futures sur le taux de change dollar américain/dollar canadien qui est échangé sur le Chicago Mercantile Exchange. Les prévisions de ce modèle ont par la suite été comparées à celles d'un modèle autorégressif, à celles de la marche aléatoire ainsi qu'à celles de modèles contenant les prix des matières premières échangées par le Canada, certaines variables financières et les anticipations des investisseurs quant à la valeur des monnaies concernées. Nous avons tenté de déterminer lequel des modèles ci-dessus générait les valeurs prédites les plus près des valeurs réalisées du taux de rendement du contrat futures concerné. Dans leur étude servant désormais de référence, Meese et Rogoff (1983) ont soutenu que la plupart des taux de change ont un comportement imitant une marche aléatoire et qu'aucun modèle économétrique n'arrive à surpasser les prévisions faites par celle-ci pour des prévisions de court et de long terme. Bien des années plus tard, nous avons tenté de voir si cette affirmation tient toujours.

Le principal modèle que nous avons construit s'inspire des notions de l'analyse technique où toutes les influences autres que celles de la tendance et des écarts de court terme de la variable dépendante sont écartées. Cette analyse technique a été comparée à une analyse

plus fondamentale qui se retrouve dans les modèles où nous avons inclus des variables financières, les prix de produits de base que transigent le Canada et les États-Unis ainsi que les anticipations du marché financier. Ces variables, quelles qu'elles soient, ont été choisies car nous leur connaissons un lien avec le taux de change dollar canadien/dollar américain. Elles ont été intégrées de deux façons à l'intérieur des modèles. Elles peuvent tout d'abord prendre la forme de taux de rendement de contrats futures. Cette innovation nous a permis d'utiliser les marchés financiers dans notre détermination des prix et des rendements des actifs réels et financiers que nous avons jugés pertinents. Par exemple, les taux de rendement des contrats futures sur le pétrole, le bois d'œuvre, le S&P 500, le taux de change dollar américain/Yen et le taux de change dollar américain/Euro ont été considérés. Ensuite, toutes les autres variables utilisées sont intégrées directement aux modèles et sont la volatilité implicite du taux de change dollar américain/dollar canadien, la confiance des investisseurs envers les deux monnaies, mesurée par l'indice Market Vane, et le différentiel de taux d'intérêt de court terme.

Dans la section II, nous apporterons quelques informations pertinentes sur la théorie des contrats futures. Nous tâcherons ensuite de résumer dans la section III quelques études portant sur la prévisibilité des mouvements des taux de change et des rendements de contrats futures sur devises. Nous construirons dans la section IV l'ensemble des modèles utilisé dans ce rapport et nous énoncerons les raisons derrière la présence de chacune des variables explicatives incluses dans ceux-ci. Nous décrirons également leur méthode de construction et nous expliquerons la technique de comparaison des prévisions qui permettra de choisir le modèle le plus apte à produire des prévisions justes. Une analyse empirique viendra dans la section V où nous indiquerons les données utilisées, présenterons les résultats des régressions linéaires effectuées et où nous évaluerons les capacités de prévision de nos modèles. Nous serons alors en mesure de quantifier la justesse de notre principal modèle et de vérifier si celui-ci nous apporte de l'information supplémentaire quant aux mouvements du taux de rendement qui nous intéresse. Dans la section VI, nous exposerons brièvement la technique des prévisions combinées élaborée par Stock et Watson (2004) en plus de l'appliquer à l'ensemble des variables explicatives de nos modèles de référence. La conclusion viendra dans la section VII.

Section II - Informations pertinentes

Afin de bien comprendre nos tentatives de prévision du taux de rendement d'un contrat futures sur devise, il est capital de bien maîtriser la théorie derrière cet actif financier. Un contrat à terme se veut une entente entre deux parties qui prévoit la livraison d'un bien ou d'un actif financier à une date spécifique dans le futur et ce, à un prix négocié à la signature du contrat. Chaque signataire fait la promesse de livrer la marchandise en question à la date spécifiée ou encore celle de la payer au prix déterminé et ce, en fonction de sa position respective dans le contrat. Les investisseurs détenant une position longue promettent d'acheter la marchandise alors que ceux ayant une position courte promettent de la vendre.

Les contrats futures diffèrent des contrats à terme habituels, les contrats « forward », car ils s'échangent sur des marchés formels où tous les contrats sont standardisés. Cela signifie que toutes les quantités et qualités de marchandises ainsi que la date d'échéance des contrats sont déterminées par la bourse où s'échangent ces contrats et que les acheteurs et les vendeurs doivent s'y conformer. Ainsi, les contrats futures ont l'avantage de pouvoir s'échanger facilement sur le marché. Ils permettent une liquidité qui est relativement absente avec les contrats dits « forward ».

Par ailleurs, contrairement aux contrats « forward » où l'argent ne change pas de mains avant la maturité du contrat, les contrats futures permettent un ajustement quotidien des gains et des pertes des investisseurs. Cette technique de la valorisation au prix de marché, communément appelée « marking to market », fait en sorte que l'acheteur du contrat recevra une prime journalière chaque fois que le prix du même contrat augmentera par rapport au prix auquel il l'a acheté. La situation inverse prévaut pour le vendeur du contrat. Ainsi, les investisseurs détenant une position longue dans un contrat futures seront avantagés lorsque son prix augmentera et les détenteurs d'une position courte le seront lorsque son prix sera à la baisse. Ces profits et ces pertes sont déposés et retirés dans la marge de garantie que laisse chaque investisseur à son courtier qui lui transige avec la chambre de compensation de la bourse où s'échange le contrat. Cette chambre de compensation sert d'intermédiaire entre les courtiers des acheteurs et des vendeurs, fait le suivi de toutes les transactions et remplit les obligations de chaque partie face à son vis-à-vis respectif. Ainsi, les investisseurs sur le marché des contrats futures ont, à travers leurs courtiers, uniquement des liens avec la chambre de

compensation et non plus directement avec le parti opposé de la transaction comme cela est le cas avec l'échange de contrats « forward ».

Bien qu'au départ un contrat futures soit destiné à la livraison d'une marchandise ou d'un actif financier, très peu de contrats se rendent à échéance. Lerner (2000) estime en effet à moins de 2% le nombre de contrats futures qui se concluent de cette façon. La majorité des investisseurs, peu importe leur position, annulent celle-ci auprès de la chambre de compensation avant la date d'échéance du contrat et récupèrent les pertes ou les gains qu'ils ont accumulés tout au long de la période de détention du contrat. Un acheteur annule sa position longue en vendant un contrat, c'est-à-dire en ayant une position courte dans ce même contrat. Ainsi, sa position sera dorénavant nulle auprès de la chambre de compensation. De façon similaire, une procédure d'achat annule une position courte. Les gains d'un investisseur se chiffrent alors à la différence entre le prix de marché du contrat au moment de l'annulation de la position et le prix auquel le contrat futures avait été transigé initialement. Une différence positive est synonyme de gains pour un acheteur alors qu'une différence négative apporte des gains à un vendeur. Bien sûr, chaque gain d'une position longue équivaut à une perte d'une position courte, faisant en sorte que les profits totaux pour un contrat sont nuls. Grâce à cette possibilité de gains journaliers et d'annulation de position avant échéance, les contrats futures sont une avenue d'investissement intéressante même pour les investisseurs ne possédant pas réellement la marchandise sur laquelle repose le contrat futures.

Les contrats futures servent principalement d'outil de spéculation et de couverture. Tout d'abord, les investisseurs qui désirent faire de la spéculation sur le prix de produits de base tels que les métaux et les ressources énergétiques ou encore sur les prix d'actifs financiers peuvent le faire en achetant ou en vendant des contrats futures ayant comme sous-jacent ces actifs. En effet, l'achat ou la vente de tels contrats est un processus ingénieux pour plusieurs car il permet d'espérer des gains tout en n'ayant pas à défrayer les coûts inhérents à la possession réelle de ces actifs ou produits de base. En effet, avec les contrats futures, aucun frais d'achat, d'entreposage et de dépréciation des actifs ne doit être supporté par l'investisseur. Aussi, puisque seul le montant nécessaire à la marge de garantie doit être déboursé par l'investisseur lors de la signature du contrat, plutôt que le montant élevé que nécessite l'achat de l'actif lui-même, cet investisseur peut réaliser des rendements beaucoup plus importants lorsqu'il y a une variation avantageuse du prix du contrat futures. Même si le prix du contrat futures varie peu, cette petite variation représente un taux de rendement important lorsque l'on considère le

montant réellement investi dans cet actif. Donc, de façon générale, un spéculateur qui anticipe une hausse du prix d'un actif optera pour une position longue dans le contrat futures associé à cet actif et pour une position courte dans le contrat s'il anticipe une baisse du prix de l'actif.

Ensuite, les contrats futures peuvent servir à la couverture du risque pour certaines personnes négociant directement des biens ou des actifs financiers sur le marché. L'achat ou la vente de contrats futures permet d'assurer ces individus contre des mouvements de prix inattendus. Une entreprise possédant, par exemple, un inventaire de blé destiné à la vente voudra se protéger d'une baisse du prix du blé sur le marché en ayant une position courte suffisamment importante sur le contrat futures du blé. Ainsi, une baisse éventuelle du prix du blé sera compensée par les gains faits sur cette position courte. La couverture est ainsi bien réussie. Le même principe s'applique pour une entreprise devant acheter dans le futur un bien quelconque de ses fournisseurs. Afin de s'assurer contre une hausse du prix du bien, cette entreprise achètera des contrats futures reliés à ce même bien et, si les prix venaient qu'à être à la hausse, elle profiterait des gains de sa position longue sur le contrat futures pour annuler ses pertes.

D'autre part, les contrats futures ayant comme sous-jacent diverses monnaies peuvent procurer une bonne couverture au risque de change pour les entreprises chez qui les ventes et les achats internationaux sont importants. Toutes pertes liées aux variations de la valeur de la monnaie nationale peuvent être compensées par un achat approprié de contrats futures. À cause de l'importance du commerce et des investissements entre le Canada et les États-Unis, le contrat futures portant sur le taux de change dollar américain/dollar canadien peut être très utile pour les commerçants et investisseurs des deux pays qui désirent se protéger du risque de change. Ceci peut donc expliquer son volume d'échange considérable sur le Chicago Mercantile Exchange, bourse américaine où se transigent beaucoup de contrats futures.

Toujours dans le but de bien analyser la théorie derrière les contrats futures, nous allons, dans la section suivante, faire un bref examen de ce que dit la littérature économique à propos des prévisions de taux de change et de rendements de contrats futures sur devises.

Section III - Revue de la littérature

Dans le cadre de cet examen de la littérature, deux aspects seront particulièrement résumés. Nous tenterons tout d'abord de voir comment ont été construits les modèles économétriques qui tentent de prévoir les mouvements des taux de change et à quel point leurs prévisions se sont avérées efficaces. Ensuite, nous pousserons l'analyse un peu plus loin en examinant ce qui a été dit sur la prévision des rendements des contrats futures sur devises.

Tout d'abord, en ce qui a trait aux études portant sur des modèles de prévision de taux de change, celle de Meese et Rogoff (1983) fait office de référence dans le domaine. Les auteurs y ont soutenu que la plupart des taux de change étudiés sont mieux prédits à l'aide d'une simple marche aléatoire. Tel est le cas car les prévisions d'aucun modèle structurel n'est capable de battre les prévisions faites à partir de la marche aléatoire au cours de leur période d'analyse, soit les années 70. Les modèles structurels construits par Meese et Rogoff incluent des variables macroéconomiques fondamentales telles, la masse monétaire, le niveau de revenu réel, le différentiel de taux d'intérêt de court terme, le différentiel de taux d'inflation et le niveau de la balance commerciale. Certaines versions de ces modèles incorporent même des valeurs retardées de la variable dépendante. À titre de variable dépendante pour leurs différents modèles, les auteurs utilisent le prix au comptant à chaque mois du dollar américain en fonction du yen japonais, de la livre anglaise et du mark allemand et ce, de mars 1973, période où débuta le régime de taux de change flottant, à juin 1981. Afin de calculer et de comparer la justesse des prévisions de leurs modèles et celles de la marche aléatoire, Meese et Rogoff ont calculé la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (RMSE dans la suite du texte) de chacun des modèles. C'est donc sur cette statistique qu'ils se baseront pour en arriver à leur conclusion. Leurs résultats démontrent que la marche aléatoire génère, pour des horizons de prévision de un à douze mois, un RMSE inférieur à ceux des autres modèles construits par les auteurs. Les modèles incluant des variables macroéconomiques fondamentales sont donc moins efficaces que la marche aléatoire malgré le fait que les auteurs se soient servis des valeurs réalisées, plutôt que prédites, des variables explicatives pour réaliser leurs prévisions. Cette étude de Meese et Rogoff remet donc en question les modèles macroéconomiques qui expliquent les mouvements des taux de change par une approche monétaire.

Depuis la publication de cette étude, de nombreux économistes ont tenté de contredire la conclusion de Meese et Rogoff. Leurs tentatives sont multiples et alimentent encore

aujourd'hui la littérature en finance internationale. Par exemple, Meese (1990) a tenté de construire deux modèles linéaires, différents de ceux qu'il avait utilisés lors de son étude avec Rogoff, pour prédire les mouvements mensuels des taux de change mark/dollar US et yen/dollar US entre novembre 1980 et juin 1984. Le premier modèle intègre la notion d'attentes rationnelles des agents face aux valeurs futures du taux de change qui s'ajoutent aux variables monétaires normalement utilisées pour expliquer les mouvements du taux de change. Le deuxième modèle s'inspire du principe de maximisation de l'utilité d'un agent représentatif où celle-ci dépend de la consommation présente et future de biens locaux et étrangers. Le taux de change d'équilibre est alors le rapport de prix des biens étrangers par rapport aux biens locaux qui permet de maximiser l'utilité de l'agent. Cette fois encore, les modèles construits ne permettent pas de générer des prévisions meilleures que celles de la marche aléatoire. Il semble donc n'y avoir aucun changement par rapport à l'étude de Meese et Rogoff (1983) malgré le fait que l'on ait changé la période d'estimation et ajouté de nouvelles variables explicatives dans les modèles.

De façon générale, il semble y avoir un consensus en ce qui a trait à l'incapacité des modèles macroéconomiques à prédire correctement le comportement des données observées. En effet, comme le résume Mussa (1990), « le fait le plus constamment observé concernant le comportement des taux de change flottant est que le changement dans les taux de change est largement aléatoire et imprévisible. » Mussa affirme dans son allocution que cette incapacité à modéliser correctement les mouvements des taux de change est récurrente depuis 1973 et qu'elle est observée pour toutes les monnaies évaluées de façon quotidienne, hebdomadaire, mensuelle et trimestrielle par rapport au dollar américain. Ainsi, les économistes n'ont eu guère le choix que de tenter d'autres spécifications pour leurs modèles économétriques.

Certains auteurs ont donc tenté de construire des modèles alternatifs où les coefficients de la régression sont variables dans le temps. Ils cherchaient ainsi à vérifier si la non-stationnarité des paramètres pouvait être l'élément expliquant les faiblesses des modèles à coefficients constants élaborés jusque-là. Des méthodes économétriques telles que le filtre de Kalman (Wolff, 1987) ou les changements de régime markoviens (Engel, 1994) ont été utilisées afin de tenir compte de cette caractéristique. Tout comme leurs prédécesseurs, de tels modèles n'arrivent pas à générer des prévisions hors échantillon plus efficaces que celles de la marche aléatoire. Dans une autre tentative de surpasser les modèles simples à coefficients constants, Diebold et Nason (1990) ont tenté d'appliquer différentes techniques non

paramétriques afin de détecter des non-linéarités dans le comportement des taux de change. Leurs résultats ne leur permettent pas de conclure à des non-linéarités assez importantes qui justifieraient la faiblesse des modèles linéaires. Les prévisions de leurs modèles sont donc encore une fois moins précises que celles de la marche aléatoire.

D'un autre point de vue, il existe un fort débat dans la littérature sur le marché des changes à savoir si un taux de change doit être considéré comme étant un actif financier propre en lui-même ou encore comme un simple outil permettant de faire l'échange de biens et de services au niveau international. Norel (1995), entre autres, affirme que l'on assiste de plus en plus à la financiarisation du taux de change car ce dernier sert maintenant régulièrement à des fins de spéculation, de diversification et de couverture. Dans les faits, il semble que, pour une transaction de monnaie directement liée à l'échange de biens entre pays, on assiste à trente opérations financières sur le marché des changes¹. Ainsi, des aspects macroéconomiques fondamentaux comme le solde du compte courant, le différentiel de taux d'inflation, l'écart de productivité ou les actifs nets étrangers de chaque pays devraient avoir de moins en moins d'impact sur le comportement des taux de change.

Les études portant sur les modèles de prévision de taux de change devront donc s'adapter à cette évolution du marché et choisir l'une des deux voies d'analyse, fondamentale ou financière, ou encore une combinaison des deux. Ainsi, certains chercheurs ont tenté d'unir les approches fondamentales et financières, qui sont bien souvent distinctes, au sein d'un même modèle. Par exemple, Vigfusson (1997) a utilisé la méthode des changements de régimes markoviens pour construire un modèle incluant les deux approches et permettant de prévoir les fluctuations quotidiennes du prix du dollar canadien par rapport au dollar américain entre 1983 et 1992. L'auteur a construit un modèle à changement de régimes à l'aide de deux équations de prévision distinctes et il impose un poids variable avec le temps à chacune d'elles afin de sélectionner laquelle des deux approches expliquera le mieux les variations du taux de change pour une période donnée. Ce mécanisme se base sur le fait que le taux de change peut, lors de certaines périodes, être expliqué par une approche plus que par une autre. En choisissant l'approche de prévision appropriée selon la période, l'auteur maximise l'exactitude des prévisions. Par contre, les valeurs prédites obtenues par l'auteur semblent peu satisfaisantes lorsqu'elles sont confrontées aux valeurs réelles.

¹ Bourguinat, H. (1992), *Finance Internationale*, Paris, PUF.

En ce qui a trait à la prévision des taux de rendement de contrats futures sur devises, les études consultées pour réaliser ce travail semblent toutes tenter de vérifier l'hypothèse voulant que la marche aléatoire soit le meilleur outil de prévision. Tout d'abord, Doukas et Rahman (1987) ont testé la présence d'une racine unitaire dans le processus autorégressif qui génère le taux de rendement des contrats futures sur devises. Ils ont effectué le test de Dickey-Fuller pour la présence de racine unitaire sur un modèle autorégressif univarié tentant d'expliquer les taux de rendement des contrats futures ayant comme sous-jacent les prix quotidiens du dollar américain par rapport au mark allemand, au dollar canadien, au franc suisse, au yen japonais et à la livre anglaise entre le début juin 1977 et la fin juin 1983. Leurs résultats démontrent que ceux-ci peuvent être déterminés par un processus autorégressif d'ordre 1 où le coefficient du régresseur est non statistiquement différent de un. Ainsi, l'hypothèse de la marche aléatoire ne peut pas être rejetée car il y a présence de racine unitaire dans ce modèle de régression.

En réponse à cette technique économétrique et à plusieurs autres concluant à la présence de la marche aléatoire, Pan, Chan et Fok (1997) utilisent le test de ratio de variance afin de permettre la présence d'hétéroscédasticité dans les rendements et aussi que les données utilisées ne soient pas normalement distribuées. Ils utiliseront également la méthode de bootstrap afin de construire le niveau de signification approprié pour effectuer le test d'hypothèse. Les auteurs apportent le fait que la plupart des méthodes qui concluent à la présence de la marche aléatoire, incluant le test de Dickey-Fuller, prennent pour acquis la normalité des données. Ils croient donc que les résultats de ces études deviennent moins robustes lorsque cette hypothèse est laissée de côté. Pour remettre en question les résultats de leurs prédécesseurs, Pan, Chan et Fok (1997) affirment qu'il semble être bien documenté dans les données que les changements dans les prix des contrats futures sur devises ne sont pas normaux car ils présentent un coefficient d'aplatissement (kurtosis) supérieur à celui d'une distribution normale. Le test de ratio de variance qu'ils effectuent prend en compte le fait que la variance des rendements des contrats à terme sur devises devrait être proportionnelle à la fréquence des données utilisées si le logarithme des prix des contrats à terme suit une marche aléatoire. Par exemple, sous cette hypothèse, la variance de rendements annuels devrait être douze fois plus élevée que la variance des rendements mensuels². Le test de ratio de variance réalisé par les auteurs démontre qu'il ne faut pas rejeter l'hypothèse nulle de la marche

² Pan, M.-S., Chan, K. and Fok, R.C.W. (1997) « Do Currency Futures Prices Follow Random Walks ? », *Journal of Empirical Finance*, 4, page 4.

aléatoire à un seuil de signification de 5% pour les rendements journaliers des contrats futures ayant comme sous-jacent les prix du dollar américain par rapport à la livre anglaise, le mark allemand et le franc suisse. Seuls les résultats concernant le yen japonais permettent de rejeter l'hypothèse nulle. Par ailleurs, les auteurs analysent les données contrat par contrat en prenant pour cible tous les contrats venant à échéance en septembre entre 1977 et 1987 afin de remarquer si cette relation entre les rendements et leurs valeurs passées change à travers le temps. Ils observeront que, bien que la plupart des rendements de ces contrats suivent une marche aléatoire, ce type de relation semble être plus forte pour les contrats les plus récents. Ils en concluront que les structures du marché semblent transmettre l'information de plus en plus rapidement et efficacement aux investisseurs ce qui contribue à le rendre constamment plus efficient.

Après un tel survol de la littérature touchant la prévision des taux de change et des rendements de contrats futures qui s'y rattachent, il est possible de détecter certaines lacunes. Tout d'abord, dans la littérature portant sur la prévisibilité des taux de change, peu d'intérêt semble être donné aux aspects plus financiers du marché des changes. Ainsi, on inclut rarement des variables telles la confiance des investisseurs, les mouvements des autres taux de change ou encore le rendement du portefeuille de marché dans les modèles de prévision. Voilà pourquoi, dans ce rapport, nous avons décidé d'innover et d'inclure de telles variables dans les modèles que nous avons construits. Aussi, notre utilisation des rendements de contrats futures pour déterminer les rendements des actifs importants nous permet d'intégrer cet aspect financier du marché des changes.

Section IV – Construction de modèles

1. Caractéristiques générales

Tel qu'il a été mentionné dans les sections précédentes, l'objet de ce travail est la construction d'un modèle d'évaluation du taux de rendement hebdomadaire d'un contrat futures sur le taux de change dollar américain/dollar canadien (*usca*) qui se base sur les principes de l'analyse technique des rendements. Ce modèle sera jugé intéressant si ses prévisions arrivent à être plus exactes que celles obtenues par des modèles plus conventionnels tels que la marche aléatoire ou les modèles autorégressifs. Par la suite, nous ajouterons à ce modèle différentes variables dans le but d'aller chercher de l'information supplémentaire qui pourrait y être absente. Nous souhaitons donc trouver des variables observables à haute fréquence qui sont susceptibles d'être prises en compte par les spéculateurs sur le marché des changes. Par ailleurs, nous voulons capter les variables réelles qui sous-tendent la valeur du taux de change par le prix d'actifs financiers tels que les contrats futures.

Donc, les variables indépendantes que nous avons utilisées dans nos modèles se séparent en deux groupes distincts. Tout d'abord, le premier groupe est composé de rendements de contrats futures dont les sous-jacents sont susceptibles d'influencer la valeur du taux de change que nous étudions. Sont présents parmi ces variables les taux de rendement de contrats futures sur plusieurs produits de base (commodities). Les prix des produits de base sont susceptibles d'influencer la valeur de la monnaie canadienne à cause de l'importance des activités commerciales internationales du pays et aussi à cause de ses avantages comparatifs importants dans la production de certains de ceux-ci. Les principaux produits de base utilisés sont le pétrole, le gaz naturel, un regroupement de céréales (orge, blé, canola, soya, maïs, avoine), certains métaux (or, argent, cuivre) et le bois d'oeuvre. Des rendements de contrats futures portant sur d'autres taux de change ont également été utilisés pour réaliser notre modèle. Les rendements de contrats ayant comme sous-jacent les taux de change dollar américain/Euro et dollar américain/yen japonais servent à isoler les effets d'une simple variation de la monnaie américaine sur les marchés mondiaux comme facteur de changement de la valeur relative de la monnaie canadienne. En effet, il est commun de voir la monnaie canadienne s'apprécier uniquement à cause de la dépréciation de la valeur du dollar américain sur les marchés mondiaux. Nous avons également travaillé avec un contrat futures portant sur l'indice boursier S&P500 dont le rendement nous sert de représentant du rendement attaché au

portefeuille de marché américain. Il aurait par ailleurs été intéressant d'avoir de telles données pour l'indice TSE 300 afin d'avoir une représentation du rendement du portefeuille de marché canadien. Par contre, le peu de données disponibles sur ce contrat nous a empêché de l'utiliser.

Le deuxième groupe de variables explicatives que nous avons utilisées contient toutes les autres variables susceptibles d'influencer la valeur des deux monnaies étudiées. Nous avons inclus dans ce groupe des données portant sur les anticipations des investisseurs face à la valeur des monnaies canadienne et américaine. Ces anticipations sont illustrées à travers l'indice Market Vane. Elles sont un ajout très intéressant à notre rapport car, en plus d'être très peu utilisées dans la littérature, elles servent à isoler les effets spéculatifs pouvant influencer notre variable d'étude. En effet, tel que nous l'avons mentionné dans notre revue de la littérature, certains auteurs croient de plus en plus qu'il faut considérer les taux de change comme des actifs financiers dont les valeurs sont fortement influencées par les anticipations qu'en fait le marché. Ensuite, nous avons utilisé les taux d'intérêt de court terme canadien et américain afin de capter les variations du taux de change causées par les mouvements de capitaux entre les deux pays. Ces taux d'intérêt peuvent également servir de représentants du taux d'intérêt sans risque de notre modèle d'évaluation d'actif financier. Pour terminer, la volatilité implicite du taux de change dollar américain/dollar canadien a été intégrée au modèle afin de capter l'importance de la volatilité du sous-jacent dans l'évaluation d'un contrat futures. Un sous-jacent ayant une volatilité relativement importante verra généralement le prix de son contrat futures être plus élevé afin de faire en sorte que son détenteur rémunère davantage l'assurance que lui procure ce contrat et ainsi éviter les possibilités d'arbitrage.

Le tableau 1 de l'annexe 1 dresse la liste de l'ensemble des variables explicatives qui ont été utilisées dans ce rapport. La modélisation de chacune y est également spécifiée. Il est important de noter que, puisque nous travaillons en fonction de la réalisation de prévisions, toutes les variables explicatives incluses dans les modèles le sont à travers leur premier retard. Il est en effet inutile d'inclure la valeur contemporaine de la variable puisque nous l'ignorons au moment d'effectuer la prévision. Le fait que nous incluions dans les modèles que les valeurs retardées de nos variables explicatives nous permet d'éliminer les possibilités d'endogénéité que pourrait avoir *usca* avec certaines des variables indépendantes utilisées.

Ensuite, dans tous les modèles nous avons inclus, à titre de représentants de chacune des variables pertinentes, la moyenne mobile d'ordre sept de chacune ainsi que l'écart entre la

valeur de la variable en $t-1$ et sa moyenne mobile calculée auparavant. Nous avons choisi la moyenne mobile d'ordre sept car elle permet d'analyser le comportement de chaque variable pendant près d'un mois et demi, période raisonnable pour une observation à long terme d'une variable hebdomadaire. Dans chaque modèle, les moyennes mobiles ($ma + nom\ de\ la\ variable\ associée$) représentent les tendances de long terme des variables alors que les écarts ($écart + nom\ de\ la\ variable\ associée$) représentent l'ampleur des déviations de court terme de celles-ci. Cette méthode tente d'illustrer les principes liés à l'analyse technique voulant que le taux de rendement du contrat futures que nous étudions peut être influencé par des mouvements relativement stables de long terme ainsi que par des mouvements brusques de court terme.

2. Modèle primaire

Dans notre modèle principal, nous avons inclus la tendance des retards de *usca* ainsi que leurs écarts passagers par rapport à celle-ci. Ainsi, nous avons supposé que les seuls facteurs pouvant influencer *usca* sont sa tendance et les mouvements brusques le faisant dévier de sa trajectoire de long terme. Toutes les variations causées par des facteurs externes sont exclues. Ce modèle prend donc la forme suivante :

$$usca_t = \beta_0 + \beta_1 * malagusca + \beta_2 * ecartlagusca + \varepsilon$$

3. Modèle avec anticipations

Dans ce modèle, nous avons gardé les variables touchant les retards de *usca* et nous avons ajouté les anticipations des investisseurs quant aux valeurs des monnaies canadienne et américaine. L'inclusion de ces anticipations nous permet de capter les spéculations du marché financier, spéculations qui ont généralement un effet marqué sur les mouvements des actifs financiers. La forme de ce modèle est donc la suivante :

$$usca_t = \beta_0 + \beta_1 * malagusca + \beta_2 * ecartlagusca + \beta_3 * mamv + \beta_4 * ecartmv + \varepsilon$$

4. Modèle avec anticipations et variables financières

Dans ce modèle, nous avons conservé les variables incluses dans les modèles précédents et nous avons ajouté quelques variables de nature financière. Celles-ci sont les mouvements du dollar américain par rapport à l'Euro et au yen japonais, le différentiel de taux d'intérêt de court terme entre les deux pays, le rendement du contrat futures sur le S&P500, représentant du portefeuille de marché américain, la volatilité implicite du taux de change dollar canadien/dollar américain et la volatilité implicite du S&P500. L'inclusion de ces variables permet de tenir compte de l'aspect plus financier du marché des changes, innovation que nous recherchons.

$$\begin{aligned} usca_t = & \beta_0 + \beta_1 * malagusca + \beta_2 * ecartlagusca + \beta_3 * mamouvementup + \\ & \beta_4 * ecartmouvementup + \beta_5 * mamouvementupeu + \beta_6 * ecartmouvementupeu + \\ & \beta_7 * mamv + \beta_8 * ecartmv + \beta_9 * mavolimpl + \beta_{10} * ecartvolimpl + \beta_{11} * madiffcxc + \\ & \beta_{12} * ecartdiffcxc + \beta_{13} * masp500 + \beta_{14} * ecartsp500 + \beta_{15} * mavolimplsp500 + \\ & \beta_{16} * ecartvolimplsp500 + \varepsilon \end{aligned}$$

5. Modèle complet

Pour terminer, nous avons construit un modèle qui, comme auparavant, inclut les variables touchant les retards de la variable dépendante, les anticipations des investisseurs et certaines variables financières mais qui ajoute maintenant les prix de matières premières qu'échangent le Canada et les États-Unis. Il s'agit donc du prolongement des modèles précédents.

$$\begin{aligned} usca_t = & \beta_0 + \beta_1 * malagusca + \beta_2 * ecartlagusca + \beta_3 * mamouvementup + \\ & \beta_4 * ecartmouvementup + \beta_5 * mamouvementupeu + \beta_6 * ecartmouvementupeu + \\ & \beta_7 * mapetrole + \beta_8 * ecartpetrole + \beta_9 * magaz + \beta_{10} * ecartgaz + \beta_{11} * macereale + \\ & \beta_{12} * ecartcereale + \beta_{13} * mabois + \beta_{14} * ecartbois + \beta_{15} * macuivre + \beta_{16} * ecartcuivre + \\ & \beta_{17} * maor + \beta_{18} * ecartor + \beta_{19} * maargent + \beta_{20} * ecartargent + \beta_{21} * mamv + \\ & \beta_{22} * ecartmv + \beta_{23} * mavolimpl + \beta_{24} * ecartvolimpl + \beta_{25} * madiffcxc + \\ & \beta_{26} * ecartdiffcxc + \beta_{27} * masp500 + \beta_{28} * ecartsp500 + \beta_{29} * mavolimplsp500 + \\ & \beta_{30} * ecartvolimplsp500 + \varepsilon \end{aligned}$$

6. Modèle autorégressif d'ordre douze

Dans ce modèle, nous avons inclus les douze premiers retards de la variable dépendante et ce, sans leur appliquer de transformations. Ainsi, nous obtenons un modèle autorégressif (AR) d'ordre 12. Nous avons décidé d'inclure douze retards à la régression car il semble que ce modèle, parmi tous les modèles autorégressifs, soit le plus approprié pour décrire le comportement de notre variable dépendante. Une procédure bien spécifique entoure ce choix du nombre optimal de retards. Tout d'abord, nous avons tenté de déterminer lesquels des modèles autorégressifs pouvaient être considérés comme étant acceptables, c'est-à-dire comme étant des modèles où aucune information pertinente ne demeure incluse dans le terme d'erreur. Pour chercher ces modèles, le test de bruit blanc de Box-Pierce a été utilisé. Les résultats de ce test nous démontrent que tous les modèles autorégressifs, même celui de premier ordre, peuvent être considérés comme étant acceptables pour représenter *usca*.

Par la suite, nous avons déterminé lequel de ces modèles acceptables pouvait être considéré comme étant le meilleur. Ce modèle est celui qui minimise le critère d'information d'Akaike (AIC) qui pénalise un modèle pour son nombre élevé de paramètres. Ce critère se calcule de la manière suivante :

$$AIC(K) = \ln (SSR/n) + (2*K)/n$$

Tel qu'il est possible de le voir dans le tableau 3 de l'annexe 3, le modèle incluant douze retards est celui qui génère la plus petite valeur du critère d'Akaike. Ainsi, le modèle AR(12) est celui, parmi les modèles autorégressifs, qui décrit notre variable dépendante *usca* de la façon la plus optimale. Le modèle autorégressif que nous avons utilisé pour construire nos prévisions est le suivant :

$$\begin{aligned} usca_t = & \beta_0 + \beta_1 * lagusca1 + \beta_2 * lagusca2 + \beta_3 * lagusca3 + \beta_4 * lagusca4 + \beta_5 * lagusca5 + \\ & \beta_6 * lagusca6 + \beta_7 * lagusca7 + \beta_8 * lagusca8 + \beta_9 * lagusca9 + \beta_{10} * lagusca10 + \\ & \beta_{11} * lagusca11 + \beta_{12} * lagusca12 + \varepsilon \end{aligned}$$

7. Marche aléatoire

Dans ce modèle, nous n'avons inclus que le premier retard de la variable dépendante et ce, sans y ajouter de constante. Nous savons que la constante dans une marche aléatoire représente d'une certaine façon la tendance autour de laquelle se promène la variable étudiée. Dans le cas présent, il est légitime de ne pas mettre de constante car, comme nous le verrons dans notre analyse de la section suivante, notre variable dépendante est d'espérance nulle et vacille donc toujours autour de zéro. Il ne fut pas nécessaire de faire de régression linéaire pour ce modèle car nous avons considéré que la valeur actuelle de *usca* est tout simplement égale à la valeur de *usca* à la période précédente. La marche aléatoire illustre le principe qu'il est impossible de prévoir les valeurs futures d'une variable économique ou financière et que la meilleure prévision que les analystes peuvent en faire est de considérer uniquement sa valeur actuelle. Pour le taux de rendement d'un actif financier, comme cela est le cas pour notre variable dépendante, cela signifie qu'il est impossible d'utiliser des informations sur des paramètres externes pour réaliser assurément des rendements positifs sur cet actif. Ce modèle prend la forme suivante :

$$usca_t = \beta_1 * lagusca1 \text{ où } \beta_1 = 1$$

8. Construction des prévisions

Tous ces modèles ont pour but ultime la réalisation de prévisions. Pour réaliser celles-ci, nous avons effectué une régression moindres carrés ordinaires sur un sous-échantillon de notre échantillon total (équivalant à une période d'environ trois ans) et nous avons recueilli les valeurs prédites de *usca* pour les quatre semaines suivant la période couverte par notre sous-échantillon. Nous avons répété ensuite la même régression mais en coupant les quatre premières semaines de notre sous-échantillon et en ajoutant les quatre suivant la fin de ce dernier. Les quatre valeurs prédites suivant la période couverte par le nouveau sous-échantillon ont été recueillies et nous avons répété les mêmes opérations jusqu'à ce que nous arrivions à la fin de notre échantillon. Ces régressions dites coulissantes permettent de tenir compte des changements structurels qui peuvent survenir au cours de la période que couvre notre échantillon. De plus, le choix de notre fenêtre de prévision (d'une durée de trois ans) s'avère être un compromis entre une fenêtre de longue durée qui permet d'intégrer suffisamment

d'informations et une de plus petite durée qui permet de capter plus facilement les changements structurels. Les détails techniques concernant la construction de ces prévisions hors échantillon se trouvent dans le tableau 2 de l'annexe 2.

À l'aide des valeurs prédites de notre variable dépendante générées par chacun des modèles, nous avons calculé leur RMSE pour la période en question. Nous avons utilisé ceux-ci comme statistique de comparaison afin de vérifier la justesse des prévisions de nos modèles par rapport à celles de modèles plus simples dont nous avons déjà discutés. Lorsque tous les RMSE ont été calculés, un modèle a été jugé plus intéressant que les autres s'il a généré un RMSE inférieur, ce qui signifie que ses erreurs de prévision sont plus petites que celles des autres modèles.

Dans la section qui suit, nous tenterons de vérifier empiriquement lesquelles des variables explicatives de nos différents modèles sont statistiquement significatives et à quel point ceux-ci génèrent des prévisions justes de notre variable dépendante. La marche aléatoire et le modèle autorégressif seront également confrontés à nos données afin que nous puissions obtenir leurs prévisions qui nous serviront d'outils de comparaison.

Section V – Analyse Empirique

1. Analyse des données (variable dépendante)

Tel que cela a déjà été mentionné plus tôt, notre variable dépendante pour cette étude est le taux de rendement hebdomadaire sur le contrat futures ayant comme sous-jacent le taux de change dollar américain/dollar canadien (*usca*). Les données que nous avons utilisées pour créer *usca* proviennent du *International Monetary Market* (IMM) du Chicago Mercantile Exchange et couvrent la période allant du 4 septembre 1998 au 24 février 2004. Les contrats futures sur devises échangés sur le IMM viennent à échéance tous les troisièmes mercredis de mars, juin, septembre et décembre. Donc, il est important de noter que, pour éviter que le prix du contrat futures se rapproche trop du prix comptant et qu'ainsi nos résultats soient biaisés, la série de prix que nous avons utilisée change de contrat cible près de trois semaines avant l'échéance du contrat. Aussi, comme cela est la norme dans la littérature, *usca* a été calculé comme étant la différence entre les logarithmes naturels des prix aux semaines t et $t-1$. Le prix que nous utilisons pour chaque semaine est le prix à la fermeture des marchés lors de notre journée de référence. Ainsi,

$$usca_t = \ln P_{\text{ferm } t} - \ln P_{\text{ferm } t-1}$$

Le tableau 4 de l'annexe 4 illustre les principales caractéristiques statistiques de *usca*. On y remarque que la moyenne échantillonnaire de *usca* est très faible. En effet, elle est d'environ 0.05%. Un test t de Student ayant un seuil de signification de 5% nous permet même de ne pas rejeter l'hypothèse nulle voulant qu'en population son espérance ne soit pas différente de zéro. Ce fait est en quelque sorte confirmé par le graphique 1 de l'annexe 5 qui nous illustre le parcours de *usca* à travers le temps. La variance de *usca* est également relativement faible, soit 0.0000625. D'autre part, les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement associés la distribution de *usca*, qui sont respectivement -0.186429 et 3.379312, sont près des valeurs généralement rattachées à la distribution d'une loi normale. Afin d'étudier ces similitudes, l'histogramme du graphique 2 de l'annexe 6 nous illustre la distribution de *usca* et la compare à celle d'une loi normale. Un test de normalité a également été effectué à l'aide des coefficients d'asymétrie et d'aplatissement afin de déterminer si *usca* est bel et bien distribué selon une loi normale. Tel que nous le mentionnons dans le tableau 4, la statistique que nous obtenons suite à ce test ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle de normalité. Les

rendements hebdomadaires de ce contrat futures semblent donc être distribués normalement. On retrouve également, respectivement dans les graphiques 3 et 4 des annexes 7 et 8, l'autocorrélogramme et l'autocorrélogramme partiel de *usca* qui nous permettent d'analyser l'autocorrélation qui existe entre *usca* et ses différents retards. On y voit que l'autocorrélation partielle entre *usca* et ses sixième et douzième retards semble statistiquement significative alors que toutes celles touchant les autres retards ne le sont pas. Nous avons donc décidé d'utiliser le modèle AR(12) défini à la section précédente comme modèle de référence.

2. Analyse des données (variables indépendantes)

Comme nous l'avons vu dans la section précédente, les variables explicatives utilisées se séparent en deux groupes distincts. Tout d'abord, les variables indépendantes étant des rendements de contrats futures ont sensiblement la même forme que notre variable dépendante. Elles s'échelonnent aussi du 4 septembre 1998 au 24 février 2004 et ont été construites de la même façon, c'est-à-dire en calculant la différence entre les logarithmes naturels des prix de fermeture d'une semaine à l'autre. Les données du contrat futures sur le taux de change dollar américain/yen japonais proviennent de l'*International Monetary Market* (IMM) du Chicago Mercantile Exchange alors que celles touchant le taux de change dollar américain/Euro proviennent du *Financial Instrument Exchange* (FINEX) du New York Board of Trade. Les données des contrats futures sur produits de base ont aussi des origines diverses. Les données des contrats futures sur le pétrole, le gaz naturel, le cuivre, l'or et l'argent proviennent du New York Mercantile Exchange (NYMEX), celles de l'orge et du canola du Winnipeg Commodity Exchange, celles du blé, de l'avoine, du soya et du maïs du Chicago Board of Trade, celles du bois d'œuvre du Chicago Mercantile Exchange et celles du S&P500 du *Index and Option Market* (IOM) du Chicago Mercantile Exchange.

Le tableau 5 de l'annexe 9 donne un portrait rapide de quelques-unes des variables explicatives de cette catégorie jugées préliminairement comme les plus importantes pour expliquer notre variable dépendante. Nous y dressons la liste de leurs statistiques les plus informatives. On peut donc y remarquer que, tout comme pour *usca*, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'une espérance nulle pour toutes les variables analysées. Par ailleurs, les taux de rendement analysés sont tous plus volatiles que *usca* puisque que chacune de leur variance est plus élevée. Les taux de rendement des contrats sur le pétrole et le gaz naturel sont les plus volatiles avec des variances respectives de 0.0020068 et de 0.0052098. D'autre part,

les tests de normalité que nous avons effectués nous permettent de conclure que les rendements des contrats sur le taux de change dollar américain/Euro, le bois d'œuvre et le S&P500 sont distribués selon une loi normale alors que ce n'est pas le cas pour les rendements des contrats sur le taux de change dollar américain/yen japonais, le pétrole, le gaz naturel et l'or.

Viennent ensuite les variables explicatives ne venant pas directement des rendements des contrats futures. Tout d'abord, le différentiel de taux d'intérêt de court terme entre les États-Unis et le Canada a été créé à partir des taux de rendement des Bons du Trésor à échéance de 3 mois de chacun des pays. Les anticipations des investisseurs envers le dollar canadien et le dollar américain ont, quant à elles, été mesurées avec l'indice Market Vane. Celui-ci est un indice comptabilisé quotidiennement, mais que nous avons transformé pour qu'il soit compatible avec nos données hebdomadaires, et qui traduit à quel point les investisseurs sont optimistes quant à la hausse du prix de l'actif en question. Le Market Vane prend des valeurs de 0 à 100 et représente le pourcentage d'investisseurs et de courtiers, interrogés sur le parquet de la bourse où est échangé l'actif, qui croient que le prix de celui-ci augmentera. Pour terminer, nous avons également considéré la volatilité implicite du taux de change dollar américain/dollar canadien et celle du représentant du portefeuille de marché, c'est-à-dire l'indice S&P500. Celles-ci sont dérivées à partir de la formule de Black-Scholes ainsi qu'à partir des options qui s'échangent sur ces mêmes actifs. Les bases de données qui nous ont été fournies et qui contenaient les prix des contrats futures sur ces deux actifs contenaient également la volatilité implicite de chacun d'eux. Nous n'avons donc pas eu besoin de la calculer.

Nous avons dressé dans le tableau 6 de l'annexe 10 les corrélations de chacune des variables explicatives avec la variable dépendante *usca*. Il est possible d'y remarquer que c'est la variable représentant la tendance des retards de *usca* qui possède la plus forte corrélation avec notre variable dépendante, soit 0.3458. Les deux variables touchant les anticipations des investisseurs, représentées par le ratio Market Vane, ont également une corrélation importante avec *usca*. Elle est de 0.1272 dans le cas de la tendance des anticipations et de -0.2019 dans le cas des écarts par rapport à la tendance de ces dernières. Pour terminer, les variables portant sur le différentiel de taux d'intérêt et sur le taux de rendement du contrat futures sur le S&P500 démontrent chacune une corrélation par rapport à *usca* qui se démarque de celles des autres variables. Puisqu'il semble y avoir une corrélation relativement importante entre *usca* et ces

variables, nous nous attendons à ce que celles-ci soient statistiquement significatives lorsque nous ferons la régression de *usca* sur l'ensemble des variables explicatives.

3. Résultats des différentes régressions linéaires

Tout d'abord, il est important de noter que, pour chacun de modèles, les régressions de moindres carrés ordinaires que nous avons effectuées ont pris en compte la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation dans les termes d'erreurs. Pour nous assurer de l'exactitude de nos écarts-types, nous les avons corrigés par la méthode Newey-West qui produit des écarts-types robustes à ces deux particularités de la structure des erreurs. Nous avons spécifié une fenêtre d'autocorrélation de douze semaines afin d'écarter toutes possibilités de biais sur nos estimateurs de variance. Ce nombre de semaines a été choisi à l'aide de l'autocorrélogramme partiel de *usca* et de l'analyse de la section précédente qui nous avait permis de choisir le modèle AR(12) comme modèle optimal parmi les modèles autorégressifs.

3.1 Résultats de régression pour le modèle primaire

Tel que l'on peut le voir dans le tableau 7 de l'annexe 11, le coefficient de la tendance de long terme des retards de *usca* est positif et fortement significatif dans notre modèle primaire. Il est de 0.9168. Cela signifie donc qu'une grande partie des mouvements de *usca* peuvent être expliqués par les mouvements de long terme de ses valeurs passées. Toutefois, les déviations passagères de *usca* par rapport à sa tendance ne semblent pas apporter de l'information supplémentaire puisque leur coefficient de signe négatif est non statistiquement significatif.

3.2 Résultats de régression pour le modèle avec anticipations

Lorsque nous ajoutons au modèle primaire les anticipations des investisseurs quant à la valeur des monnaies canadienne et américaine, le coefficient de la tendance de long terme des retards de *usca* semble toujours être statistiquement significatif et de signe positif. Par contre, son amplitude et son degré de signification semblent être plus petits que dans le modèle primaire. Ceci est probablement dû à l'ajout des anticipations qui viennent maintenant chercher une partie de l'information que contenait la tendance de *usca* dans le modèle primaire. Aussi, les déviations de court terme des anticipations, calculées par l'indice Market Vane, s'avèrent

être statistiquement significatives et de signe négatif. Ces résultats sont présentés dans le tableau 8 de l'annexe 12.

3.3 Résultats de régression pour le modèle avec anticipations et variables financières

Lorsque nous ajoutons l'ensemble des variables financières au modèle précédent, il est possible de voir que la tendance des retards de *usca* ainsi que les déviations de court terme des anticipations des agents sont toujours statistiquement significatives et sont du même signe qu'auparavant. Les autres variables qui s'avèrent être statistiquement significatives sont les déviations de court terme de la volatilité implicite du taux de change, du rendement du contrat futures sur le S&P500 et celles de la volatilité implicite de ce dernier. Ici, le différentiel de taux d'intérêt de court terme ne semble pas avoir d'impact puisque aucune des variables le représentant n'a d'effet différent de zéro sur les mouvements de *usca*. Ces résultats sont présentés dans le tableau 9 de l'annexe 13.

3.4 Résultats de régression pour le modèle complet

Tel qu'il est possible de le voir sur le tableau 10 de l'annexe 14, quelques variables explicatives se sont plus particulièrement distinguées à travers ce modèle. Tout d'abord, la tendance de *usca*, exprimée par la moyenne mobile des rendements antérieurs du contrat futures, est très statistiquement significative. Le coefficient de cette variable se situe autour de 0.94, ce qui en fait la variable explicative la plus importante du modèle. Le coefficient est de signe positif ce qui correspond à la logique voulant que les valeurs futures des rendements suivent la tendance de long terme dictée par les rendements antérieurs, que celle-ci soit positive ou négative. Les écarts de court terme de *usca* sont quant à eux tout près d'être statistiquement significatifs et sont de signe négatif. Ce signe négatif implique qu'une déviation positive de *usca* par rapport à sa tendance à la période $t-1$ est suivie d'une baisse de *usca* à la période t , indiquant en quelque sorte un retour systématique de *usca* vers sa trajectoire de long terme.

Les variables représentant les rendements des contrats futures sur le pétrole, le gaz naturel, le bois d'œuvre, l'or et l'argent se sont avérés également statistiquement significatives. De façon plus spécifique, les mouvements de long terme des prix du pétrole et de l'argent ainsi que les mouvements de court terme de l'or semblent faire déprécier le taux de change alors que les variations de court terme des prix du gaz ainsi que la tendance des prix du bois d'œuvre et

de l'or semblent le faire apprécier. Les signes différents de ces coefficients peuvent être représentatifs des activités commerciales internationales du Canada à savoir que dans certains cas le pays est un exportateur net du produit en question alors qu'il en est un importateur net dans d'autres cas. L'explication du signe du coefficient du pétrole est plus complexe. En effet, bien que le Canada en soit un exportateur net, le coefficient qui y est associé dans notre régression est négatif.

Aussi, le coefficient des mouvements de long terme du ratio Market Vane est désormais positif et statistiquement significatif. Cela signifie donc que, lorsque la tendance veut que les investisseurs soient plus optimistes face à la monnaie canadienne que face à la monnaie américaine, le rendement du contrat futures sur le taux de change dollar américain/dollar canadien augmente. Il est donc possible de voir que, dans ce cas précis, les anticipations du marché envers le sous-jacent ont bel et bien un impact sur la valeur du contrat futures qui y est rattaché. Toutefois, des variations positives et de court terme du ratio Market Vane semblent toujours faire déprécier le taux de change. Ainsi, si la monnaie canadienne a un potentiel d'appréciation supérieur à la monnaie américaine lors de la période $t-1$, selon les anticipations du marché financier, il semble que, systématiquement, cela fasse déprécier le taux de change en période t .

Par ailleurs, la tendance du différentiel de taux d'intérêt de court terme a un coefficient négatif et statistiquement significatif, ce qui n'était pas le cas dans le modèle précédent où il était non statistiquement significatif. Le signe négatif est conforme au principe de la parité non couverte des taux d'intérêt voulant qu'un différentiel positif en faveur du Canada soit associé à une dépréciation de sa monnaie pour contrer les possibilités d'arbitrage de la part des investisseurs.

Il semble aussi que les mouvements du dollar américain par rapport à l'Euro et par rapport au Yen japonais ne soient toujours pas statistiquement significatifs lorsque vient le temps d'expliquer les mouvements de *usca*. Cela est également maintenant le cas pour la tendance et les mouvements de court terme du rendement du contrat futures sur le S&P500. Nous croyons que *usca* aurait dû avoir un lien avec le S&P500 puisque celui-ci représente le portefeuille de marché américain. Nous nous attendions à une relation négative, du moins avec les mouvements de long terme, puisqu'une augmentation du rendement du portefeuille de

marché américain a, en général, une influence positive sur la monnaie américaine, ce qui fait déprécier la monnaie canadienne.

3.5 Résultats de régression pour le modèle autorégressif

Dans le cas de notre modèle autorégressif d'ordre douze, il semble que les valeurs retardées provenant des sixième, septième et douzième semaines sont statistiquement significatives. Elles ont par contre des coefficients de signes opposés, celui de la sixième semaine étant positif et ceux des septième et douzième semaines étant négatifs. Tous les résultats de cette régression se trouvent dans le tableau 11 de l'annexe 15. Il semble que notre décision d'utiliser un modèle AR(12) soit une fois de plus justifiée étant donné que seuls les coefficients des grands retards sont statistiquement significatifs. Choisir un modèle autorégressif d'ordre plus petit aurait omis cette information importante.

4. Comparaison des prévisions des différents modèles

Maintenant, afin d'évaluer et de comparer les prévisions hors échantillon de nos modèles, nous avons utilisé le RMSE de chaque régression. La méthode utilisée pour récupérer les prévisions a été décrite dans la section IV. Le RMSE calcule à quel point les valeurs prédites de la variable dépendante se situent près des vraies valeurs de celle-ci. Il se calcule de la manière suivante :

$$\text{RMSE} : (E((f_t - y_t)^2))^{1/2}$$

où f_t = prévision de *usca* réalisée par nos différents modèles économétriques pour la période t

y_t = vraie valeur de *usca* que l'on retrouve dans les données pour la période t

E = symbole d'espérance mathématique

Donc, tel qu'il est possible de le voir dans le tableau 12 de l'annexe 16, les RMSE des différents modèles se situent entre 0.0084251 et 0.0115166. Le modèle primaire est celui qui génère le plus petit RMSE, soit 0.0084251. Ce modèle est ainsi celui qui arrive à prédire avec le plus d'exactitude la valeur que prendra le taux de rendement du contrat futures sur le taux de change dollar américain/dollar canadien dans les périodes à venir. Il semble donc que les valeurs retardées de la variable dépendante, avec la transformation que nous leur avons appliquée, sont ce qui explique le mieux le futur de *usca*. Ce modèle réussit également à faire

mieux que le modèle autorégressif d'ordre 12 et mieux que la marche aléatoire qui, elle, produit le RMSE le plus élevé de tous les modèles que nous avons testés, soit 0.0115166.

Le tableau 12 contient également les RMSE relatifs de chaque modèle. Ces rapports ont été calculés en divisant le RMSE de chacun des modèles par celui d'un modèle de référence. Les modèles de référence sont les modèles que nous considérons les plus importants, soit le modèle primaire, le modèle complet et le modèle AR(12). Ainsi, un modèle aura une performance de prévision supérieure à celle du modèle de référence si ce rapport est inférieur à un. Il est donc facile et rapide de déterminer si un modèle en surpasse un autre. C'est ainsi que nous pouvons confirmer que bel et bien aucun modèle testé n'arrive à surpasser les performances de prévision du modèle primaire. Toutefois, les RMSE relatifs nous montrent que celui qui s'en approche le plus jusqu'à maintenant est notre modèle complet avec un RMSE de 0.0088042.

Afin de nous assurer que la supériorité du modèle primaire en terme de prévisions est robuste à la fenêtre de prévision utilisée, nous avons refait nos calculs de prévision en utilisant cette fois des fenêtres beaucoup plus petites. Nous avons séparé notre échantillon en quatre sous échantillons et avons pratiqué des régressions coulissantes sur ceux-ci afin de récupérer leurs prévisions hors échantillon. Même dans ce cadre, le RMSE que génère le modèle primaire pour chaque sous échantillon est toujours inférieur au RMSE correspondant que génère le modèle complet. De plus amples tentatives pourraient donc réduire l'écart d'erreurs de prévision qui subsiste entre ces deux modèles. Il est tout de même intéressant de noter que notre modèle primaire produit des prévisions hors échantillon plus précises que celles du modèle autorégressif d'ordre douze et que celles de la marche aléatoire, ce qui est déjà un progrès important.

Section VI – Prévisions combinées

1. Explication de la procédure

Maintenant que nous avons constaté que les prévisions de notre modèle complet ne peuvent surpasser celles du modèle primaire pour cet échantillon de données, nous avons décidé de trouver un autre procédé qui pourrait permettre que cela soit le cas. Pour ce faire, dans cette section, nous avons construit nos prévisions de *usca* d'une manière différente de celle utilisée à la section précédente. Nous avons utilisé la technique des prévisions combinées mise en application, entre autres, dans Stock et Watson (2004). Cette technique consiste à construire les prévisions d'une variable économique à partir d'une combinaison de prévisions individuelles plutôt qu'à partir d'une seule prévision provenant d'une régression linéaire multiple. Stock et Watson (2004) ont remarqué que, même si prises séparément chacune des prévisions individuelles génère des résultats très instables, certaines formes de combinaisons de celles-ci permettent des prévisions qui surpassent celles d'un modèle autorégressif.

Dans ce travail, nous avons appelé prévision individuelle une prévision de *usca* faite à partir d'une régression linéaire où seules les variables explicatives rattachées à une variable particulière ont été conservées. Nous nous sommes servis de toutes les variables indépendantes de notre modèle complet pour construire les prévisions individuelles. Puisque nous avons utilisé dans ce modèle trente variables explicatives, nous avons créé quinze prévisions individuelles qui seront par la suite combinées. Par exemple, en utilisant la variable *pétrole* comme variable explicative et en dénotant la prévision individuelle pour la période t qui y est rattachée $f_t^{\text{pétrole}}$, la régression linéaire à exécuter est :

$$f_t^{\text{pétrole}} = \beta_0 + \beta_1 * \text{mapetrole} + \beta_2 * \text{ecartpetrole} + u$$

Les quatorze autres régressions ont la même forme, c'est-à-dire qu'elles incluent une constante en plus de la tendance de long terme et les déviations de court terme de la variable. Les quinze vecteurs de prévisions individuelles ont été créés de la même façon que l'ont été les prévisions des modèles de la section précédente, c'est-à-dire en récupérant récursivement les prévisions générées par chacune des régressions à un horizon de quatre semaines.

2. Méthodes de combinaison utilisées

Une fois récupérées, il fut nécessaire de combiner les quinze prévisions de *usca* pour la période t afin de ne retenir qu'une seule valeur pour cette période. Il en a été ainsi pour toutes les autres périodes constituant notre échantillon de prévisions. Le vecteur recueilli a servi à calculer le RMSE associé à cette procédure. Chacune des 123 combinaisons composant ce vecteur, puisque nous avons 123 valeurs prédites de *usca*, a été construite de la sorte :

$$\hat{f}_t = \sum_{i=1,15} w_{it} f_{it} \text{ où } t = 1, \dots, 123$$

Trois méthodes de combinaison ont été particulièrement retenues pour ce travail. Elles sont ce que Stock et Watson (2004) appellent « les méthodes simples de combinaison de prévisions » et elles ont servi à déterminer de quelle manière allaient être calculés les poids w_{it} . Notre décision d'utiliser ces types de combinaison a été influencée par les résultats qu'ont obtenus Stock et Watson (2004). En tentant de prévoir la croissance du PIB de sept pays, les auteurs ont remarqué que ces méthodes de combinaison, bien qu'elles soient les plus simples, permettent généralement des prévisions plus justes que celles où on utilise des poids variables à travers le temps.

En utilisant ces méthodes de combinaison, nous obtenons trois vecteurs de prévisions dont les précisions respectives ont été analysées à l'aide du RMSE. Tout d'abord, comme première méthode permettant de générer une valeur de f_t , nous avons utilisé la moyenne des quinze prévisions individuelles. De cette façon, le poids w_{it} est le même pour toutes les prévisions, soit $1/i$, où i est ici égal à quinze. Ensuite, nous avons utilisé la médiane de ces mêmes quinze prévisions pour générer les valeurs qui constituent notre deuxième vecteur de combinaisons. Pour terminer, la moyenne tronquée symétriquement à 5% a été utilisée. La moyenne tronquée permet d'éliminer les valeurs extrêmes dont tient compte la moyenne arithmétique conventionnelle et qui peuvent biaiser les résultats. Ainsi, nous avons enlevé les observations au-dessous du cinquième centile et au-dessus du quatre-vingt-quinzième centile. Étant donné la modeste taille de notre échantillon, ceci s'est résumé à se départir de la plus petite et de la plus grande des quinze prévisions individuelles et ce, pour chaque période t . Le vecteur qui en découle est donc composé des 123 moyennes arithmétiques où chacune est calculée à partir des treize observations restantes dans chacune des périodes.

3. Capacité de prévision des méthodes de combinaison

Le tableau 13 de l'annexe 17 nous permet de constater que lorsque nous utilisons la moyenne comme méthode de combinaison, nous obtenons le RMSE le plus petit parmi les méthodes de combinaison utilisées, soit 0.0087123. La méthode de combinaison utilisant la moyenne tronquée symétriquement à 5% suit de très près avec un RMSE de 0.0087994 alors que celle utilisant la médiane termine dernière avec un RMSE de 0.0088256. Cet ordre de performance entre les trois méthodes est similaire à ce qu'obtenaient Stock et Watson (2004) alors qu'ils tentaient de prévoir la croissance du PIB pour sept pays de l'OCDE.

Les RMSE relatifs que nous avons calculés et qui sont présentés dans le tableau 13 nous permettent encore une fois de déterminer s'il y a surperformance de la méthode de combinaison par rapport au modèle de référence. En fait, ils nous permettent de réaliser rapidement que les méthodes de combinaison utilisant la moyenne et la moyenne tronquée à 5% de nos prévisions individuelles surpassent notre modèle complet en terme de précision des prévisions. Ceci s'avère être très intéressant puisque nous savons que notre modèle complet arrivait en deuxième position derrière le modèle primaire lorsque nous analysons la performance de chacun dans la section précédente. La méthode des prévisions combinées nous a donc permis de nous rapprocher de notre modèle primaire en ce qui a trait à la justesse des prévisions tout utilisant les variables réelles et financières que nous jugions pertinentes, ce qui était le but de cette section.

Section VII - Conclusion

Dans le cadre de ce rapport, nous avons tenté de vérifier l'efficacité de nos prévisions du taux de rendement hebdomadaire du contrat futures portant sur le taux de change dollar américain/dollar américain (*usca*). La littérature à ce sujet est généralement pessimiste et suggère que la plupart des taux de change et des rendements de contrat futures sur devises sont imprévisibles. Le principal modèle que nous avons construit pour générer nos prévisions, celui que nous avons nommé « modèle primaire », inclut la tendance et de les déviations de court terme de la variable dépendante. Certains autres ont aussi été construits et ils incluent une vaste gamme de variables financières, de prix de matières premières échangées par le Canada et les États-Unis ainsi que les anticipations des investisseurs. Ces variables explicatives sont toutes susceptibles d'influencer la valeur des monnaies canadienne et américaine. De façon générale, les résultats de ce travail nous ont permis de remarquer que les coefficients des rendements des contrats futures sur le pétrole, le gaz naturel, le bois d'œuvre, l'or et l'argent se sont avérés statistiquement significatifs dans l'explication des mouvements de *usca* alors que cela est également le cas pour les coefficients représentant les retards de la variable dépendante, la confiance des investisseurs et le différentiel de taux d'intérêt de court terme.

Afin de pouvoir comparer les prévisions de nos modèles, nous avons aussi construit un modèle autorégressif d'ordre 12 et une forme de marche aléatoire. Le RMSE de chacun des modèles a été recueilli et il a ainsi été possible de déterminer lequel parmi ceux-ci génèrait les prévisions les plus justes. Nos résultats nous démontrent que le modèle primaire génère le plus petit RMSE, soit 0.0084251, alors que le modèle complet en génère un de 0.0088042. Pour le moment, ce dernier est donc incapable de réaliser des prévisions plus efficaces qu'un modèle n'incluant qu'une transformation des valeurs retardées de notre variable dépendante. Il est toutefois très intéressant de constater que notre modèle primaire fait mieux en terme de prévisions que la marché aléatoire et le modèle autorégressif. Ce résultat s'avère très intéressant car il est peu fréquent d'obtenir une telle conclusion dans la littérature. Dans la dernière section de notre rapport, nous avons également constaté que deux des trois combinaisons de prévisions individuelles que nous avons utilisées, soit la moyenne et la moyenne tronquée, produisaient un RMSE inférieur à celui de notre modèle complet. Leur RMSE sont respectivement de 0.0087123 et de 0.0087994.

Bien que nous ayons affirmé antérieurement que les méthodes de combinaison avec poids fixes à travers le temps généraient les meilleures prévisions, il semble exister une exception à cette règle. Stock et Watson (2004) ont utilisé dans leur article une technique de combinaison où, pour la prévision de la période t , un poids de 1 était donné à la prévision individuelle qui avait prédit le plus exactement la variable d'intérêt à la période $t-1$. Ils ont nommé cette technique « recent best ». Ainsi, le poids accordé à chaque prévision individuelle peut changer à travers les périodes. Dans une étude future, il serait intéressant d'aborder une telle approche puisque les résultats de Stock et Watson (2004) semblent indiquer que cette technique de combinaison permet un RMSE inférieur à la plupart des autres techniques.

Section VIII - Bibliographie

- Bourguinat, H., (1992), *Finance Internationale*, Paris, PUF.
- Bodie, Zvi., Kane, Alex., Marcus, Alan J., Perrakis, Stylianos., Ryan, Peter J. (2003), *Investments*, Fourth Canadian Edition, Chapitre 19, McGraw-Hill Ryerson, Toronto, Canada.
- Diebold, F.X. and Nason, J. A. (1990) « Nonparametric Exchange Rate Prediction? », *Journal of International Economics*, 28 (3-4), 315-332.
- Doukas, J. and Rahman, A. (1987), « Unit Roots Tests: Evidence from the Foreign Futures Market », *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22 (1), 101-108.
- Duffie, Darrell. (1989), *Futures Markets*, Chapters 1-4, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Engel, C. (1994), « Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rate », *Journal of International Economics*, 36 (1-2), 151-165.
- Lerner, Robert L. (2000) « The Mechanics of the Commodity Futures Markets, What They Are and How They Function », Mount Lucas Management Corp., *Futures Investment Series*, 2, 1-9.
- Meese, R. (1990), « Currency Fluctuations in the Post-Bretton Woods Era », *The Journal of Economic Perspectives*, 4 (1), 117-134.
- Meese, R. and Rogoff, K. (1983), « Empirical Exchange Rate Models of the Seventies, Do They Fit out of Sample? », *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- Mussa, M.L. (1990) « Exchange Rate in Theory and in Reality », *Essays in International Finance*, Department of Economics, Princeton University, 179.
- Norel, P. (1995), « La financiarisation du change », *Les Études du CERI*, Faculté des Sciences économiques de Poitiers, Institut d'études politiques de Paris, 9.
- Pan, M.-S., Chan, K. and Fok, R.C.W. (1997) « Do Currency Futures Prices Follow Random Walks? », *Journal of Empirical Finance*, 4, 1-15.
- Stock, James H. and Watson, Mark W. (2004) « Combination Forecasts of Output Growth in a Seven-Country Data Set », *Journal of Forecasting*, 23 (6), p. 405-430.
- Van Norden, S. and Amano, R.A. (1995), « Terms of Trade and Real Exchange Rates: the Canadian Evidence », *Journal of International Money and Finance*, 14 (1), 83-104.

- Vigfusson, R. (1997), « Switching Between Chartists and Fundamentalists: A Markov Regime-Switching Approach », *International Journal of Finance and Economics*, 2(4), 291-305.
- Wolff, C.C.P. (1987). « Time Varying Parameters and the Out of Sample Forecasting Performance of Structural Exchange Rate Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(1), 87-97.

Annexe 1

Tableau 1
Liste des variables utilisées dans l'ensemble de nos modèles

Nom de la variable	Description	Type de variable
<i>usca</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures portant sur le taux de change dollar américain/dollar canadien	Dépendante
<i>lagusca</i>	Valeur de <i>usca</i> retardée d'une période	Indépendante
<i>mouvementup</i>	Variable dichotomique valant 1 si le dollar américain s'est apprécié à la fois par rapport à l'Euro et au Yen japonais et 0 sinon	Indépendante
<i>mouvementupeu</i>	Variable dichotomique prenant la valeur 1 si le dollar américain s'est apprécié que par rapport à l'Euro et 0 sinon	Indépendante
<i>petrole</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures sur le pétrole	Indépendante
<i>gaz</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures sur le gaz naturel	Indépendante
<i>cereale</i>	Moyenne des rendements hebdomadaires des contrats futures sur différentes céréales (orge, blé, canola, soya, maïs, avoine)	Indépendante
<i>bois</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures sur le bois d'oeuvre	Indépendante
<i>cuiivre</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures sur le cuivre	Indépendante
<i>or</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures sur l'or	Indépendante
<i>argent</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures sur l'argent	Indépendante
<i>mv</i>	Ratio des valeurs de l'indice Maket Vane pour les monnaies américaine et canadienne (mv dollar canadien / mv dollar américain)	Indépendante
<i>volimpl</i>	Volatilité implicite du taux de change dollar américain/dollar canadien	Indépendante
<i>diffc</i>	Différentiel de taux d'intérêt de court terme entre le Canada et les Etats-Unis (Canada – Etats-Unis)	Indépendante
<i>sp500</i>	Rendement hebdomadaire du contrat futures sur l'indice S&P500	Indépendante
<i>volimplsp500</i>	Volatilité implicite de l'indice S&P500	Indépendante

Annexe 2

Tableau 2
Détails concernant le processus de création des prévisions hors échantillon

Début du premier sous-échantillon:	4 septembre 1998	Fin des prévisions:	24 février 2004
Fin du premier sous-échantillon:	4 septembre 2001	Nombre de prévisions hors échantillon recueillies par régression:	4
Nombre d'observations dans le sous-échantillon :	156	Nombre de valeurs prédites :	123

Annexe 3

Tableau 3

Critère d'information d'Akaike pour treize modèles autorégressifs de *usca*

Modèles	AIC(K)
AR(1)	-9.67991
AR(2)	-9.67760
AR(3)	-9.67104
AR(4)	-9.66744
AR(5)	-9.66163
AR(6)	-9.67763
AR(7)	-9.68140
AR(8)	-9.67446
AR(9)	-9.66787
AR(10)	-9.66224
AR(11)	-9.71898
AR(12)	-9.72735
AR(13)	-9.72026

*** Calculs effectués par l'auteur

Annexe 4

Tableau 4
Caractéristiques statistiques de *usca* (4 septembre 1998 - 24 février 2004)

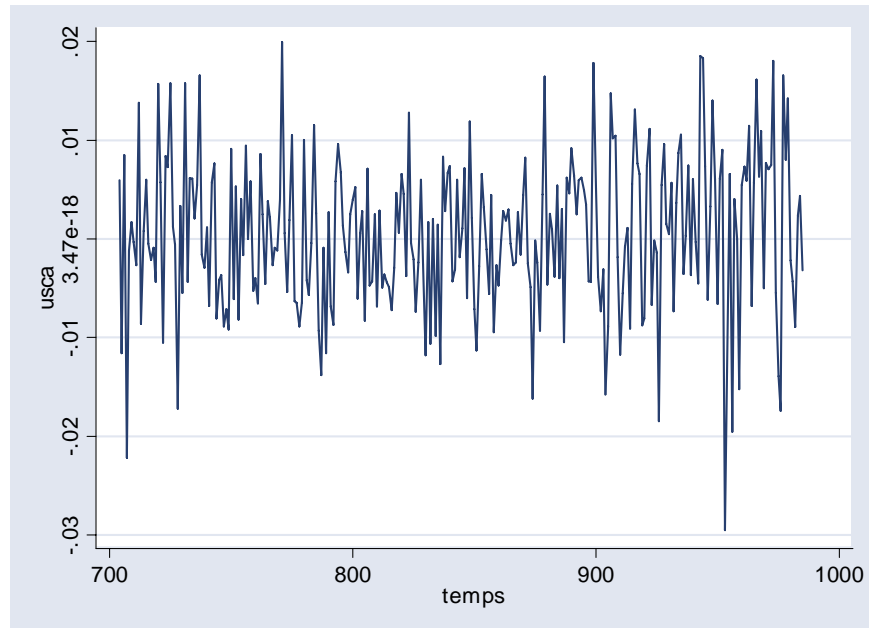
	<i>USCA</i>
Nombre d'observations	282
Moyenne (en %)	0.04584
Statistique t (moyenne = 0) *	0.97
P-Value associée au test moyenne=0	0.331
Variance (en %)	0.00625
Écart-Type (en %)	0.0079035
Valeur minimale (en %)	-2.9546700
Valeur maximale (en %)	1.9990500
Médiane (en%)	0.0586500
Coefficient d'asymétrie	-0.186429
Coefficient d'aplatissement	3.379312
Statistique X^2 (test de normalité) **	3.54
P-Value associée au test de normalité	0.17

* Test effectué afin de savoir si la moyenne des rendements hebdomadaires peut être statistiquement différente de zéro. La valeur critique de ce test t de Student à 5% de signification est 1.96.

** Test de normalité tenant compte des coefficients d'asymétrie (skewness) et d'aplatissement (kurtosis) de la distribution de *usca*. Commande *sktest* de Stata 8.0^{TD}. Statistique de test distribuée selon une loi X^2 avec ici 2 degrés de liberté. La valeur critique est de 5.99 pour un test à 5% de signification.

Annexe 5

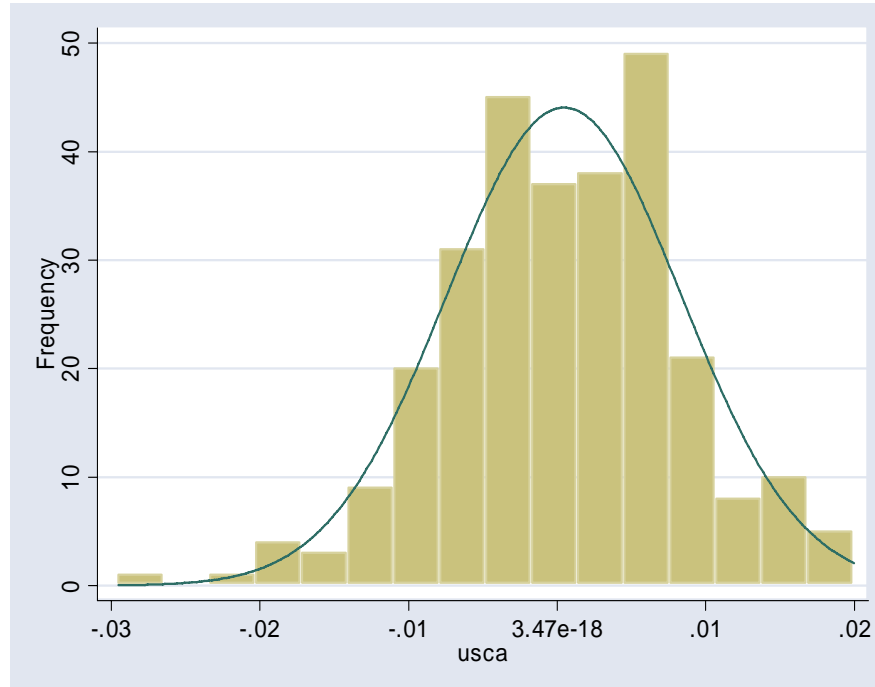
Graphique 1
Évolution de *usca* à travers le temps (4 septembre 1998 - 24 février 2004)



* Généré grâce à la commande *graph* de Stata 8.0 ^{TD}.

Annexe 6

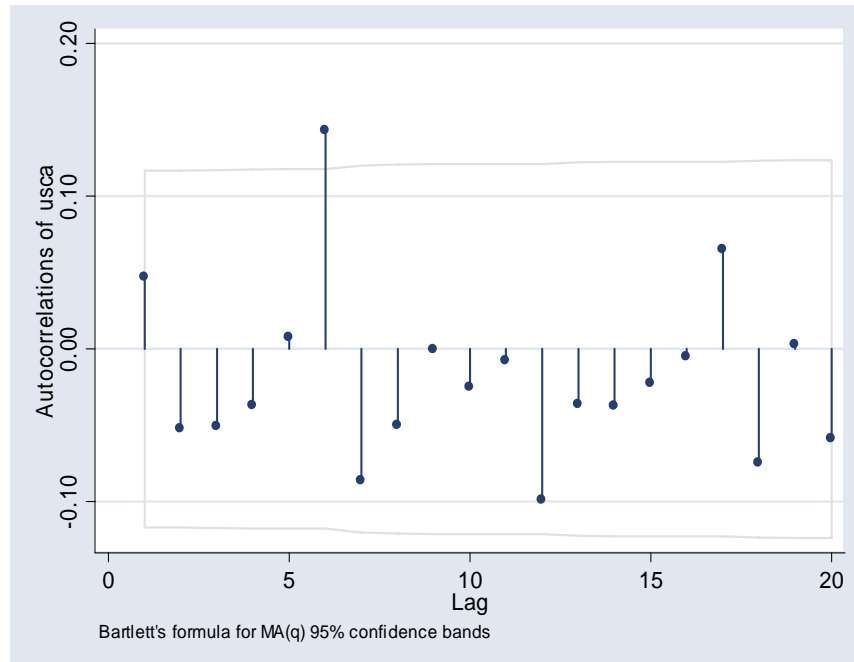
Graphique 2
Distribution de *usca* (4 septembre 1998 - 24 février 2004)



* Généré grâce à la commande *histogram* de Stata 8.0^{TD}.

Annexe 7

Graphique 3
Autocorrélation de *usca* (4 septembre 1998 - 24 février 2004)

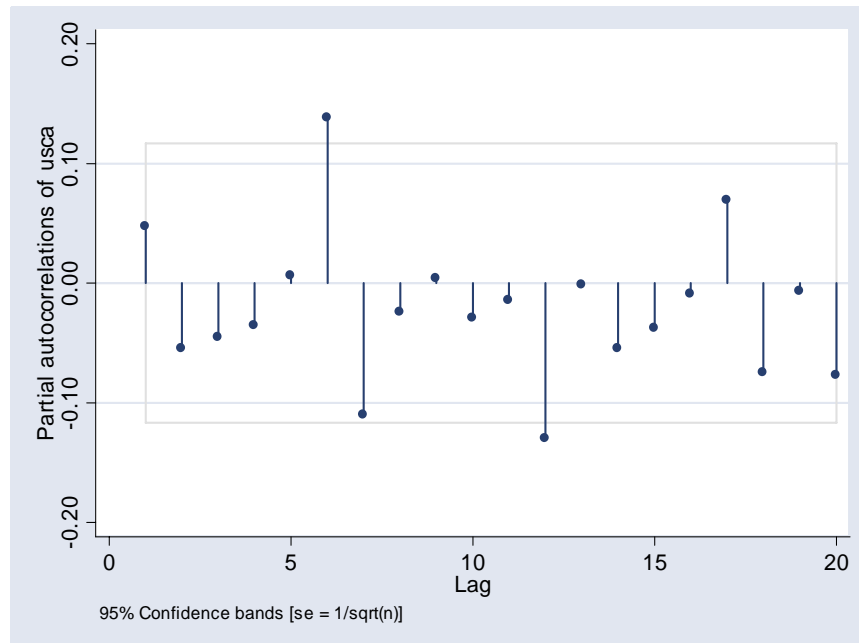


* Généré grâce à la commande *ac* de Stata 8.0^{TD}.

Annexe 8

Graphique 4

Autocorrélation partielle de *usca* (4 septembre 1998 - 24 février 2004)



* Généré grâce à la commande *pac* de Stata 8.0 ^{TD}.

Annexe 9

Tableau 5
Caractéristiques des rendements des contrats futures les plus importants
(4 septembre 1998 - 24 février 2004)

	<i>USJY</i>	<i>USEU</i>	<i>PÉTROLE</i>	<i>Gaz naturel</i>	<i>OR</i>	<i>Bois d'œuvre</i>	<i>S&P500</i>
Nombre d'observations	282	282	282	282	282	282	282
Moyenne (en %)	0.03774	0.05655	0.26705	0.44742	0.14442	0.12858	-0.04284
Statistique t (moyenne = 0) *	0.4	0.74	1	1.04	1.18	0.54	-0.3
P-Value associée au test moyenne=0	0.691	0.463	0.318	0.299	0.24	0.592	0.764
Variance (en %)	0.02539	0.01669	0.20068	0.52098	0.04248	0.16202	0.05733
Écart-Type (en %)	0.0159357	0.0129176	0.0447978	0.0721787	0.02061	0.0402516	0.0239428
Valeur minimale (en %)	-2.80737	-3.51836	-21.75341	-21.17701	-6.44767	10.6709500	-7.95354
Valeur maximale (en %)	12.77743	3.70719	11.49061	25.28983	15.33396	13.3083300	8.49964
Médiane (en%)	-0.08405	0.02633	0.37775	-0.02897	0.11251	-0.0201200	-0.05764
Coefficient d'asymétrie	2.160425	-0.0036329	-0.7858262	0.3112083	1.452371	0.254943	-0.0262856
Coefficient d'aplatissement	16.84838	2.762382	5.035596	3.420801	13.63729	3.006306	3.757942
Statistique X² (test de normalité) **	-	0.55	32.45	6.5	-	3.19	4.99
P-Value associée au test de normalité	0.0000	0.7578	0.0000	0.0387	0.0000	0.203	0.0826

* Test effectué afin de savoir si l'espérance des rendements hebdomadaires peut être statistiquement différente de zéro. La valeur critique de ce test t de Student à 5% de signification est 1.96.

** Test de normalité tenant compte des coefficients d'asymétrie (skewness) et d'aplatissement (kurtosis) de la distribution de la variable. Commande *sktest* de Stata 8.0^{TD}. Statistique de test distribuée selon une loi X² avec ici 2 degrés de liberté. La valeur critique est de 5.99 pour un test à 5% de signification.

Annexe 10

Tableau 6
Corrélations des variables explicatives avec *usca*
(4 septembre 1998 - 24 février 2004)

malagusca	0.3458
ecartlag	-0.062
mamouvup	0.0311
ecartmouvup	-0.0598
mamouvupeu	-0.0515
ecartmouvupeu	-0.0324
mapetrole	-0.0266
ecartpetrole	-0.0746
magaz	0.0223
ecartgaz	0.078
macereale	-0.0144
ecartcereale	-0.0685
mabois	-0.0019
ecartbois	0.0632
macuivre	0.0982
ecartcuivre	-0.008
maor	0.0779
ecartor	-0.0915
maargent	-0.0087
ecartargent	-0.0594
mamv	0.1272
ecartmv	-0.2019
mavolimpl	0.0737
ecartvolimpl	0.1026
madifftxc	0.1067
ecartdifftxc	0.0205
masp500	0.0998
ecartsp500	0.1099
mavolimpsp500	0.0063
ecartvolimplsp500	0.0998

* Générées à partir de la commande *correlate* de Stata 8.0TD.

Annexe 11

Tableau 7
Régression linéaire – Modèle primaire

usca	Coefficient β	Newey-West	t-Student	P>t	[95% Conf.	Interval]
		Std. Err.				
malagusca	<i>0.9168111</i>	<i>0.0742187</i>	<i>12.35</i>	<i>0</i>	<i>0.770695</i>	<i>1.062927</i>
ecartlag	-0.0570227	0.0585982	-0.97	0.331	-0.1723864	0.058341
constante	0.0000572	0.0001927	0.30	0.767	-0.0003222	0.0004365
N = 275	R ² = 0.1225	R ² ajusté = 0.1161				

*** Les variables dont les résultats sont en caractère gras et italique sont celles qui sont statistiquement significatives avec un seuil de signification de 10%. ($t < -1.645$, $t > 1.645$)

Annexe 12

Tableau 8
Régression linéaire – Modèle avec anticipations

usca	Coefficient β	Newey-West	t-Student	P>t	[95% Conf.	Interval]
		Écarts-Types				
malagusca	<i>0.89357</i>	<i>0.15749</i>	<i>5.67</i>	<i>0.00</i>	<i>0.58349</i>	<i>1.2036</i>
ecartlag	-0.06077	0.05841	-1.04	0.299	-0.17578	0.05423
mamv	0.00035	0.00043	0.82	0.415	-0.00049	0.0012
ecartmv	<i>-0.00635</i>	<i>0.00159</i>	<i>-3.98</i>	<i>0.00</i>	<i>-0.00948</i>	<i>-0.00321</i>
constante	-0.00036	0.0007	-0.51	0.608	-0.00174	0.00102
N = 275	R ² = 0.1712	R ² ajusté = 0.1589				

*** Les variables dont les résultats sont en caractère gras et italique sont celles qui sont statistiquement significatives avec un seuil de signification de 10%. ($t < -1.645$, $t > 1.645$)

Annexe 13

Tableau 9

Régression linéaire – Modèle avec anticipations et variables financières

usca	Coefficient β	Newey-West	t-Student	P>t	[95% Conf.	Interval]
		Std. Err.				
malagusca	0.95316	0.11208	8.5	0.00	0.73245	1.1739
ecartlag	-0.08024	0.05530	-1.45	0.148	-0.18913	0.02865
mamouvup	0.00201	0.00346	0.58	0.561	-0.004808	0.00884
ecartmouvup	-0.00171	0.00129	-1.33	0.185	-0.00425	0.000828
mamouvupeu	0.00128	0.00365	0.35	0.725	-0.005912	0.008488
ecartmouvupeu	0.000197	0.00130	0.15	0.879	-0.002365	0.00276
mamv	0.00074	0.000538	1.38	0.167	-0.000314	0.001804
ecartmv	-0.00659	0.00226	-2.91	0.004	0.00226	-0.00213
mavolimpl	-0.01029	0.02984	-0.34	0.731	-0.06906	0.04848
ecartvolimpl	0.27295	0.16060	1.70	0.09	-0.04331	0.58922
madifftxc	-0.0751	0.0584	-1.29	0.2	-0.19023	0.03997
ecartdifftxc	0.35336	0.31154	1.13	0.258	-0.26013	0.96686
masp500	-0.02485	0.03694	-0.67	0.502	-0.097608	0.047894
ecartsp500	0.034455	0.016966	2.03	0.043	0.001045	0.067865
mavolimpsp500	0.003916	0.00742	0.53	0.598	-0.010709	0.018543
ecartvolimplsp500	0.05638	0.030085	1.87	0.062	-0.00286	0.11562
constante	-0.001979	0.00256	-0.77	0.441	-0.00703	0.003075
N = 275	R ² = 0.2154	R ² ajusté= 0.1667				

*** Les variables dont les résultats sont en caractère gras et italique sont celles qui sont statistiquement significatives avec un seuil de signification de 10%. ($t < -1.645$, $t > 1.645$)

Annexe 14

Tableau 10
Régression linéaire - Modèle complet

usca	Coefficient β	Newey-West Écarts-Types	t-Student	P>t	[95% Conf.	Interval]
malagusca	<i>0.938404</i>	<i>0.1228895</i>	<i>7.64</i>	<i>0</i>	0.69634	1.1805
ecartlag	-0.0782328	0.0561685	-1.39	0.165	-0.18887	0.032404
mamouvup	0.0040379	0.0037233	1.08	0.279	-0.00329	0.011372
ecartmouvup	-0.0013996	0.0013176	-1.06	0.289	-0.003995	0.0011957
mamouvupeu	0.0006128	0.0041758	0.15	0.883	-0.0076124	0.0088379
ecartmouvupeu	-0.0002452	0.0013694	-0.18	0.858	-0.0029425	0.0024521
mapetrole	<i>-0.0359865</i>	<i>0.0207752</i>	<i>-1.73</i>	<i>0.085</i>	<i>-0.0769082</i>	<i>0.0049352</i>
ecartpetrole	-0.0110269	0.0106644	-1.03	0.302	-0.0320328	.0099791
magaz	0.0024053	0.0164338	0.15	0.884	-0.0299649	0.0347755
ecartgaz	<i>0.0125775</i>	<i>0.0056723</i>	<i>2.22</i>	<i>0.028</i>	<i>0.0014046</i>	<i>0.0237503</i>
macereale	0.0090765	0.0574685	0.16	0.875	-0.1041211	0.1222741
ecartcereale	-0.0222989	0.0295954	-0.75	0.452	-0.080594	0.0359963
mabois	<i>0.038598</i>	<i>0.0216225</i>	<i>1.79</i>	<i>0.075</i>	<i>-0.0039927</i>	<i>0.0811886</i>
ecartbois	0.0185955	0.0154201	1.21	0.229	-0.011778	0.048969
macuivre	0.0683027	0.0484633	1.41	0.160	-0.0271572	0.1637626
ecartcuivre	-0.0013999	0.0158315	-0.09	0.930	-0.0325837	0.0297839
maor	<i>0.1358238</i>	<i>0.0407973</i>	<i>3.33</i>	<i>0.001</i>	<i>0.055464</i>	<i>0.2161836</i>
ecartor	<i>-0.0589403</i>	<i>0.0306186</i>	<i>-1.92</i>	<i>0.055</i>	<i>-0.1192507</i>	<i>0.0013702</i>
maargent	<i>-0.1923448</i>	<i>0.0605193</i>	<i>-3.18</i>	<i>0.002</i>	<i>-0.3115517</i>	<i>-0.0731379</i>
ecartargent	0.0315329	0.027042	1.17	0.245	-0.0217326	0.0847983
mamv	<i>0.0011173</i>	<i>0.0005542</i>	<i>2.02</i>	<i>0.045</i>	<i>0.0000257</i>	<i>0.0022089</i>
ecartmv	<i>-0.0069181</i>	<i>0.0024212</i>	<i>-2.86</i>	<i>0.005</i>	<i>-0.0116871</i>	<i>-0.002149</i>
mavolimpl	0.0322968	0.0289237	1.12	0.265	-0.0246752	0.0892689
ecartvolimpl	<i>0.2431928</i>	<i>0.1419706</i>	<i>1.71</i>	<i>0.088</i>	<i>-0.0364515</i>	<i>0.5228372</i>
madiffxc	<i>-0.1642178</i>	<i>0.0762605</i>	<i>-2.15</i>	<i>0.032</i>	<i>-0.3144308</i>	<i>-0.0140048</i>
ecartdiffxc	0.4886768	0.3596219	1.36	0.175	-0.2196826	1.197036
masp500	-0.0411419	0.0432255	-0.95	0.342	-0.1262847	0.0440009
ecartsp500	0.0305261	0.0188188	1.62	0.106	-0.0065418	0.0675941
mavolimplsp500	-0.0026134	0.0102434	-0.26	0.799	-0.0227902	0.0175634
ecartvolimplsp500	<i>0.0653077</i>	<i>0.0338304</i>	<i>1.93</i>	<i>0.055</i>	<i>-0.0013292</i>	<i>0.1319446</i>
constante	-0.0037458	0.0029745	-1.26	0.209	-0.0096047	0.0021131
N = 275	R ² = 0.2694	R ² ajusté = 0.1795				

*** Les variables dont les résultats sont en caractère gras et italique sont celles qui sont statistiquement significatives avec un seuil de signification de 10%. ($t < -1.645$, $t > 1.645$)

Annexe 15

Tableau 11
Régression linéaire - Modèle autorégressif d'ordre 12

usca	Coefficient β	Newey-West	t-Student	P>t	[95% Conf.	Interval]
		Std. Err.				
lagusca1	0.05054	.048226	1.05	0.296	-0.0444272	0.1455063
lagusca2	-0.04689	0.068973	-0.68	0.497	-0.1827071	0.0889365
lagusca3	0.02379	0.0769798	0.31	0.758	-0.1277965	0.1753808
lagusca4	-0.03928	0.0556094	-0.71	0.481	-0.1487866	0.0702258
lagusca5	0.01543	0.0657777	0.23	0.815	-0.114098	0.1449612
lagusca6	<i>0.1491</i>	<i>0.057728</i>	<i>2.58</i>	<i>0.010</i>	0.0354234	0.2627797
lagusca7	<i>-0.11892</i>	<i>0.0580295</i>	<i>-2.05</i>	<i>0.041</i>	-0.233193	-0.0046494
lagusca8	-0.00319	0.0475012	-0.07	0.946	-0.0967316	0.0903471
lagusca9	0.02834	0.0812793	0.35	0.728	-0.1317162	0.1883945
lagusca10	-0.020127	0.0671631	-0.30	0.765	-0.1523848	0.1121307
lagusca11	-0.02389	0.0625337	-0.38	0.703	-0.1470404	0.0992426
lagusca12	<i>-0.12399</i>	<i>0.0507367</i>	<i>-2.44</i>	<i>0.015</i>	-0.22391	-0.0240882
constante	0.00049	0.0004381	1.11	0.268	-0.0003763	0.0013493
N = 271	R ² = 0.565	R ² ajusté = 0.0126				

*** Les variables dont les résultats sont en caractère gras et italique sont celles qui sont statistiquement significatives avec un seuil de signification de 10%. ($t < -1.645$, $t > 1.645$)

Annexe 16

Tableau 12
RMSE et RMSE relatifs des différents modèles estimés

	Modèle primaire	Modèle avec anticipations	Modèle avec anticipations et variables financières	Modèle Complet	AR (12)	Marche aléatoire
RMSE	0.0084251	0.0089324	0.0089686	0.0088042	0.0090835	0.0115166
RMSE/RMSE Modèle Complet	0.95694101	1.0146	1.0187	1	1.0317235	1.30808023
RMSE/RMSE Modèle Primaire	1	1.0602	1.0645	1.0449965	1.07814744	1.36693926
RMSE/RMSE AR(12)	0.92751693	0.9834	0.9874	0.96925194	1	1.26785931

*** Calculs effectués par l'auteur

Annexe 17

Tableau 13
RMSE et RMSE relatif associé à trois méthodes de combinaison de prévisions

	Moyenne	Médiane	Moyenne tronquée
RMSE	0.0087123	0.0088256	0.0087994
RMSE/RMSE modèle complet	0.9895618	1.00243066	0.999454806
RMSE/RMSE modèle primaire	1.03408862	1.04753653	1.044426772
RMSE/RMSE modèle AR(12)	0.95913469	0.97160786	0.96872351

*** Calculs effectués par l'auteur